

个人缴费标准与居民医保参保率

——基于多期随机优化模型的理论分析和实证研究

贾宗穆 江振龙 徐达实*

摘要: 本文通过建立参保、消费、疾病治疗三者同时决策的多期随机优化模型,从理论上探讨了个人缴费标准上涨对居民医保参保决策的影响。研究发现,在线性遗产函数和参保决策不影响治疗决策的假设下,居民常见的参保决策方法是理性的,即比较预期报销的医疗费用是否大于个人缴费。数值模拟结果表明:老年居民存在自发退保现象;个人缴费标准超过450元后参保率将降到90%以下;个人缴费标准上涨还会导致居民总体死亡率上升。

关键词: 居民医保;医保费用;多期随机优化模型

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2026.01.04

一、引言

中国基本医疗保险制度经过几十年的发展,取得了巨大成功。2018—2022年基本医疗保险参保率连续五年超过95%,基本实现了全覆盖。当前,中国的基本医疗保险分为城镇职工基本医疗保险(以下简称职工医保)和城乡居民基本医疗保险(以下简称居民医保)。然而,从2022年开始,居民医保参保人数连续三年下降超过1500万,引发了广泛的社会关注。^①为何大量居民退出居民医保,参加居民医保值不值,成为热议话题。

尽管居民医保参保人数快速下降引发了广泛的社会关注,但学术界对居民医保退保这一重要现象缺乏关注,鲜有学者对居民的参保决策进行深入研究。在现有研究中,郑功成和谭琳子(2024)针对个人缴费标准连年上涨引发居民缴费积极性下降甚至退保展开了研究,论述了现行居民医保筹资政策的不良效应,以及更合理的政策设计与实践路径。由于缺少数据,很难直接对居民医保退保这一新现象进行实证分析。少数学者利用中国家庭层面的调查数据进行相关研究,但又存在数据滞后问题。例如,张川川和刘来泽(2023)利用2011—2015年的中国健康与养老追踪调查(China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS)数据估计了居民医保的需求价格弹性,发现个人缴费标

* 贾宗穆,西南政法大学经济学院、东莞理工学院经济与管理学院;江振龙,中国社会科学院金融研究所;徐达实,湖南财政经济学院会计学院。通信作者及地址:贾宗穆,重庆市两江新区宝圣大道301号,401120;电话:15708427088;E-mail:zymoon_jia@163.com。本文受到国家自然科学基金青年项目(72303237)、中国社会科学院“青启计划”(2024QQJH120)和中国社会科学院学科建设“登峰战略”资助计划(DF2023YS28)的资助。感谢编辑和匿名审稿人提出的宝贵意见,文责自负。

① 2023年10月24日“居民医保一年减少2500万人”冲上新浪微博热搜榜第4位,2024年3月12日“农村断缴城乡居民医保背后”再次冲上热搜榜第7位。

准提高 10%，参保概率将降低 0.15%，低估了参保率的下降幅度。赵绍阳等(2020)基于 2010—2016 年的中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)数据解释了新生儿未参保之谜。王昭茜和仇雨临(2021)利用 2012—2018 年的 CFPS 数据分析了居民医保参保中断现象。理论研究对数据的依赖程度较低,但相关文献更加匮乏。封进和宋铮(2007)构建了一个消费-医疗支出单期决策模型,研究了新型农村合作医疗(以下简称新农合)建立之初能够实现收支平衡的参保率及其福利效应。尽管封进和宋铮(2007)的研究对分析居民医保退保现象具有重要启示,但遗憾的是,个人缴费标准上涨对居民医保参保率的影响并不是其关注的主要问题。

鉴于此,本文对封进和宋铮(2007)单期决策模型进行拓展,建立居民参保、消费、疾病治疗三者同时决策的多期随机优化模型,从理论上研究居民的最优参保决策,以及个人缴费标准上涨的影响。模型假定居民总贴现效用由消费、剩余寿命和遗产共同决定,当期剩余寿命由上一期剩余寿命和当期寿命损失决定,当期寿命损失由随机的疾病和治疗决策决定。理论分析表明,比较预期报销的医疗费用是否大于个人缴费这一常见的参保决策方法,在线性遗产函数且参保决策不影响治疗决策时是理性的。

利用线性遗产函数,本文首先模拟了不同财富水平的老年居民的最优参保决策,发现了自发退保现象,即在个人缴费标准及其他条件不变的情况下,居民由于剩余寿命减少或疾病严重到放弃治疗,就会自发地退出居民医保。然后,本文模拟了个人缴费标准上涨对各类居民参保决策的影响。结果表明,随着个人缴费标准的上涨,患病概率较高的居民也会逐渐退出居民医保,即越来越多的居民退保。最后,本文将异质性居民的模拟结果进行加总,利用 2020 年第七次全国人口普查、2020 年 CHARLS 以及 2019 年中国家庭金融调查(China Household Finance Survey, CHFS)等数据校准模型,进行实证分析,模拟了老年居民总体的参保率。模拟结果显示,个人缴费标准达到 450 元后,居民医保参保率会下降到 90% 以下,这表明当前个人缴费标准接近维持居民医保普惠性的临界值,进一步上涨须警惕参保率继续下降的风险。此外,本文还进行了反事实分析,发现个人缴费标准上涨还会导致居民总体死亡率上升。

本文属于医疗保险与最优医保支出的理论研究,国外经典文献包括 Grossman(1972)、Cutler and Zeckhauser(2000)、Cardon and Hendel(2001)、Einav et al.(2013),国内相关文献包括封进和宋铮(2007)、马超等(2021)、贺梦阳和丁建定(2022)、封进等(2022)、周慧等(2024)。模型框架方面,Grossman(1972)是多期非随机决策模型,其余文献是单期或两期随机决策模型,而本文是多期随机决策模型。值得注意的是,多期随机决策模型在研究本文问题时是非常必要的。一方面,随机模型能够刻画居民健康状况的不确定性;另一方面,多期决策模型能够追踪居民每期的参保决策,而单期和两期模型都无法做到这一点。建模方式方面,相比于文献中的健康水平、医疗支出、金钱折算的健康状况,本文模型中的剩余寿命、寿命损失和治疗费用更加具体且容易测量,这是本文模型的另一优点。在以上文献中,本文与封进和宋铮(2007)的联系最为紧密。封进和宋铮(2007)研究了新农合建立之初的参保率与收支平衡问题,而本文研究了居民医保体系较为成熟时出现的参保人数快速下降这一新问题。

与现有文献相比,本文的贡献包括三点。第一,本文研究了居民医保退保这一新现象,从理论和实证两个方面补充了现有文献。理论方面,本文延续了封进和宋铮(2007)的研究,给出了居民常见参保决策方法为理性决策的条件;实证方面,本文与张川川和刘来泽(2023)共同给出了居民医保需求价格弹性的合理范围。第二,本文发现了因剩余寿命减少或健康状况恶化而导致的自发退保现象,目前尚未发现有类似结论的文献。第三,本文拓展了医疗保险与最优医保支出方面的理论模型,将现有的单期、两期随机优化模型和多期非随机优化模型拓展到了多期随机优化模型,建模方式更加贴近现实,并提供了居民总体的数值模拟框架。值得注意的是,多期随机优化模型中居民的寿命是不确定的,导致模型求解需要穷尽所有可能性,从而造成非常大的计算量,尤其是对居民总体进行模拟时,但本文克服了这一困难。这是本文在技术上作出的贡献。

二、基本事实与概念界定

本部分将给出关于居民医保的基本事实,从而澄清本文所用概念,特别是居民医保参保率和个人缴费标准。本部分也将简单探讨居民医保参保人数下降和个人缴费标准上涨的原因。

(一) 居民医保参保人数下降

居民医保的前身新农合于2003年开始建立,而统一的居民医保制度于2017年开始建立,于2019年在全国范围内全面实施。如表1所示,2018年居民医保参保人数达到最高峰10.278亿人。但是,从2019年开始,参保人数开始下降,2022、2023年下降幅度均超过2000万人。那么,参保人数下降的原因是什么呢?

根据国家医保局有关同志的回应^①,参保人数下降的原因之一是部分原来参加居民医保的群众转为参加职工医保。那么,是否减少的居民医保参保者全部转到了职工医保呢?表1第3行列出了扣除职工医保因素的居民医保参保增量,可以看到,2022—2024年参保人数降幅均超过750万,说明居民医保参保人数下降不完全是职工医保参保人数上升所致。

为了剔除职工医保的影响,本文定义并计算了居民医保参保率,公式如下:

$$\text{居民医保参保率} = \frac{\text{居民医保参保人数}}{\text{总人口} - \text{职工医保参保人数}} \times 100\%.$$

结果如表1第5行所示,居民医保参保率在2021年达到顶峰95.31%,随后快速下降,2024年参保率降至92.041%。

国家医保局有关同志提到的另一个原因是,重复参保减少、规范参保统计口径等因素累计减少超过4000万数据。这一原因确有可能是居民医保参保人数下降的主要原因。2022—2024年,扣除职工医保因素的居民医保参保人数累计仅减少3659万。

^① 详见 http://www.nhsa.gov.cn/art/2023/10/25/art_14_11447.html, 访问时间:2025年12月31日。

表 1 2018—2024 年居民医保参保率与个人缴费标准

	2024 年	2023 年	2022 年	2021 年	2020 年	2019 年	2018 年
居民医保参保人数(万人)	94 718	96 294	98 349	100 866	101 676	102 483	102 778
居民医保参保增量(万人)	-1 576	-2 055	-2 517	-810	-807	-295	15 419
扣除职工医保因素的居民医保参保增量(万人)	-751	-1 204	-1 704	166	724	949	16 777
无职工医保人口总数(万人)	102 908	103 872	104 932	105 829	106 757	108 083	108 860
居民医保参保率(%)	92.041	92.705	93.727	95.310	95.241	94.818	94.413
筹资标准(元)	1 020	960	900	830	770	710	630
人均财政补助标准(元)	640	610	580	550	520	490	450
个人缴费标准(元)	380	350	320	280	250	220	180

注：数据来源于国家统计局。

(二) 个人缴费标准快速上涨

2003 年新农合建立时,个人缴费仅为 10 元。表 1 后 3 行展示了居民医保近年的筹资标准、财政补助的筹资标准和个人缴费标准。2024 年,居民医保个人缴费标准为 380 元^①,较 2018 年上涨 111.1%,是 2003 年的 38 倍。

为什么个人缴费标准会快速上涨呢?按照国家医保局有关同志的说法,居民医保筹资标准的确定统筹考虑了经济社会发展、医药技术进步、医疗费用增长和居民基本医疗保障需求等因素,医保缴费标准上涨带来了更广的保障范围、更高的报销比例和更方便的结算服务。^②

必须说明的是,表 1 中的筹资标准、财政补助标准是国家规定的最低标准。大部分省份都按照该标准执行,特别是中西部省份。对于东部发达省份和直辖市,比如北京、上海、辽宁、山东、江苏、浙江、福建、广东,财政补助标准和个人缴费标准普遍高于表 1,且各地级市都有自己的标准。^③ 这些地区大多还针对不同人群设置了不同的缴费标准,例如北京,2024 年学生儿童、劳动年龄内居民和城乡老年人的个人缴费标准分别为 375 元、695 元和 400 元。对于困难群体,比如特困人员、低保对象、纳入乡村振兴部门监测对象,所有省份都会全额或定额资助。某些省份或市区还实行了分档缴费,比如天津、重庆、四川成都,低档基本为国家规定的最低标准,而高档则明显高于最低标准。

由此可见,居民医保个人缴费标准在全国范围内存在一定的异质性。不过,鉴于多数地区仍按照国家规定的最低标准执行,为了简便,后文的个人缴费标准完全参照表 1。

^① 本文个人缴费标准的年份为享受待遇年份,实际缴费年份通常为前一年。例如,享受 2024 年居民医保待遇的个人缴费标准为 380 元,其实际缴费年份为 2023 年。

^② 2003 年新农合制度建立之初,仅 300 余种药品能报销,政策范围内住院费用报销比例普遍为 30%至 40%,而到 2024 年 3 088 种药品进医保,政策范围内住院费用报销比例为 70%左右。详见 https://www.gov.cn/zhengce/202403/content_6941339.htm,访问时间:2025 年 12 月 31 日。

^③ 郑功成和谭琳子(2024)详细总结了各省份居民医保缴费标准,王超群等(2022)研究了居民医保差别定额缴费对财政补助的影响。

三、多期随机优化模型

本部分拓展封进和宋铮(2007)的模型,基于经典的离散时间决策模型(Pennacchi, 2007),建立参保、消费、疾病治疗三者同时决策的多期随机优化模型。在模型中, t 代表年龄,一期表示一年。居民的决策时间线如图1所示,第 t 期期初,给定居民上一期的剩余寿命 n_{t-1} 、寿命损失 l_{t-1} 和财富 a_{t-1} ,居民选择是否参保;第 t 期期内,居民先进行消费的决策,随后遭遇随机的疾病,居民再决定是否治疗。

注意,本文所指的居民均为自费参加居民医保的居民。这类居民通常没有正式工作单位,就业较为灵活,甚至没有工作,老年主要依靠存款和子女赡养生计。由于本文模型需要采用倒推法进行求解,越年轻的居民,倒推链条越长,求解越复杂,模型适用性也越面临更大挑战。因此,为了简便,本文仅考虑年龄大于等于60岁的老年居民的决策,后文的数值模拟也围绕这一群体。

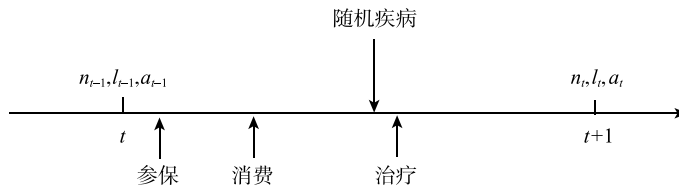


图1 居民决策时间线

(一) 居民决策

假设居民刚满60岁时的财富,即初始财富,为 a_0 ,其单期效用函数 $U(c_t, n_t)$ 由消费 c_t 和剩余寿命 n_t 决定。令居民损失的寿命为 l_t ,则:

$$n_t = n_{t-1} - l_t. \quad (1)$$

居民每年损失的寿命 l_t 由随机的疾病 $d_t \in \{1, 2, \dots, d_{max}\}$ 和是否治疗 $Z_t(d_t) \in \{1, 0\}$ 共同决定,其中 d_t 越大则疾病越严重, d_{max} 为最严重的疾病,而 $d_t = 1$ 则表示健康未患病; $Z_t(d_t) = 1$ 表示治疗, $Z_t(d_t) = 0$ 表示不治疗。假定当期能够完全治愈的疾病为 $\{1, 2, \dots, k+1\}$,则居民的寿命损失 l_t 为:

$$l_t = \max\{1, d_t - k \cdot Z_t(d_t)\}. \quad (2)$$

也就是说,在居民健康或完全治愈的情况下,居民的寿命损失为1;居民生病且不治疗的寿命损失为 d_t ;居民生病治疗但未完全治愈时的寿命损失为 $d_t - k$ 。 l_t 也表示下一期期初居民的健康状况,若 $l_t = 1$,我们称下一期的居民为健康居民;若 $l_t > 1$,则称为非健康居民。居民的治疗费用 m_t 与疾病严重程度有关,假定 $m_t = m(d_t)$,且 $m'(\cdot) > 0$, $m''(\cdot) > 0$,即 m_t 随 d_t 加速递增。

考虑到居民所患疾病 d_t 通常与期初的健康状况 l_{t-1} 有关,借鉴封进和宋铮(2007),令疾病发生的概率转移矩阵为 $\Pi = [\pi_{ij}]$,即给定 $l_{t-1} = j$ 条件下 $d_t = i$ 的条件概率为 π_{ij} 。由

于缺乏相关数据逐一校准 π_{ij} ，本文进一步设定^①：

$$\pi_{ij} = P\{d_t | l_{t-1}\} = P\{d_t - l_{t-1} = x\} = \begin{cases} pq^x, & l_{t-1} \leq d_t < d_{max} \\ q^x, & d_t = d_{max} \end{cases}. \quad (3)$$

在该设定下，第 t 期居民的疾病严重程度至少为 l_{t-1} ，保持期初健康状况的概率为 p ，生更严重疾病的概率（以下简称患病概率）为 $1-p=q$ 。最重要的是，式(3)意味着，居民患越严重疾病的概率越小。

令是否参保的决策变量为 X_t ， $X_t=1$ 表示居民参加居民医保， $X_t=0$ 表示居民不参加。再令个人缴费标准为国家规定的最低标准 f_t ，居民医保报销比例为 τ ，利率为 r ，期初财富为 a_{t-1} ，则下一期居民的财富为：

$$a_t = [a_{t-1} - c_t - X_t f_t - (1 - \tau X_t) Z_t(d_t) m_t](1 + r). \quad (4)$$

假设居民在 L_t 岁死亡^②，则 a_{L_t} 将作为遗产留给家人，遗产带来的效用为 $B(a_{L_t})$ 。因此，每一年居民都进行是否参保、消费、是否治疗的决策，使得其总贴现效用最大，即：

$$J_t(a_{t-1}, n_{t-1}, l_{t-1}) \equiv \max_{\{X_s, c_s, \{Z_s(d_s)\}_{s=t}^{L_t}\}} E_t \left\{ \sum_{s=t}^{L_t} \beta^{s-t} U(c_s, n_s) + \beta^{L_t+1-t} B(a_{L_t}) \right\}, \quad (5)$$

其中， β 为贴现因子，状态变量 (a_t, n_t, l_t) 满足式(1)、式(2)、式(4)， $J_t(a_{t-1}, n_{t-1}, l_{t-1})$ 为间接效用函数。^③

(二) 模型求解

式(5)可改写为贝尔曼方程：

$$\begin{aligned} J_t(a_{t-1}, n_{t-1}, l_{t-1}) &= \max_{X_t, c_t, \{Z_t(d_t)\}} E_t \{ U(c_t, n_{t-1} - l_t) + \beta J_{t+1}(a_t, n_t, l_t) \} \\ &= \max_{X_t, c_t, \{Z_t(d_t)\}} \sum_{d_t=l_{t-1}}^{d_{max}} P\{d_t | l_{t-1}\} \cdot \left\{ U(c_t, n_{t-1} - l_t) \right. \\ &\quad \left. + \beta J_{t+1}(a_t, n_t, l_t) \right\}. \end{aligned} \quad (6)$$

给定居民的参保、消费决策，令 MRZ_t 为是否治疗的总效用之差，即治疗的收益：

$$MRZ_t = \Delta U_{Z,t} + \beta \Delta J_{Z,t},$$

其中，

$$\Delta U_{Z,t} = \begin{cases} U(c_t, n_{t-1} - \max\{d_t - k, 1\}) \\ -U(c_t, n_{t-1} - d_t) \end{cases}, \text{ 为是否治疗的当期效用之差；}$$

$\Delta J_{Z,t} =$

$$\left\{ \begin{aligned} &J_{t+1}([a_{t-1} - c_t - f_t X_t - (1 - \tau X_t) m_t](1 + r), n_{t-1} - \max\{d_t - k, 1\}, \max\{d_t - k, 1\}) \\ &- J_{t+1}((a_{t-1} - c_t - f_t X_t)(1 + r), n_{t-1} - d_t, d_t) \end{aligned} \right\},$$

① 封进和宋铮(2007)在模拟中进一步设定 $\pi_{ij} = \begin{cases} \rho, & i=j \\ \frac{1-\rho}{J-1}, & i \neq j \end{cases}$ ，其中 J 为健康状态的数量。在这一设定下，所有 $i \neq j$ 的概率相等，而 2020 年人口普查 60 岁及以上老年人口的健康状况数据显示，越不健康的居民占比越低。若要解释居民的退保行为，则需要 ρ 非常大，从而导致健康居民占比过高。

② 居民在 L_t 岁死亡意味着，第 $L_t - 1$ 岁时，居民活着，即 $n_{L_t-1} > 0$ ；而第 L_t 岁时，居民死亡，即 $n_{L_t} \leq 0$ 。若未来的寿命损失都为 1，居民将在 $n_t + t$ 岁死亡。

③ 由于存在家庭代际转移支付，本文不考虑老年居民面临的信贷约束，并允许遗产为负。

为是否治疗的下一期间接效用之差。所以：

$$Z_t(d_t) = \begin{cases} 0, & MRZ_t < 0 \\ 1, & MRZ_t \geq 0 \end{cases} \quad (7)$$

令 $D_t = \{d_t | d_t \geq l_{t-1}, MRZ_t \geq 0\}$, 即居民的疾病治疗范围。显然, D_t 与是否参保 X_t 、消费 c_t 有关, 不妨写作 $D_t\{X_t, c_t\}$ 。

给定居民的参保决策, 关于消费的一阶条件为：

$$\sum_{d_t=l_{t-1}}^{d_{max}} P\{d_t | l_{t-1}\} \cdot \{U'_c(c_t, n_t) - \beta(1+r) J'_{a,t+1}(a_t, n_t, l_t)\} = 0, \quad (8)$$

由此可解得消费 $c_t(X_t)$ 。

最后考虑居民的参保决策。令 $D_{1t} = D_t\{1, c_t(1)\}$, $D_{0t} = D_t\{0, c_t(0)\}$; $Z_{1t}(d_t)$ 为居民参保情况下的治疗决策, $Z_{0t}(d_t)$ 为居民非参保情况下的治疗决策; $l_{1t} = \max\{d_t - k \cdot Z_{1t}(d_t), 1\}$ 为居民参保情况下的寿命损失, $l_{0t} = \max\{d_t - k \cdot Z_{0t}(d_t), 1\}$ 为居民非参保情况下的寿命损失。再令 MRX_t 为是否参保的总效用之差, 即参保的收益：

$$MRX_t = \sum_{d_t=l_{t-1}}^{d_{max}} P\{d_t | l_{t-1}\} \cdot \{\Delta U_{X,t} + \beta \Delta J_{X,t}\},$$

其中,

$$\Delta U_{X,t} = \left\{ \begin{array}{l} U(c_t(1), n_{t-1} - \max\{d_t - k \cdot Z_{1t}(d_t), 1\}) \\ -U(c_t(0), n_{t-1} - \max\{d_t - k \cdot Z_{0t}(d_t), 1\}) \end{array} \right\}, \text{为是否参保的当期效用之差};$$

$$\Delta J_{X,t} = \left\{ \begin{array}{l} J_{t+1}([a_{t-1} - c_t(1) - f_t - (1-\tau)Z_{1t}(d_t)m_t](1+r), n_{t-1} - l_{1t}, l_{1t}) \\ -J_{t+1}((a_{t-1} - c_t(0) - Z_{0t}(d_t)m_t)(1+r), n_{t-1} - l_{0t}, l_{0t}) \end{array} \right\}, \text{为是否}$$

参保的下一期间接效用之差。所以：

$$X_t = \begin{cases} 0, & MRX_t < 0 \\ 1, & MRX_t \geq 0 \end{cases} \quad (9)$$

若 $J_{t+1}(a_t, n_t, l_t)$ 已知, 通过式(7)–(9)可解出最优决策 X_t^*, c_t^*, D_t^* , 代入式(6)中的目标函数, 即可求出 $J_t(a_{t-1}, n_{t-1}, l_{t-1})$ 。显然, 对任意 t , 若 $n_t \leq 0$, 则居民在本期死亡, $J_{t+1}(a_t, n_t, l_t) = B(a_t)$ 。因此, 已知遗产效用函数 $B(a_t)$, 可采用倒推法进行求解, 步骤如下：

第1步, 给定 $(a_{t-1}, n_{t-1}, l_{t-1})$, 考虑所有可能的寿命 $L_t \in \{t, t+1, \dots, t+n_{t-1} - \max\{1, l_{t-1} - k\}\}$, 计算所有可能的路径 $\{(n_{t+s}, l_{t+s})\}_{s=0}^{L_t-t}$ 。令 $T = L_t$, 在每条路径末端的节点, 显然有 $n_T \leq 0$, 居民在该期死亡, 对于任意 $a_T, J_{T+1}(a_T, n_T, l_T) = B(a_T)$ 。因此, 这些节点已经解出。

第2步, 删去已经解出的节点及相应路径, 考虑剩余路径的末端节点 $(n_s, l_s), s \in \{t, t+1, \dots, L_t - 1\}$, 根据式(7)–(9)解出最优决策 $(X_s^*, c_s^*, \{Z_s^*(d_s)\})$, 并得到 $J_{s+1}(a_s, n_s, l_s)$ 。

第3步, 重复第2步, 直到只剩下初始节点 (n_{t-1}, l_{t-1}) , 此时通过求解可得到 $J_t(\hat{a}_{t-1}, n_{t-1}, l_{t-1})$ 。

第 4 步,若 $\widehat{a}_{t-1}=a_{t-1}$,则求解完毕;否则重复步骤 1 至步骤 3,直到 $\widehat{a}_{t-1}=a_{t-1}$ 。

需要说明的是,在上述求解步骤中,居民所有可能路径的节点数量随剩余寿命约呈指数增长,而居民的间接效用函数 $J_{s+1}(a_s, n_s, l_s)$ 一般是不规律的,因此模拟时计算量将会非常巨大。接下来本文将利用线性遗产函数,通过保存中间计算结果,以及离散化某些连续性参数来克服这一困难。

(三) 利用线性遗产函数求解

考虑 $U(c_t, n_t) = \ln(c_t)(d_{max} + n_t)$, $B(a_t) = \rho a_t$, $m_t = \alpha \cdot \gamma^{d_t}$, 并且贴现因子 $\beta = 1/(1+r)$ 。对于老年居民而言,假设对任意 $n_{t+j} < n \in N^*$, $l_{t+j} \in N^*$, 第 $t+1+j$ 期时给定 (n_{t+j}, l_{t+j}) , 已解出 $J_{t+1+j}(a_{t+j}, n_{t+j}, l_{t+j}) = \rho a_{t+j} + \rho H_{t+1+j}(n_{t+j}, l_{t+j})$ 。本文称 $H_{t+1}(n_t, l_t)$ 为剩余间接效用函数。显然,若 $n_{t+j} \leq 0$, 则 $H_{t+1+j}(n_{t+j}, l_{t+j}) = 0$ 。

现在考虑第 $t+j$ 期期初的剩余寿命 $n_{t-1+j} = n$, 上一期损失的寿命 $l_{t-1+j} = l$ 。为了简洁,这里直接给出相关公式,推导过程见附录 I。^① 居民治疗疾病的收益为:

$$MRZ_{t+j}(d) = \ln(c_{t+j})(d - \max\{d - k, 1\}) + \beta \rho \left\{ \begin{array}{l} H_{t+1+j}(n - \max\{d - k, 1\}, \max\{d - k, 1\}) \\ - H_{t+1+j}(n - d, d) \\ - (1 - \tau X_{t+j}) m_{t+j} (1 + r) \end{array} \right\}. \quad (10)$$

显然,治疗的收益 MRZ_{t+j} 随 X_{t+j} 递增,即参保的治疗收益大于不参保,意味着居民参保之后可能会治疗更严重的疾病,从而延长自己的寿命。 MRZ_{t+j} 也随消费 c_{t+j} 递增,即消费越高的居民,会治疗更多的疾病。 MRZ_{t+j} 与疾病 d_{t+j} 的关系较为复杂,但由于 m_{t+j} 随 d_{t+j} 加速递增,所以大致可以看出,当 d_{t+j} 较大时, MRZ_{t+j} 随 d_{t+j} 递减。那么,某些疾病太严重,治疗费用太高,居民无法负担就会放弃治疗。

给定参保决策 X_{t+j} ,居民的最优消费为:

$$c_{t+j}^*(X_{t+j}) = \frac{1}{\rho} \left\{ d_{max} + n + 1 - l - \frac{1 - q^{d_{max}}}{p} + \sum_{d \in D_{t+j}} P\{d | l\} \cdot [d - \max\{d - k, 1\}] \right\}. \quad (11)$$

式(11)表明,居民的消费与剩余寿命 n 、治疗减少的寿命损失、遗产效用因子 ρ 有关。 n 越大,即居民越健康,居民的消费越高。治疗减少的寿命损失和消费是相互促进的,寿命损失降低得越多,消费越高;反过来,根据式(10),消费越高,治疗的疾病越多,寿命损失降低得也越多。由于居民参保后可能会治疗更多的疾病,所以 $c_{t+j}^*(1) \geq c_{t+j}^*(0)$ 。 ρ 越大,即居民越看重遗产,则居民的消费越低。消费与期初财富 a_{t+j-1} 无关,似乎不太合理。为了弥补这个缺陷,本文让遗产效用因子 ρ 为初始财富 a_0 的减函数,即 $\rho = \rho(a_0)$, $\rho'(\cdot) < 0$ 。在该设定下, a_0 越高,居民的消费也越高。一般来说,居民的遗产效用因子 ρ 使得居民在死亡时花掉大部分初始财富。

居民的参保收益为:

^① 限于篇幅,附录未在正文列示,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。

$$\begin{aligned}
MRX_{t+j} = & \sum_{d=l}^{d_{max}} P\{d|l\} \cdot \ln\left(\frac{c_{t+j}^*(1)}{c_{t+j}^*(0)}\right) (d_{max} + n - \max\{d - k \cdot Z_{0t+j}(d), 1\}) \\
& + \sum_{d \in D_{1t+j} - D_{0t+j}} P\{d|l\} \cdot MRZ_{1t+j}(d) \\
& + \rho\left(\sum_{d \in D_{0t+j}} P\{d|l\} \cdot \tau m_{t+j} - f_{t+j}\right). \tag{12}
\end{aligned}$$

居民的参保收益可以分解为三项:第一项为参保之后消费增加带来的收益;第二项为参保之后治疗更多疾病带来的收益, MRZ_{1t+j} 为参保情况下治疗疾病的收益;第三项为非参保情况下预期报销的医疗费用与个人缴费标准的差值。

若 $D_{1t+j} = D_{0t+j}$,此时 $Z_{0t+j}(d_{t+j}) = Z_{1t+j}(d_{t+j})$, $c_{t+j}^*(1) = c_{t+j}^*(0)$,式(12)中的前两项消失,只剩下第三项,即:

$$MRX_{t+j} = \rho\left(\sum_{d \in D_{t+j}} P\{d|l\} \cdot \tau m_{t+j} - f_{t+j}\right). \tag{13}$$

在这种情形下,居民仅需计算预期报销的医疗费用是否大于等于个人缴费,是则参保,不是则不参保。

式(13)是本文最重要的理论结果。在现实中,许多居民就是通过这种简单估算来决定是否参保的。本文推导出了居民常见的参保决策方法,并给出了这一参保决策方法为理性决策的条件。为了凸显这一理论结果,本文将其总结为如下定理:

定理 在老年居民的参保、消费、疾病治疗的多期随机优化模型中,若遗产函数为线性函数,且居民的参保决策不会影响治疗决策,则居民常见的参保决策方法,即比较预期报销的医疗费用是否大于个人缴费,是理性的。

上述定理表明,居民常见的参保决策方法是理性决策的条件有两个,一是遗产函数为线性函数,二是参保决策不影响治疗决策。其经济直觉是,线性遗产函数使得居民的间接效用函数为拟线性函数,从而参保、治疗等支出不会对消费产生收入效应;而参保决策不影响治疗决策则保证参保不会带来除金钱之外的额外收益。值得注意的是, $U(c_t, n_t)$ 的函数形式在这里则是无关紧要的。

虽然这两个条件看起来比较严格,但式(13)的适用范围或许比想象中更广。一方面,对于居民医保的老年受众而言,其遗产通常不会随年龄增长而发生大幅变动,线性遗产函数是一个较为合理的假设。另一方面,根据式(10),诚然,许多居民参保后会治疗更严重的疾病,即参保决策会影响治疗决策,常见的参保决策方法并非理性决策;但是,且不论这部分居民的占比,大量居民由于其有限理性,容易忽略参保决策对治疗决策的影响,仅根据当前参保状态下的疾病治疗范围计算预期报销的医疗费用。这也引出了该定理的两个重要启示,一是需着重关注个人缴费标准与居民预期报销的医疗费用;二是应积极引导居民关注参保对疾病治疗和预期寿命的积极影响。

必须说明的是,尽管式(13)是本文最重要的理论结果,但在参保决策影响治疗决策时式(13)并不成立,故后文模拟中将使用仅依赖线性遗产函数假设的式(12),而非式(13)。

解出最优的 c_{t+j}^* 、 X_{t+j}^* 和 D_{t+j}^* 后,可得最优财富:

$$a_{t+j}^*(d) = [a_{t+j-1} - c_{t+j}^* - X_{t+j}^* f_{t+j} - (1 - \tau X_{t+j}^*) Z_{t+j}^*(d) m_{t+j}](1 + r),$$

代入贝尔曼方程,可得间接效用函数:

$$J_{t+j}(a_{t-1+j}, n, l) = \rho a_{t-1+j} + \rho \left\{ \begin{aligned} & c_{t+j}^* (\ln c_{t+j}^* - 1) - X_{t+j}^* f_{t+j} \\ & - \sum_{d \in D_{t+j}} P\{d|l\} (1 - \tau X_{t+j}^*) m_{t+j} \\ & + \beta \sum_{d=l}^{d_{max}} P\{d|l\} \cdot H_{t+1+j}(n - l_{t+j}^*(d), l_{t+j}^*(d)) \end{aligned} \right\},$$

其中, $l_{t+j}^*(d) = \max\{d - k \cdot Z_{t+j}^*(d), 1\}$ 。因此, 剩余间接效用函数:

$$H_{t+j}(n, l) = c_{t+j}^* (\ln c_{t+j}^* - 1) - X_{t+j}^* f_{t+j} - \sum_{d \in D_{t+j}} P\{d|l\} \cdot (1 - \tau X_{t+j}^*) m_{t+j} \\ + \beta \sum_{d=l}^{d_{max}} P\{d|l\} \cdot H_{t+1+j}(n - l_{t+j}^*(d), l_{t+j}^*(d)).$$

解出 $J_{t+j}(a_{t-1+j}, n, l)$ 和 $H_{t+j}(n, l)$ 之后, 继续利用倒推法, 最终便可以解出 $J_t(a_{t-1}, n_{t-1}, l_{t-1})$, 以及在每个节点上的最优决策。

四、个体参保决策数值模拟

本部分通过数值模拟分析个人缴费标准变化对个体参保决策的影响。首先, 我们对模型参数进行校准; 然后, 模拟个人缴费标准不变情况下居民的参保决策; 最后, 模拟个人缴费标准上涨对居民参保决策的影响。

(一) 参数校准

令利率 r 为 2020—2023 年中国 1 年期国债平均年收益率, 即 $r = 2.16\%$, 故贴现因子 $\beta = 1/(1+r) \approx 0.979$ 。关于居民医保报销比例 τ , 2024 年政策范围内住院费用报销比例为 70% 左右, 封进等(2022)利用 2018 年的 CHARLS 数据计算得到样本实际报销比例为 46.6%, 周慧等(2024)利用 2018 年的中国居民收入分配调查(China Household Income Project, CHIP)数据计算得到的样本平均报销比例为 55.8%。考虑报销比例的不断提升, 本节先令 τ 为 60%, 后文模拟 2 令 τ 为 70%。以货币计量的变量的单位为元。关于医疗费用参数, 令 α 为 1 000/3, γ 等于 3^①, d_{max} 等于 10, 意味着健康时治疗需要花费 1 000 元^②, $d_t = 2$ 时治疗需要花费 3 000 元, 治疗最严重的疾病需要花费约 2 000 万元。令 k 为 3, 即当期能够治愈的最严重的疾病为 $d_t = 4$ 。关于个人缴费标准, 本节先按 2023 年的个人缴费标准 350 元取 $f_t = 350$ 进行分析, 然后根据 2020 年以来的历年缴费标准分析个人缴费标准上涨的影响。关于居民的参数, 主要考虑初始财富 a_0 为 5 万、10 万、30 万、100 万元四种情况, 患病概率 q 取值范围为 [0.1, 0.3]。令遗产效用因子 $\rho(a_0) = 410/(0.8 a_0)$, 意味着老年居民预期自己活到 80 岁, 并且将大约 80% 的初始财富用于消费。^③ 下一节会更加具体地设定有关居民总体的参数。

① 医疗费用参数 α, γ 使得下一节总医疗支出的模拟均值与利用 2019 年 CHFS 数据计算得到的实际均值非常相近, 详见附录 II。

② 该费用可理解为身体检查费用, 其存在是为了避免居民健康时选择治疗。

③ 用于消费的初始财富比例一定程度上也可以反映信贷约束的强弱, 信贷约束越强, 该比例越低。本文结论关于该比例是稳健的。本文还对其他关键参数进行了敏感性分析, 详见附录 III。

给定居民医保报销比例 τ 、治疗费用参数 α 和 γ , 可计算出在各种疾病治疗范围和各种患病概率 q 组合条件下的预期报销医疗费用, 如表 2 所示。若居民的参保决策由式(13)决定, 则只有预期报销的医疗费用不低于个人缴费标准 350 元时(表 2 虚线右下方), 居民才会参加居民医保。容易看出, 对于健康居民($l_{t-1}=1$)而言, 疾病治疗范围越广、患病概率越高, 其越有可能参加居民医保。比如, 患病概率 $q=0.1$ 的健康居民(意味着约 10 年生一次病)不会参加居民医保, 而 $q=0.15$ 的健康居民当疾病治疗范围超过 3 时就会参加居民医保。对于非健康居民($l_{t-1} \geq 2$)而言, 只要其不放弃治疗, 就会参加居民医保。例如, 期初健康状况 $l_{t-1}=2$ 的居民, 只要其疾病治疗范围包含 2, 其预期报销的医疗费用就会远远超过了 350 元。期初健康状况更差的居民更是如此。

表 2 预期报销的医疗费用

单位: 元

患病概率 q	0.1	0.15	0.2	0.25	0.3
健康居民疾病治疗范围($l_{t-1}=1$)					
2	162	230	288	338	378
2—3	211	333	461	591	718
2—4	225	379	564	780	1 024
2—5	230	400	627	923	1 300
2—6	231	410	664	1 030	1 548
2—7	231	414	686	1 110	1 771
2—8	231	416	700	1 170	1 972
2—9	231	417	708	1 215	2 153
2—10	231	417	714	1 260	2 385
非健康居民疾病治疗范围($l_{t-1}=2$)					
2	1 620	1 530	1 440	1 350	1 260
2—3	2 106	2 219	2 304	2 363	2 394

(二) 自发退保现象

在个人缴费标准不变的情况下, 随着期初剩余寿命 n_{t-1} 的减少或健康状况 l_{t-1} 的恶化, 居民可能会自发退出居民医保。本文将这种现象称为自发退保现象, 以区别个人缴费标准上涨导致的居民退保。

图 2 展示了不同初始财富水平的居民的参保决策, 白色表示参加, 灰色表示不参加。可以看到, 随着居民剩余寿命的减少, 各个财富水平的居民, 都有从参保变为不参保的情况。即使一直处于健康状况(第 1 列), 初始财富 10 万的居民会在剩余寿命为 5 时退保, 初始财富 30 万的居民也会在剩余寿命为 2 时退保。这主要是因为剩余寿命和消费的减少会缩窄居民疾病治疗范围, 从而导致居民退保。显然, 财富水平越低的居民, 这种退保现象越严重。

另一方面, 若居民患了较为严重的疾病, 超出了疾病治疗范围, 也会导致居民退保。

例如,对于子图(2)中初始财富 10 万的居民,当疾病严重程度超过 6 时,其就不会治疗。由于模型假定居民本期的疾病严重程度不会好于期初的健康状况,这意味着,一旦患上超出治疗范围的疾病,居民将永久放弃治疗,因此将永久退出居民医保。^① 剩余寿命越少,居民的疾病治疗范围越窄,当子图(2)中居民的剩余寿命低于 10 年时,期初健康状况超过 5 便不会治疗,自然也不会参加居民医保。对于初始财富较高的居民也是如此,尽管其疾病治疗范围更广。

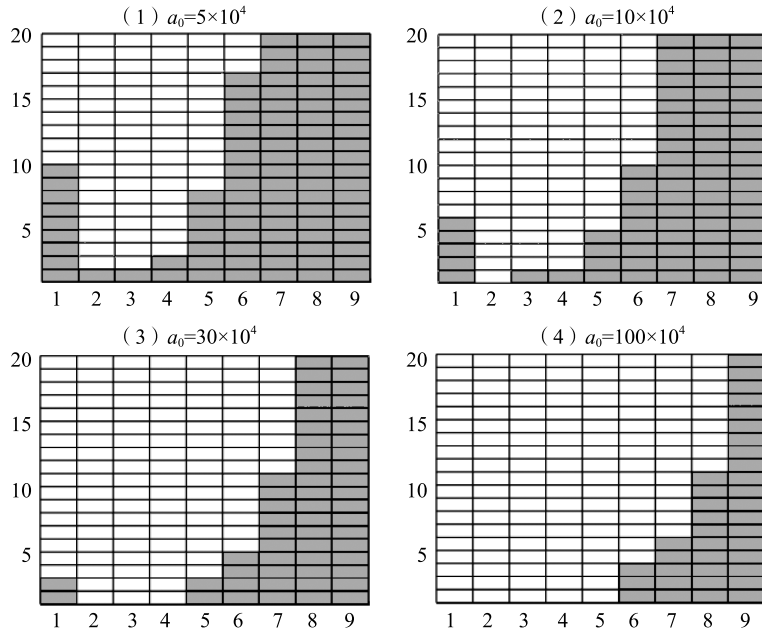


图 2 自发退保现象

注:个人缴费标准为 350 元时不同初始财富水平且患病概率 $q=0.14$ 的居民的参保决策,白色表示参加,灰色表示不参加。横坐标为居民的期初健康状况 l_{i-1} ,纵坐标为居民的期初剩余寿命 n_{i-1} 。

自发退保现象是本文的一个重要发现。在人口年龄结构和健康状况稳定的情况下,自发退保不会影响居民医保参保率。但是,在老龄化日益严重、新冠病毒导致人口整体健康状况下降的背景下,自发退保就会产生一定的影响。

(三) 个人缴费标准上涨的影响

个人缴费标准对居民的参保决策具有重要影响。图 3 展示了个人缴费标准分别为 350 元和 380 元时初始财富为 10 万元的居民的参保决策。可以看到,对于患病概率较低 ($q=0.13$) 和患病概率较高 ($q=0.16$) 的居民,个人缴费标准上涨不会影响到他们的参保决策,主要是因为患病概率较低的居民一直不会参加居民医保,而患病概率较高的居民会一直参加。个人缴费标准上涨也不会影响期初处于非健康状态的居民 ($l_i \geq 2$),主要是这类居民预期报销的医疗费用很高(见表 2),个人缴费标准上涨后也不会超过预期报销

^① 若允许居民健康状况随机改善,则改善后的居民有可能会选择治疗,从而重新参加居民医保。不过,对于老年居民来说,这种情况较难发生。

的医疗费用。

对于患病概率处于中等偏低水平的健康居民而言,个人缴费标准上涨将导致某些居民退保。比如,患病概率 $q=0.14$ 且剩余寿命大于5年的健康居民,以及患病概率 $q=0.15$ 且剩余寿命为2—4年的健康居民,个人缴费标准上涨后都会退出居民医保。事实上,个人缴费标准上涨以后,患病概率 $q \leq 0.14$ 的健康居民都不会参加居民医保了。

值得注意的是,个人缴费标准上涨的影响对不同初始财富水平的健康居民都类似。换言之,初始财富的影响仅是边际的,远不如患病概率的影响。附表A1展示了不同个人缴费标准和财富水平下健康居民退出居民医保时的剩余寿命。

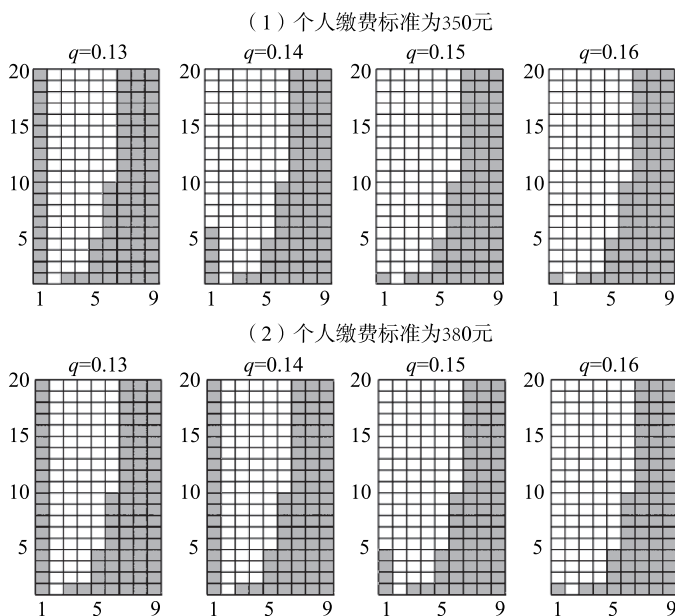


图3 个人缴费标准上涨对居民参保决策的影响

注:个人缴费标准分别为350元和380元时初始财富为10万元的居民的参保决策,白色表示参加,灰色表示不参加。横坐标为居民的期初健康状况 l_{t-1} ,纵坐标为居民的期初剩余寿命 n_{t-1} 。

五、参保率预测与反事实分析

本部分模拟和预测老年居民总体的参保率。首先,我们对老年居民总体进行设定,并利用2020年第七次全国人口普查等真实数据校准参数;然后,预测2024—2027年的居民医保参保率;最后,进行反事实分析,即2020年以后的个人缴费标准保持250元不变,在这种反事实假定下,分析居民总体的参保率和死亡人数。附图A1展示了模拟流程。

(一) 居民总体设定

本文仅对老年居民(年龄 ≥ 60)进行模拟。为了简便,假设老年居民的初始剩余寿命 $n_{t-1} \sim N(\mu_n, \sigma_n^2)$ 、患病概率 $q_t \sim N(\mu_q, \sigma_q^2)$ 、初始财富 $\ln a_0 \sim N(\mu_a, \sigma_a^2)$,初始健康状况 l_{t-1} 服从向上截断的几何分布,且相互独立。在初始化过程中,考虑到计算量,各年龄的

居民总数为 2020 年第七次全国人口普查实际人数的 1/400,故模拟中的居民人口年龄结构与实际人口年龄结构完全一致。关于居民初始财富,设定 $\mu_a=12.2$ 、 $\sigma_a=0.486$,并设定 a_0 下限为 5 万元,上限为 100 万元。在该设定下,居民初始财富的均值和 90%分位数与 2019 年的 CHFS 数据几乎一致。利用 2020 年全国人口普查中老年人口分年龄健康状况的调查数据设定初始健康状况 l_{i-1} ,本文将健康和基本健康都视为健康,即 $l_{i-1}=1$,从而使得模拟中健康居民的比例与实际调查数据一致。本文通过调整参数 μ_{nt} 、 σ_{nt}^2 使得 2020 年模拟的各年龄死亡率接近真实的普查数据,同时调整参数 μ_{qt} 、 σ_{qt}^2 使得模拟参保率接近真实参保率。具体的参数设定及其合理性说明详见附录 II。

图 4 展示了 2020 年各年龄居民真实死亡率与模拟死亡率,其中真实死亡率数据来源于 2020 年第七次全国人口普查,模拟死亡率为未利用 2024 年数据校准参数的模拟 1 进行 100 次模拟的平均死亡率。可以看到,图 4 中的真实死亡率与模拟死亡率较为接近,表明本文的模型设定和对居民初始剩余寿命的设定是合理的。模拟死亡率的置信区间越来越大,主要是因为各年龄居民数量随年龄增加而减少,使得死亡率的波动变大,尤其是 90 岁以上的居民。

表 3 第 4 列展示了模拟 1 的居民医保参保率。在该模拟中,本文设定居民患病概率分布参数 $\mu_{qt}=0.267$ 、 $\sigma_{qt}=0.085$,意味着老年居民平均约 4 年生一次病。^①可以看到,2021—2023 年居民医保模拟参保率非常接近于真实参保率,再次表明了模型和参数的合理性。2020 年的模拟参保率明显高于真实数据,可能是因为居民医保参保率还未达到历史峰值,而模拟中却默认所有未参加职工医保的居民均应参加居民医保。

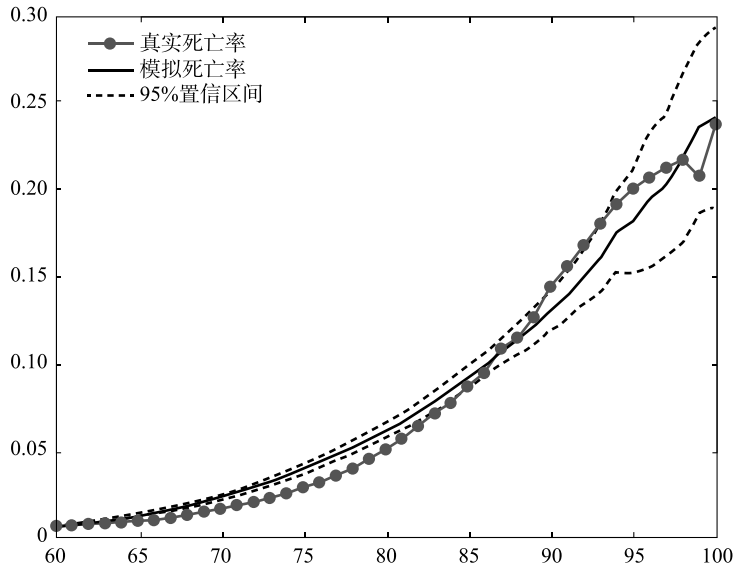


图 4 2020 年各年龄(60 岁及以上)居民真实死亡率与模拟死亡率

注:横坐标为居民年龄,纵坐标为死亡率。真实死亡率数据来源于 2020 年第七次全国人口普查。

^① 在模拟前,本文计算 2021—2023 年参保率数据对应的标准正态分布分位数,然后将患病概率退临界值与其进行回归,得到患病概率分布的均值 $\mu_{qt}=0.261$,标准差 $\sigma_{qt}=0.087$ 。利用 2020 年的 CHARLS 数据可计算得到各年龄段老年居民疾病较上次更差的数量占比,范围为[0.253,0.324],本文设定的患病概率均值 μ_{qt} 处于上表范围之内。

表3 居民医保参保率模拟结果

年份	个人缴费标准	真实参保率(%)	模拟1参保率(%)	模拟2参保率(%)	患病概率临界值1	患病概率临界值2	反事实:参保率(%)	反事实:死亡增量(人)
2020	250	95.241	96.505	95.986	0.106	0.094	95.986	0
2021	280	95.310	95.203	94.585	0.115	0.1025	95.387	136
2022	320	93.727	93.831	93.663	0.1265	0.113	95.344	1 260
2023	350	92.705	92.643	92.881	0.1345	0.121	95.345	1 348
2024	380	92.041	91.180	92.060	0.142	0.128	95.336	2 228
2025	400	—	90.277	91.493	0.1465	0.1325	95.327	2 860
2026	420	—	89.285	90.863	0.151	0.137	95.319	2 340
2027	450	—	87.843	89.819	0.1 575	0.1435	95.303	4 520

注:模拟结果为100次模拟的均值。其中,模拟1的参数设定未使用2024年的数据,而模拟2使用了2024年的数据。反事实分析为模拟2的结果。

(二) 参保率预测

经过参数设定和2020—2023年的模拟之后,本文进一步预测2024—2027年的居民医保参保率,2024—2027年的个人缴费标准分别设定为380元、400元、420元、450元。

2024年模拟1的居民医保参保率为91.180%,较2023年继续大幅下滑。按此参保率计算,扣除职工医保的影响,2024年居民医保参保人数也会下降1500万左右。然而,2024年居民医保真实参保率为92.041%,明显高于模拟1预测值,扣除职工医保增量后仅下降751万(见表1)。我们倾向于认为,2024年模拟1的参保率低于真实参保率,主要是因为本文忽略了重复参保减少、规范参保统计口径等因素造成的数据质量问题,将参保率下降全部视作个人缴费标准上涨的影响。

若计算居民医保的需求价格弹性,则2023—2024年的实际弹性为-0.084,即居民医保个人缴费标准上涨10%,参保率下降约0.84个百分点。与实际结果相比,张川川和刘来泽(2023)的估计结果为-0.015,低估了居民医保的需求价格弹性,可能是因为其实证分析所用数据为2011—2015年的CHARLS数据,具有滞后性。本文模拟1的结果为-0.184,则高估了需求价格弹性。从积极意义上讲,本文与张川川和刘来泽(2023)或许共同给出了居民医保需求价格弹性的合理区间。

为了更准确地预测2025—2027年的居民医保参保率,本文使用2024年真实参保率数据,重新设定参数,然后再进行模拟,得到模拟2参保率,见表3第5列。在模拟2中,居民医保报销比例 τ 设为70%,居民患病概率分布参数 $\mu_{qt}=0.305$, $\sigma_{qt}=0.118$ 。^①

^① 均值 $\mu_{qt}=0.305$ 仍处于老年居民疾病较上次更差的数量占比区间 $[0.253,0.324]$ 内。利用2022—2024年参保率数据对应的标准正态分布分位数,然后将患病概率退保临界值与其进行回归,得到患病概率分布的均值 $\mu_{qt}=0.295$,标准差 $\sigma_{qt}=0.1187$ 。

可以看到,2023、2024年模拟2的参保率比较接近真实参保率。^①2025—2027年,模拟2的参保率进一步下降,2027年参保率降至90%以下,其99%的置信区间为[89.732%, 89.905%]。

值得注意的是,90%的参保率或许是维持居民医保普惠性的一个重要门槛。对于中国而言,全民医保应当成为医疗保障制度的一个目标。然而,90%的参保率基本上意味着约1亿居民不会参加任何医疗保险。为了保住90%的参保率,个人缴费标准则不应超过450元。当前,个人缴费标准已经涨至400元,已经接近临界水平,个人缴费标准进一步上涨应当非常谨慎。当然,本文模拟实际上假定了医疗费用价格不变,若医疗费用上涨,个人缴费标准以相同涨幅上涨则不会造成参保率下降。

(三) 反事实分析

假定2020年以后的个人缴费标准仍为250元,利用模拟2的参数进行反事实模拟。如表3第8列所示,若个人缴费标准维持2020年的水平不变,则居民参保率会一直维持在95%以上,不会明显下降,只会因为人口年龄结构变化而轻微变动。

以往的研究发现,居民医保整合、统筹政策,以及待遇上升都会显著改善居民健康(洪灏琪等,2021;郑超等,2021;高娜娜等,2023)。那么相反,个人缴费标准上涨会导致居民医保参保率下降,从而导致居民平均剩余寿命下降,进而导致死亡率上升。如表3第9列展示了个人缴费标准上涨与不变两种情形的平均死亡人数之差,结果表明,个人缴费标准上涨会导致每年的死亡人数增加。

因此,反事实分析表明,个人缴费标准进一步上涨应当非常谨慎,否则还会造成老年居民死亡率的上升。相反,只要保持个人缴费标准不变,居民医保参保率就会保持稳定。

六、政策含义和研究局限

本文最直接的政策启示是进一步提高居民医保个人缴费标准需要慎重,否则参保率很可能会下降到90%以下。当然,本文结论并不是说个人缴费标准不能再上涨,而是说其上涨速度应与居民医保报销范围内医疗费用的上涨速度保持一致。鉴于2023年居民医保基金累计结余达到了当年居民医保基金支出的73.3%,适度减缓个人缴费标准的上涨速度是完全可行的。另外,居民医保的个人缴费标准和待遇水平的设置应该更加灵活,使得原本打算退出或者已经退出的居民也有合适的居民医保方案进行选择。目前绝大部分省份都针对大学生推出了缴费更低的居民医保,某些省份还提供不同档次的居民医保,这都有利于扩大参保范围,同时也有利于避免因报销比例较高导致的过度医疗问题。由于自发退保现象,老年居民更容易退出居民医保,因而老年人的个人缴费标准应适当下调。事实上,北京和上海针对老年人的个人缴费标准就低于劳动年龄居民。对于老年居民退保情况严重的地区,可以借鉴北京和上海的做法。另一政策启示是,鉴于居

^① 由于数据质量问题,相较于模拟1,2020—2022年模拟2的参保率或许更接近于真实情况。

民容易忽略参保决策对治疗决策的影响,居民医保相关负责部门应大力宣传参保对疾病治疗和预期生命的积极影响。

需要说明的是,尽管本文在多期随机优化模型的框架下分析了个人缴费标准上涨的影响,基于中国实际数据展开数值模拟分析得到的研究结论较为真实可靠,但也存在一些不足:其一,重复参保减少、规范参保统计口径等造成的数据问题对本文结论仍具有一定的威胁;其二,本文模型未考虑中断居民医保后再参保的补交缴费,导致居民可能会出现投机性参保,从而高估退保的居民数量;其三,本文模型未考虑家庭成员之间的参保权衡,而现实中居民医保参保大多是以家庭为单位进行决策的;其四,由于缺乏数据或为了方便,默认老年居民的参保率与所有居民一致,并忽略了地区异质性,也未区分男性居民与女性居民。

参考文献

- [1] Cardon, J. H., and I. Hendel, "Asymmetric Information in Health Insurance: Evidence from The National Medical Expenditure Survey", *RAND Journal of Economics*, 2001, 32(3), 408-27.
- [2] Cutler, D. M., and R. J. Zeckhauser, "The Anatomy of Health Insurance", In: Culyer, A. J. and J. P. Newhouse(eds.), *Handbook of Health Economics, Edition 1, Volume 1*, Chapter 11, 2000, 563-643, Elsevier.
- [3] Einav, L., A. Finkelstein, S. P. Ryan, P. Schrimpf, and M. R. Cullen, "Selection on Moral Hazard in Health Insurance", *American Economic Review*, 2013, 103(1), 178-219.
- [4] 封进、陈昕欣、胡博,“效率与公平统一的医疗保险水平——来自城乡居民医疗保险制度整合的证据”,《经济研究》,2022年第6期,第154—172页。
- [5] 封进、宋铮,“中国农村医疗保障制度:一项基于异质性个体决策行为的理论研究”,《经济学》(季刊),2007年第3期,第841—858页。
- [6] 高娜娜、胡宏兵、刘奥龙,“医疗保险异地就医直接结算对居民健康的影响研究”,《财经研究》,2023年第6期,第94—108页。
- [7] Grossman, M., "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health", *Journal of Political Economy*, 1972, 80(2), 223-255.
- [8] 贺梦阳、丁建定,“医疗保险承受力的健康风险平滑效果评估——基于中低收入参保群体的研究”,《经济动态》,2022年第4期,第83—102页。
- [9] 洪灏琪、宁满秀、罗叶,“城乡居民医保整合是否抑制了农村中老年人健康损耗?”,《中国农村经济》,2021年第6期,第128—144页。
- [10] 马超、李植乐、孙转兰、唐润宇,“养老金对缓解农村居民医疗负担的作用——为何补贴收入的效果好于补贴医保”,《中国工业经济》,2021年第4期,第43—61页。
- [11] Pennacchi, G., *Theory of Asset Pricing*, Pearson, 2007.
- [12] 王超群、史健群、李亚青,“城乡居民医疗保险差别定额缴费对财政补助的影响——基于2019年CHFS数据的模拟”,《财政研究》,2022年第11期,第110—128页。
- [13] 王昭茜、仇雨临,“逆向选择还是制度‘漏洞’:全民医保下的不连续参保行为研究”,《兰州学刊》,2021年第6期,第124—138页。
- [14] 张川川、刘来泽,“城乡居民医保需求价格弹性的估计——兼论城乡居民医保筹资模式改革”,《金融研究》,2023年第12期,第94—112页。
- [15] 赵绍阳、陈钰晓、何庆红,“新生儿未参保之谜:基本事实、成因及其影响”,《中国工业经济》,2020年第4期,第61—78页。

- [16] 郑超、王新军、孙强,“城乡医保统筹政策、居民健康及其健康不平等研究”,《南开经济研究》,2021年第4期,第234—256页。
- [17] 郑功成、谭琳子,“居民医保个人筹资政策:缘起、困境与优化”,《中国农村经济》,2024年第3期,第2—21页。
- [18] 周慧、吴宇涵、岳希明,“医疗报销比例与居民就医行为——基于CHIP2018的实证分析”,《南开经济研究》,2024年第1期,第205—220页。

Personal Payment Standard and the Participation Rate of Resident Medical Insurance: Theoretical Analysis and Empirical Research Based on a Multi-period Stochastic Optimization Model

JIA Zongmu*

(Southwest University of Political Science & Law;
Dongguan University of Technology)

JIANG Zhenlong

(Chinese Academy of Social Sciences)

XU Dashi

(Hunan University of Finance and Economics)

Abstract: We develop a multi-period stochastic optimization model integrating residents' choices regarding medical insurance enrollment, disease treatment, and consumption to examine the impact of raising the personal payment standard (PPS) on the enrollment rates of China's Resident Medical Insurance. We find the common enrollment decision method—comparing the expected reimbursed medical expenses to the insurance premium—is rational when the bequest function is linear and enrollment decisions do not affect treatment choices. Numerical simulations show that, (1) a voluntary exit phenomenon exists among elderly residents, and (2) the enrollment rates drop below 90% when the PPS exceeds ¥450.

Keywords: China's medical insurance; insurance premium; multi-period stochastic optimization model

JEL Classification: I13, I18, C61

* Corresponding Author: JIA Zongmu, School of Economics, Southwest University of Political Science & Law, Liangjiang New Area, Chongqing 401120, China; Tel: 86-15708427088; E-mail: zymoon_jia@163.com.