

# 大病保险能否纾解中老年健康贫困

## ——多维动态追踪与健康需求收入弹性的调节效应

和 红<sup>1,2,3\*</sup> 段 颖<sup>1,2</sup> 张良文<sup>4</sup> 方 亚<sup>4</sup>

1. 中国人民大学人口与发展研究中心 北京 100872

2. 中国人民大学人口与健康学院 北京 100872

3. 中国人民大学健康科学研究所 北京 100872

4. 厦门大学公共卫生学院老年健康研究中心 卫生技术评估福建省高校重点实验室 福建厦门 361100

**【摘要】**目的:从多维视角综合评估我国中老年人健康贫困状况,精准识别大病保险的减贫效应。方法:基于中国健康与养老追踪调查2011—2020年五期数据,采用A-F法测度中老年人多维健康贫困;运用多时点双重差分法评估政策实施前后中老年人多维健康贫困是否存在差异及其群体异质性;并引入健康需求收入弹性指标,检验其对政策效果的调节作用。结果:2011—2020年,中老年人多维健康贫困指数从0.434下降至0.091,多维健康贫困状况显著改善;大病保险使中老年人的多维健康贫困发生率显著降低7.20%,且对东部地区、农村户籍及资产规模较高群体的减贫效应更高。健康需求收入弹性对大病保险的减贫效应具有正向调节作用。结论与建议:大病保险在改善中老年人多维健康贫困中具有一定的作用。建议强化对弱势地区的政策倾斜以促进健康机会公平,关注居民不同层次的健康需求以优化政策设计,助力消除老年健康贫困。

**【关键词】**城乡居民大病保险;健康贫困;收入弹性;中老年人

中图分类号:R197 文献标识码:A doi:10.3969/j.issn.1674-2982.2026.01.009

### Can urban and rural residents' critical illness insurance alleviate health poverty among middle-aged and elderly individuals: Multi-dimensional dynamic tracking and the modulating effects of health demand income elasticity

HE Hong<sup>1,2,3</sup>, DUAN Ying<sup>1,2</sup>, ZHANG Liang-wen<sup>4</sup>, FANG Ya<sup>4</sup>

1. China Population and Development Research Center, Renmin University of China, Beijing 100872, China

2. School of Population and Health, Renmin University of China, Beijing 100872, China

3. Institute of Health Sciences, Renmin University of China, Beijing 100872, China

4. Center for Geriatric Health Research, School of Public Health, Xiamen University; Fujian Provincial Key Laboratory of Health Technology Assessment, Xiamen Fujian 361100, China

**【Abstract】** Objective: To assess multidimensional health poverty among middle-aged and elderly individuals in China, and to accurately identify the poverty-reduction effects of critical illness insurance. Methods: Using 2011—2020 data from the China Health and Retirement Longitudinal Study, we measured multidimensional health poverty via the A-F method. A Time-varying Difference-in-difference approach was employed to evaluate policy impacts and heterogeneity, while income elasticity of health demand was tested as a moderator. Results: From 2011 to 2020, the multidimensional health poverty index decreased significantly from 0.434 to 0.091, indicating improvement in multidimensional health poverty. Critical illness insurance substantially reduced the incidence of multidimensional health poverty in this group by 7.20%, with the strongest poverty reduction effects observed in eastern regions, among rural households and among individuals with higher asset levels. Health demand income elasticity positively

\* 基金项目:教育部人文社会科学青年基金项目(24YJC840049);福建省自然科学基金面上基金项目(2024J01044)

作者简介:和红(1969年—),女,教授,博士生导师,主要研究方向为社会医学及健康治理。E-mail:hehong@ruc.edu.cn

通讯作者:方亚。E-mail:fangya@xmu.edu.cn

moderated the poverty reduction effect of critical illness insurance. Conclusions and suggestions: Critical illness insurance plays a role in alleviating multidimensional health poverty among middle-aged and elderly individuals. It is recommended that policies favor disadvantaged regions to promote equitable access to health opportunities and address residents' health needs at different levels to optimize policy design and contribute to the elimination of health poverty among the elderly.

**【Key words】** Urban and rural residents' critical illness insurance; Health poverty; Income elasticity; Middle-aged and elderly population

## 1 引言

《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十五个五年规划的建议》提出,“积极应对人口老龄化,健全养老事业和产业协同发展政策机制”,并将其作为推进中国式现代化的重要部署。然而,当前我国人口结构呈现少子化、老龄化等特征,预计到2033年老年人口将突破4亿,占总人口四分之一。<sup>[1]</sup>同时随着生理机能衰退与劳动能力下降,老年人更易陷入“疾病—贫困”循环,健康贫困风险凸显。<sup>[2]</sup>《贝弗里奇报告—社会保险和相关服务》指出,完善国家社会保险体系是摆脱贫困的根本途径<sup>[3]</sup>,构建多层次医疗保障体系,是预防及治理健康贫困的有效途径之一。自党的十八大以来,我国多层次医疗保障体系建设取得显著成效,至2020年底,已累计资助贫困人口2.333亿人次,助力近1000万户因病致贫家庭实现精准脱贫。<sup>[4]</sup>尽管如此,因重大疾病导致的返贫现象依旧是巩固脱贫成效的关键阻碍。

既往研究围绕大病保险多从以下方面探析:一是从政策设计视角出发,以省际实践为案例,通过扎根理论等定性研究方法,深入分析不同地区、经办与管理模式下大病保险的运行现状、政策成效及存在的不足,并针对性地提出政策改进建议<sup>[5-7]</sup>;二是基于经济及健康贫困视角,采用双重差分法等定量方法分析大病保险对家庭人均消费<sup>[8]</sup>、恩格尔系数<sup>[9]</sup>、居民医疗及债务负担<sup>[10]</sup>、贫困脆弱性<sup>[11]</sup>、灾难性卫生支出<sup>[12]</sup>、致贫性卫生支出<sup>[13]</sup>等指标的影响,且大多数研究结论肯定了大病保险在减少“因病致贫、因病返贫”当中的关键作用<sup>[14]</sup>。此外,部分学者构建了多维度的大病保险制度评价体系,评估大病保险在促进共同富裕等方面的作用效果。<sup>[15]</sup>

随着中国式现代化的持续推进,健康领域的结构性矛盾愈发凸显,健康贫困呈现多维并存的趋势。然而,现有研究大多应用单一指标分析大病保险对

健康贫困的影响效应,尚未从生理、心理和社会等多维度综合考虑政策的实施效果;且大多研究聚焦于居民整体的作用效果,缺乏针对脆弱人群(如老年人群)的研究,制约了政策的精准设计。因此,本文利用中国健康与养老追踪调查(China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS)2011—2020年五期数据,基于健康权利、健康能力、健康风险三大维度全面构建健康贫困测度框架;运用多时点双重差分(Time-varying Difference-in-difference, Time-varying DID)模型,考察大病保险对中老年人多维健康贫困的影响及群体异质性,并创新引入健康需求收入弹性指标,以识别并剖析政策实施过程中存在的潜在不足。

## 2 资料与方法

### 2.1 数据来源与样本筛选

本研究应用CHARLS2011—2020年五期数据进行分析。CHARLS采用分层多阶段抽样方法,覆盖全国28个省(自治区、直辖市)的150个县及450个社区(村),随机抽取45岁及以上的家户成员作为主要受访者,调查内容涵盖个人信息、家庭结构、经济支持及健康状况,契合本文研究要求。

本研究的样本剔除标准如下:(1)年龄小于45岁;(2)2011—2020年失访样本;(3)关键变量缺失样本;(4)2016年之前实施城乡居民医保整合的省份样本。为规避城乡居民医保整合与大病保险改革的混合效应,参考陈中南等人的研究设计<sup>[4]</sup>,剔除2016年前已实施城乡医保整合的省份样本(天津、重庆、宁夏、山东、广东、上海、青海),确保纳入研究的样本仅经历一次政策变动,处于未被其他因素干扰的“准自然实验”环境中。经过上述筛选,有效样本49068人次,其中2011年8513人次、2013年8488人次、2015年8218人次、2018年9611人次、2020年14238人次。

此外,本文整理了纳入研究地区实施大病保险

的正式时间(表1),部分省市在施行大病保险政策时采取全面覆盖模式,其余省份采用渐进式试点推广策略。由于CHARLS能够提供市级层面信息,因此不同于以往从省级层面进行政策评估,为尽可能控制估计偏差,本研究选择从城市层面构建模型,以准确识别大病保险的作用效果。

表1 各省份政策实施时间及试点城市

| 实施年份  | 地区  | 试点城市                       |
|-------|-----|----------------------------|
| 2013年 | 福建  | 三明、龙岩于2012年试点              |
|       | 浙江  | 绍兴、湖州于2012年试点              |
|       | 江西  | 全省                         |
|       | 吉林  | 全省                         |
|       | 湖北  | 全省                         |
|       | 新疆  | 塔城地区、阿勒泰、乌鲁木齐、阿克苏、克州       |
| 2014年 | 四川  | 南充、乐山、成都、自贡、泸州、内江、资阳       |
|       | 海南  | 海口、三亚、儋州                   |
|       | 安徽  | 合肥、蚌埠、六安、芜湖、铜陵             |
|       | 甘肃  | 庆阳、定西、金昌                   |
| 2015年 | 河南  | 郑州、新乡、洛阳、安阳                |
|       | 北京  | 全市                         |
|       | 江苏  | 苏州、南通、连云港、淮安、宿迁,其他设区市选择一个县 |
|       | 广西  | 柳州、钦州                      |
|       | 黑龙江 | 哈尔滨、绥化                     |
|       | 内蒙古 | 包头、赤峰、鄂尔多斯、巴彦淖尔、乌海         |
|       | 河北  | 石家庄、唐山                     |
|       | 湖南  | 常德、郴州、湘西自治州                |
|       | 贵州  | 贵阳、毕节、黔西南州                 |
|       | 山西  | 运城、阳泉                      |
|       | 陕西  | 西安、宝鸡、延安、汉中                |
|       | 辽宁  | 全市                         |
|       | 西藏  | 全省                         |
|       | 云南  | 昆明、曲靖                      |

数据来源:各地区人民政府、卫生健康委员会和医疗保障局等官方网站。吉林、福建、浙江、湖北、江西于2013年在全省范围内全面推开大病保险制度,试点城市指2013年各省份确立的试点城市。

## 2.2 变量设定

### 2.2.1 因变量

本研究因变量为多维健康贫困指数(Multidimensional Health Poverty Index, MHPI)、多维健康贫困发生率(H)以及多维健康贫困深度(A)。其中:(1)多维健康贫困指数方面,基于多维贫困理论及健康风险理论,选取健康权利、健康能力及健康风险3个维度共计19项指标,具体解释及临界值<sup>[16-20]</sup>

划分详见表2,各维度权重以等权重处理<sup>[21]</sup>。如果个体在单一指标上被剥夺,即为个体在该指标上发生了健康贫困,赋值为1;通过综合判定个体在所有指标上是否发生健康贫困,结合指标权重利用A-F法计算得出多维健康贫困指数,该指数在0~1之间,数值越大,表示中老年人陷入多维健康贫困越严重。(2)多维健康贫困发生率以贫困阈值 $k=30%$ 为基准,如果个体测算出的多维健康贫困指数大于 $k$ 值,则视为该个体发生了多维健康贫困,赋值为1,反之赋值为0。(3)多维健康贫困深度表示多维健康贫困人群平均剥夺程度,即所有处于多维健康贫困状态的个体在各个维度上平均发生被剥夺的指标数占总指标数的比例。

健康贫困描述部分,采用以上三个变量反映中老年人多维健康贫困的变化趋势;大病保险政策评估部分,为研究大病保险对中老年多维健康贫困状态和严重程度的影响,采用多维健康贫困发生率及指数两个变量。

### 2.2.2 自变量

本研究的自变量为大病保险是否实施。根据问卷中“您本人目前是否参加了以下医疗保险”的回答,将CHARLS中的省市级数据与表1开展大病保险试点城市名单对照匹配,识别样本是否拥有大病保险。其中,将已施行大病保险政策的城市样本设为处理组,共37 237人次;将在当期未施行该政策的城市样本设为对照组,共11 831人次。

### 2.2.3 控制变量与调节变量

控制变量中,本文基于健康社会决定因素模型与相关文献,纳入受访者的个体特征、家庭支持、社交网络及社区环境变量。

调节变量为健康需求收入弹性,指当家庭收入上升(或下降)1%时,对健康需求所上升(或下降)的比例。<sup>[22]</sup>本文参考LI等人做法<sup>[22]</sup>,采用CHARLS中的年均家庭健康医疗经费开支衡量样本对健康的需求,分别将家庭收入的自然对数( $\ln \gamma$ )和对健康需求自然对数( $\ln Qhealth$ )作为自变量和因变量,构建双对数模型,求得自变量系数,进而估算出家庭对健康的需求收入弹性。模型如下:

$$\ln Qhealth = \alpha + \beta_h \ln \gamma + \varepsilon \quad (1)$$

式(1)中, $\beta_h$ 为健康需求收入弹性。

本研究所涉及的所有变量定义及赋值详见表3。

表 2 多维健康贫困评价维度、指标及临界值

| 一级维度 | 二级维度                | 三级指标    | 指标解释及临界值   |                       |
|------|---------------------|---------|--|-----------------------|
| 健康权利 | 保障水平                | 医疗保险    | 没有任何医疗保险赋值为 1, 否则为 0                                     |                       |
|      |                     | 养老保险    | 没有任何养老保险赋值为 1, 否则为 0                                     |                       |
| 健康能力 | 健康禀赋                | 自评健康    | 认为健康状况很不好、不好赋值为 1, 否则为 0                                 |                       |
|      |                     | 身体功能    | 日常生活活动能力及工具性日常生活活动力量表中, 任何一项需要别人帮助才能完成或者不能完成赋值为 1, 否则为 0 |                       |
|      |                     | 慢性病     | 有问卷中一种及以上慢性病赋值为 1, 否则为 0                                 |                       |
|      |                     | 认知功能    | 中国版简易智力状态检查量表的得分在 24 分以下赋值为 1, 否则为 0                     |                       |
|      |                     | 心理健康    | 流行病学研究中心抑郁量表简版的得分大于 10 分赋值为 1, 否则为 0                     |                       |
|      |                     | 社会参与    | 从未参加过问卷中任何一项赋值为 1, 否则为 0                                 |                       |
|      |                     | 生活满意度   | 对自己生活感到不太满意、一点也不满意赋值为 1, 否则为 0                           |                       |
|      |                     | 健康素养及行为 | 数字鸿沟   | 家中无宽带赋值为 1, 否则为 0     |
|      |                     |         | 吸烟   | 有吸烟行为仍未戒烟赋值为 1, 否则为 0 |
|      |                     |         | 饮酒   | 有酗酒行为仍未戒酒赋值为 1, 否则为 0 |
| 锻炼时长 | 一周内未锻炼被赋值为 1, 否则为 0 |         |  |                       |
| 健康风险 | 家庭环境风险              | 电力      | 选择无则赋值为 1, 否则为 0   |                       |
|      |                     | 水源      | 选择无则赋值为 1, 否则为 0   |                       |
|      |                     | 卫生设备    | 居住地厕所为蹲坑式赋值为 1, 否则为 0                                    |                       |
|      |                     | 烹饪燃料    | 使用煤炭、蜂窝煤、秸秆、柴火等非清洁燃料赋值为 1, 否则为 0                         |                       |
|      |                     | 住房      | 居住房屋类型为土坯房/土房、木草屋/茅草屋、窑洞、蒙古包/毡房/帐篷、石头房赋值为 1, 否则为 0       |                       |
|      |                     | 洗澡设施    | 选择无赋值为 1, 否则为 0  |                       |

注: (1) 为避免内生性偏误, 经方差膨胀因子 (Variance Inflation Factor, VIF) 检验, 所有指标的 VIF 值均小于 5, 不存在多重共线性问题; (2) 针对 2013、2015 及 2020 年仅包含 11 个智力状态检查问题的情况, 得分按比例换算, 9 分及以下定义为 1 分, 否则为 0 分。

表 3 变量定义及赋值情况

| 变量        | 赋值   |
|-----------|--|
| 因变量       |  |
| 多维健康贫困指数  | 连续变量   |
| 多维健康贫困发生率 | 0=未发生贫困, 1=发生贫困                                      |
| 多维健康贫困深度  | 连续变量   |
| 自变量       |  |
| 是否参保大病保险  | 0=未参保, 1=参保  |
| 控制变量      |  |
| 性别        | 0=女, 1=男   |
| 年龄        | 1=45~; 2=60~; 3=75~                                  |
| 受教育程度     | 1=小学及以下; 2=初中; 3=高中; 4=大专; 5=本科及以上                   |
| 婚姻状态      | 0=非在婚; 1=在婚  |
| 与子女的互动    | 1=从不; 2=不规律; 3=以月为单位; 4=以周为单位及住在一起, 所有子女得分加总后按子女数取均值 |
| 朋友间往来     | 0=与朋友间很少或不存在往来; 1=与朋友间存在往来                           |
| 现居住地      | 0=农村; 1=城市   |
| 调节变量      |  |
| 健康需求收入弹性  | 连续变量   |

## 2.3 估计方法与模型设定

### 2.3.1 A-F 贫困测度法

本研究应用 A-F 法测算多维健康贫困指数、发生率及深度, 具体计算步骤如下:

第一步为单一指标贫困识别:  $x_{ij}$  为个体  $i$  在  $j$  指标下的贫困状态识别函数,  $z_j$  代表个体在  $j$  指标下的剥

夺阈值。用  $g_{ij}$  表示个体  $i$  在  $j$  指标上的贫困状况, 当  $x_{ij} < z_j$  时, 个体  $i$  在  $j$  指标下存在剥夺, 即  $g_{ij} = 1$ ; 当  $x_{ij} \geq z_j$  时, 个体  $i$  在  $j$  指标下不存在剥夺, 即  $g_{ij} = 0$ 。

$$g_{ij} = \begin{cases} 1, & X_{ij} < Z_j \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (2)$$

第二步为确定多维健康贫困的贫困计数函数:

设个体  $i$  在各个指标的加权剥夺得分  $c_i = \sum_{j=1}^d w_j g_{ij}$ , 其中  $w_j$  为各个指标的权重, 表示第  $j$  指标在所有指标中所占的比例。

第三步为通过剥夺阈值识别个体的多维健康贫困状况:  $k$  为贫困阈值, 当被加权剥夺得分  $c_i$  大于或等于  $k$  时, 样本被定义为多维健康贫困。

第四步为多维健康贫困的求和与分解: 经过上述步骤后, 在给定权重  $w$  和贫困阈值  $k$  的条件下, 计算出多维健康贫困指数、深度和发生率:

$$MHPI = \sum_{i=1}^n c_i(k) / nd \quad (3)$$

$$A = \sum_{i=1}^n c_i(k) / qd \quad (4)$$

$$H = q/n \quad (5)$$

其中,  $n$  是个体数量,  $d$  是指标总数,  $c_i(k)$  表示贫困阈值  $k$  下发生多维健康贫困样本  $i$  的被剥夺得分,  $q$  表示贫困指标数量达到或超过  $k$  时多维健康贫困个体数量。

### 2.3.2 多时点双重差分法

由于各地区实施大病保险政策的时间并不一致, 因此本研究采用多时点 DID 法识别大病保险对老年人多维健康贫困的减贫效果。构建模型如下:

$$\gamma_{ict} = \beta_1 + \beta_2 DID_{ict} + \beta_3 X_{ict} + \delta_t + v_i + \varepsilon_{ict} \quad (6)$$

式中,  $i, c, t$  分别表示个体、地区和年份。  $\gamma_{ict}$  为老年人多维健康贫困状况 (指数及发生率)。  $DID_{ict}$  为大病保险的虚拟变量, 若该地施行了大病保险政策, 则将施行当期及往后年份的  $DID_{ict}$  设置为 1, 否则为 0。  $\beta_2$  为政策的平均处理效应,  $X_{ict}$  为控制变量,  $\delta_t$  和  $v_i$  分别为地区与时间固定效应,  $\beta_1$  为常数项,  $\varepsilon_{ict}$  为随机误差项。面板 Logit 模型因变量为多维健康贫困发生率, 面板线性模型因变量为多维健康贫困指数。

### 2.3.3 调节效应模型

在上文基准模型的基础上, 本文进一步将自变量是否参与大病保险与健康需求收入弹性进行交乘, 构建调节效应模型如下所示:

$$\gamma_{ict} = \beta_1 + \beta_2 DID_{ict} + \beta_3 X_{ict} + \beta_4 ED_{i\_health} + \beta_5 DID_{ict} * ED_{i\_health} + \delta_t + v_i + \varepsilon_{ict} \quad (7)$$

其中,  $ED_{i\_health}$  指健康需求收入弹性, 并经过中心化处理, 其他变量与回归方程 (6) 中保持一致。通过交互项系数  $\beta_5$  的显著性及大小, 可分析大病保险政策的实施对中老年人多维健康贫困状况的改善是否与其对健康的主观需求水平相关。

## 3 结果

### 3.1 研究对象基本特征

如表 4 所示, 总样本中, 未发生健康贫困的比例较高 (60.98%), 女性占比略高于男性 (50.76%), 年龄处于 60~74 岁之间居多 (45.73%), 受教育程度多为小学及以下 (63.74%), 在婚比例 (81.63%) 远高于非在婚, 与子女互动的平均值为 2.88±0.9, 与朋友往来较少或不存在往来比例较高 (59.05%), 多数样本生活在农村地区 (64.89%)。处理组与对照组多数基本特征与总样本呈现相似的比例分布, 但相较于对照组, 处理组未发生健康贫困占比明显较高 (71.69%)。

表 4 变量描述性统计 (n, %)

| 变量       | 全样本<br>(N=49 068) | 处理组<br>(N=37 237) | 对照组<br>(N=11 831) |
|----------|-------------------|-------------------|-------------------|
| 健康贫困发生情况 |                   |                   |                   |
| 未发生健康贫困  | 29 922(60.98)     | 26 695(71.69)     | 3 227(27.28)      |
| 发生健康贫困   | 19 146(39.02)     | 10 542(28.31)     | 8 604(72.72)      |
| 性别       |                   |                   |                   |
| 女        | 24 905(50.76)     | 18 902(50.76)     | 6 003(50.74)      |
| 男        | 24 163(49.24)     | 18 335(49.24)     | 5 828(49.26)      |
| 年龄       |                   |                   |                   |
| 45~      | 20 846(42.48)     | 15 181(40.77)     | 5 665(47.88)      |
| 60~      | 22 441(45.73)     | 17 387(46.69)     | 5 054(42.72)      |
| 75~      | 5 781(11.78)      | 4 669(12.54)      | 1 112(9.40)       |
| 受教育程度    |                   |                   |                   |
| 小学及以下    | 31 277(63.74)     | 23 117(62.08)     | 8 160(68.97)      |
| 初中       | 10 655(21.71)     | 8 261(22.18)      | 2 394(20.23)      |
| 高中       | 5 273(10.75)      | 4 209(11.30)      | 1 064(8.99)       |
| 大专       | 1 130(2.30)       | 986(2.65)         | 144(1.22)         |
| 本科及以上学历  | 733(1.49)         | 664(1.78)         | 69(0.58)          |
| 婚姻状态     |                   |                   |                   |
| 非在婚      | 9 012(18.37)      | 7 058(18.95)      | 1 954(16.52)      |
| 在婚       | 40 056(81.63)     | 30 179(81.05)     | 9 877(83.48)      |
| 与子女的互动   | 2.88±0.90         | 2.84±0.86         | 3.02±0.87         |
| 朋友间往来    |                   |                   |                   |
| 很少或不存在往来 | 28 973(59.05)     | 22 080(59.30)     | 6 893(58.26)      |
| 存在往来     | 20 095(40.95)     | 15 157(40.70)     | 4 938(41.74)      |
| 现居住地     |                   |                   |                   |
| 农村       | 31 838(64.89)     | 24 204(65.00)     | 7 634(64.53)      |
| 城市       | 17 230(35.11)     | 13 033(35.00)     | 4 197(35.47)      |

注: 分类型变量用例数和构成比表示; 连续型变量用均数和标准差表示。

### 3.2 健康贫困特征

本文测度了贫困阈值  $k$  在 0.1 ~ 0.9 区间时, 2011—2020 年中老年人的多维健康贫困状况。数据

显示,多维健康贫困发生率在  $k$  由 0.2 提升至 0.33 降幅最为显著,故参考联合国开发计划署标准,后续分析将  $k$  设定为 0.33。如图 1 所示,此标准下中老年人多维健康贫困状况显著改善,发生率从 2011 年的 86.2% 下降至 2020 年的 21.3%,指数亦由 0.434 降至 0.091,其中 2011—2013 年降幅最大;然而同期多维健康贫困深度从 0.503 微调至 0.427,整体波动平缓。

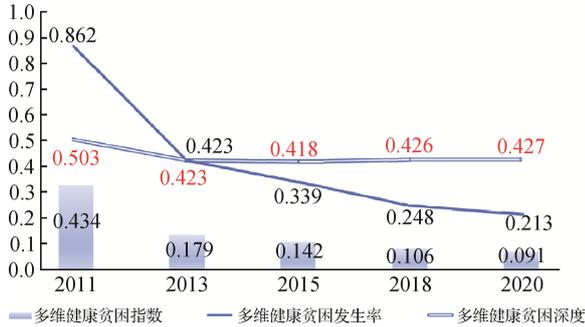


图 1 2011—2020 年中老年人多维健康贫困状况变化 ( $k=0.33$ )

### 3.3 基准回归分析

表 5 报告了基准模型的回归结果,其中模型 1 和模型 3 分别考察了大病保险对中老年多维健康贫困发生率和指数的影响,模型 2 和模型 4 加入了控制变量。以模型 2 和模型 4 为例,政策实施后多维健康贫困发生率下降了 7.2%,多维健康贫困指数下降了 3.5%,且 DID 系数均在 1% 的水平上显著为负,说明政策实施有效改善了中老年人多维健康贫困状况。控制变量方面,女性、低龄、高学历(大专及以上学历)、已婚、拥有良好社会支持(与子女、朋友联系频繁)以及城镇居住,均能显著降低中老年人陷入多维健康贫困的风险。

### 3.4 调节效应分析

表 6 报告了调节效应分析的结果,其中模型 1 和模型 3 分别考察了健康需求收入弹性在政策实施对多维健康贫困发生率和指数影响中的调节作用,模型 2 和模型 4 加入了控制变量。加入控制变量后 DID 的估计系数均在 1% 的水平上显著为负, DID 与健康

表 5 基准回归结果

| 变量                  | 多维健康贫困发生率         |                   | 多维健康贫困指数          |                   |
|---------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
|                     | 模型 1              | 模型 2              | 模型 3              | 模型 4              |
| DID                 | -0.065*** (0.008) | -0.072*** (0.008) | -0.032*** (0.004) | -0.035*** (0.004) |
| 性别(对照组=男)           |                   |                   |                   |                   |
| 女                   |                   | -0.046*** (0.005) |                   | -0.024*** (0.002) |
| 年龄(岁,对照组=75~)       |                   |                   |                   |                   |
| 45~                 |                   | -0.074*** (0.008) |                   | -0.029*** (0.004) |
| 60~                 |                   | -0.041*** (0.008) |                   | -0.021*** (0.004) |
| 受教育程度(对照组=本科及以上)    |                   |                   |                   |                   |
| 小学及以下               |                   | 0.126*** (0.013)  |                   | 0.061*** (0.006)  |
| 初中                  |                   | 0.048*** (0.013)  |                   | 0.022*** (0.006)  |
| 高中                  |                   | 0.001 (0.013)     |                   | -0.001 (0.006)    |
| 大专                  |                   | -0.028* (0.015)   |                   | -0.016** (0.007)  |
| 婚姻状态(对照组=非在婚)       |                   |                   |                   |                   |
| 在婚                  |                   | -0.053*** (0.007) |                   | -0.028*** (0.003) |
| 与子女的联系(对照组=低频率)     |                   |                   |                   |                   |
| 高频率                 |                   | -0.012*** (0.003) |                   | -0.006*** (0.001) |
| 朋友间往来(对照组=很少或不存在往来) |                   |                   |                   |                   |
| 存在往来                |                   | -0.079*** (0.004) |                   | -0.041*** (0.002) |
| 现居住地(对照组=农村)        |                   |                   |                   |                   |
| 城镇                  |                   | -0.149*** (0.006) |                   | -0.075*** (0.003) |
| 常数项                 | 0.345*** (0.006)  | 0.591*** (0.018)  | 0.173*** (0.003)  | 0.299*** (0.008)  |
| 时间固定效应              | 是                 | 是                 | 是                 | 是                 |
| 地区固定效应              | 是                 | 是                 | 是                 | 是                 |
| $R^2$ /pseudo $R^2$ | 0.329             | 0.373             | 0.401             | 0.449             |
| 观测值数量               | 40 087            | 40 087            | 40 087            | 40 087            |

注:(1)括号中为个体聚类标准误,下同。(2)显著性水平: \* $P<0.1$ , \*\* $P<0.05$ , \*\*\* $P<0.01$ ,下同。

需求收入弹性的交互项的系数估计值分别为 0.009 和 0.003,并分别在 5% 和 10% 的水平上显著为正,说

明健康需求收入弹性提高使得大病保险对老人多维健康贫困的改善产生挤占效应。

表 6 调节效应回归结果

| 变量           | 多维健康贫困发生率         |                   | 多维健康贫困指数          |                   |
|--------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
|              | 模型 1              | 模型 2              | 模型 3              | 模型 4              |
| DID          | 0.022*** (0.005)  | -0.049*** (0.006) | -0.012*** (0.002) | -0.041*** (0.003) |
| DID×健康需求收入弹性 | 0.005 (0.004)     | 0.009** (0.004)   | 0.003 (0.002)     | 0.003* (0.002)    |
| 健康需求收入弹性     | -0.004*** (0.001) | -0.005*** (0.001) | -0.002*** (0.000) | -0.003*** (0.000) |
| 控制变量         | 否                 | 是                 | 否                 | 是                 |
| 常数项          | 0.840*** (0.004)  | 1.042*** (0.019)  | 0.424*** (0.002)  | 0.525*** (0.009)  |
| 个体效应标准误差     | 0.227             | 0.192             | 0.117             | 0.101             |
| 随机效应标准误差     | 0.354             | 0.350             | 0.151             | 0.149             |
| $x^2$        | 18 550.810        | 31 078.340        | 22 409.310        | 32 774.860        |
| $\rho$       | 0.292             | 0.232             | 0.374             | 0.314             |
| 时间固定效应       | 是                 | 是                 | 是                 | 是                 |
| 观测值数量        | 40 087            | 40 087            | 40 087            | 40 087            |

### 3.5 异质性分析

本文以多维健康贫困发生率为例,分析了不同经济区域、户籍身份及资产规模的异质性效应。如表 7 所示,该政策实施分别能降低东、中、西部地区多维健康贫困发生率 12.4、5.7、5.6 个百分点 ( $P < 0.01$ ),整体上东部地区的影响效应更强;并对不同户籍身份中老年人的多维健康贫困发生率均产生了显著降

低作用 ( $P < 0.01$ ),且在拥有农村户籍的中老年人中体现得更强。此外,以家庭资产中位数为界,将样本划分为高、低资产规模组。结果显示,高资产规模组参保大病保险后多维健康贫困发生率下降了 8% ( $P < 0.01$ ),低资产规模组仅下降 3.3% ( $P < 0.05$ ),表明大病保险对高资产规模群体的影响强于低资产规模群体。

表 7 异质性分析结果

| 变量                  | 经济区域                 |                      |                      | 户籍身份                 |                      | 资产规模                 |                     |
|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
|                     | 东部                   | 中部                   | 西部                   | 农村                   | 城镇                   | 高资产规模                | 低资产规模               |
| DID                 | -0.124***<br>(0.018) | -0.057***<br>(0.012) | -0.056***<br>(0.014) | -0.067***<br>(0.011) | -0.054***<br>(0.014) | -0.080***<br>(0.011) | -0.033**<br>(0.012) |
| 控制变量                | 是                    | 是                    | 是                    | 是                    | 是                    | 是                    | 是                   |
| 常数项                 | 0.532***<br>(0.035)  | 0.588***<br>(0.028)  | 0.626***<br>(0.031)  | 0.667***<br>(0.031)  | 0.351***<br>(0.022)  | 0.490***<br>(0.022)  | 0.659***<br>(0.033) |
| 时间固定效应              | 是                    | 是                    | 是                    | 是                    | 是                    | 是                    | 是                   |
| 地区固定效应              | 是                    | 是                    | 是                    | 是                    | 是                    | 是                    | 是                   |
| $R^2$ /pseudo $R^2$ | 0.333                | 0.391                | 0.351                | 0.351                | 0.385                | 0.391                | 0.342               |
| 观测值数量               | 9 277                | 16 411               | 15 199               | 26 575               | 14 309               | 20 559               | 20 328              |

### 3.6 稳健性分析

#### 3.6.1 平行趋势检验

DID 模型的前提是满足平行趋势假定,本研究选择事件分析法进行平行趋势检验。图 2 显示,政策实施前两期估计结果均在 0 点附近波动,且置信区间包含 0,说明处理组和对照组在政策实施前无显著差异,满足平行趋势假定。实施当期起,政策效应显著为负且逐渐远离 0 点,说明大病保险有效降低了处理

组中老年人的多维健康贫困程度及发生率。

#### 3.6.2 安慰剂检验

本文还同时进行了安慰剂检验,通过随机抽取居民观测作为试点,进行 1 000 次模拟。图 3 结果显示,得到的伪处理效应均值接近于零且不显著,相比之下,基准回归的真实估计系数(垂直虚线处)位于该分布的极端左侧,表明基准回归结果不是由随机因素或模型设定偏误导致的。

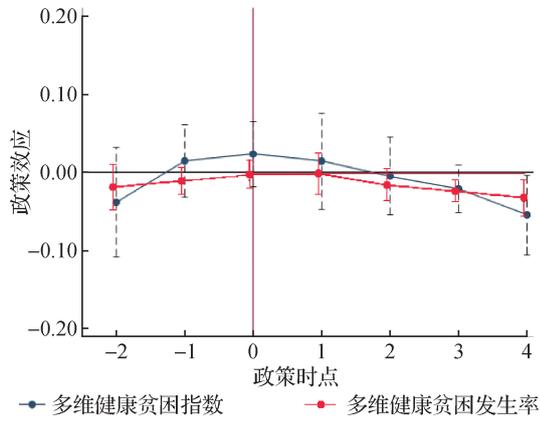


图2 平行趋势检验

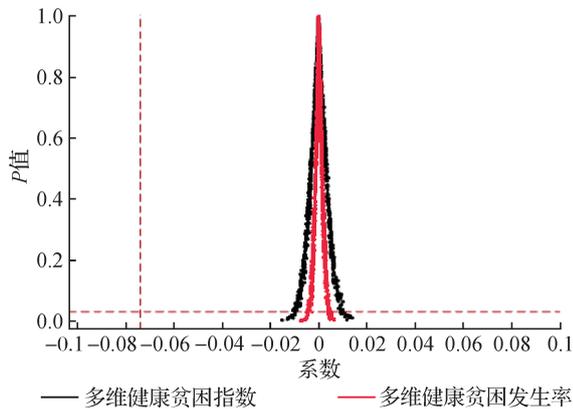


图3 安慰剂检验

### 3.6.3 PSM-DID 检验

虽然多时点 DID 模型估计了政策改革的平均处理效应,但由于大病保险制度的施行并非严格意义上的准自然实验,仍可能在数据方面存在选择性偏差的问题。本研究进一步采用多种倾向得分匹配双重差分 (Propensity Score Matching Difference-in-Differences, PSM-DID) 方法缓解潜在的内生性问题。

如表 8 所示,以多维健康贫困发生率为例,经不同匹配方法校正后,大病保险政策的估计系数依然显著为负 ( $P < 0.01$ )。这一结果与基准模型结果在

表 8 PSM-DID 测算结果

| 匹配方法                     | 多维健康贫困发生率            | 多维健康贫困指数             |
|--------------------------|----------------------|----------------------|
| 1 对 1 最近邻匹配              | -0.110***<br>(0.019) | -0.065***<br>(0.009) |
| 1 对 1, 以 0.05 为卡尺范围的近邻匹配 | -0.110***<br>(0.019) | -0.065***<br>(0.009) |
| 1 对 1, 以 0.01 为卡尺范围的近邻匹配 | -0.110***<br>(0.019) | -0.065***<br>(0.009) |
| 核匹配                      | -0.096***<br>(0.015) | -0.063***<br>(0.006) |
| 卡尺匹配                     | -0.096***<br>(0.015) | -0.063***<br>(0.006) |

影响方向与统计显著性上完全一致,证明本研究结果可靠。

## 4 讨论

### 4.1 大病保险有效缓解了中老年多维健康贫困,贫困深度改善滞后

基准回归分析结果显示,2011—2020 年中老年人多维健康贫困发生率及指数不断下降,而贫困深度变化并不显著,说明已陷入健康贫困的中老年人受剥夺程度仍然较为严重,健康贫困的“质”的改善滞后于“量”的减少,印证了现有研究测度的准确性。<sup>[16]</sup>同时,大病保险显著减轻了中老年人的多维健康贫困程度,且经多重稳健性检验后结论依然可靠。这得益于大病保险利用其收入分配属性,在基本医保基础上进一步补偿高额医疗费用,减轻了中老年人的就医负担,阻断了“疾病冲击—能力受损—健康贫困”的传导路径,与既往研究结果一致。<sup>[4]</sup>

### 4.2 大病保险的减贫效果存在地区、人群差异

经济区域异质性结果显示,大病保险对东部地区中老年人多维健康贫困发生率的降低效应显著高于中西部地区,这与邹国昊等人的研究结果相一致。<sup>[23]</sup>这一差异源于医疗资源与基金配置的空间失衡,当前优质医疗资源和医保基金较为集中于东部发达地区,中西部面临资源短缺、基金紧张的困境,这种“虹吸效应”导致中老年人虽同等参保大病保险,但中西部地区因供给层面存在短板,使参保人群在实际利用医疗服务时面临更高的门槛与壁垒,制约了政策减贫效能的充分释放。<sup>[24]</sup>

资产规模异质性结果显示,大病保险存在保障“目标上移”现象,即高资产规模群体多维健康贫困程度下降幅度显著高于低资产规模群体。依据直接收入假说,高资产规模群体能够克服自付费用的经济门槛以充分利用医疗服务<sup>[25]</sup>;而低收入群体即便享有同等报销比例,因受制于前置自付费用压力,常面临治疗中断或降级,固化原有健康劣势<sup>[26]</sup>。同时,低资产规模群体受教育程度有限且获取信息渠道闭塞,存在政策理解与利用的信息壁垒<sup>[27]</sup>,难以将政策权益转化为实际减负效用,削弱了大病保险的受益公平性<sup>[28]</sup>。

### 4.3 健康需求收入弹性的双向调节作用,凸显政策精准短板

调节效应分析揭示了健康需求收入弹性的双重

作用:一方面,其本身能显著降低中老年人多维健康贫困水平,说明健康需求增强会推动个体优化收入与健康支出结构,主动改善健康状况<sup>[29]</sup>;另一方面,其对大病保险减贫效应呈现正向调节作用,即健康需求收入弹性越高的群体,收入波动对健康支出的冲击越明显。当收入下降时,大病保险的补偿力度不足以覆盖必要健康支出,导致贫困状况加剧,反映出当前大病保险仍处于普惠阶段,并不能精准对接不同收入弹性群体的差异化需求,政策设计的精细化程度有待提升。

## 5 建议

### 5.1 持续深入健康帮扶行动,加强对存量健康贫困群体的精准支持

健康贫困结果提示,当前需加强对存量健康贫困群体的支持力度。建议在巩固健康扶贫成果的基础上,深入开展健康帮扶行动。依托低收入人口动态监测信息平台汇聚救助帮扶、健康状况等数据资源,以识别存量健康贫困群体。地方医保局对存量健康贫困群体施行基本医保参保全额资助,加大大病保险参保到报销全流程的落实力度,对于经上述保障后自付费用仍超一定金额的中老年人,医疗救助再酌情按比例救助,从而推动“基本医保+大病保险+医疗救助”三重保障紧密融合,防止“因病致贫、因病返贫”。

### 5.2 均衡医疗保障与资源配置,加强对中西部欠发达地区的总体补助水平

针对东部与中西部减贫效应的差异,需着力缩小医疗保障和资源的区域差距。在医疗保障层面,中央应加大对中西部欠发达地区的医疗保障转移支付比例,地方建立省内均衡性支付制度,加快医保省级统筹进程,向辖区内欠发达市县倾斜基金资源。在医疗资源层面,应重点加大中西部及偏远地区医疗基础设施投入,聚焦县级医院能力建设和乡镇卫生院标准化改造,通过“县管乡用”、专家派驻、定点帮扶等方式强化基层医疗队伍建设,从硬件设施与人才培养双维度提升基层诊疗水平,破解偏远地区居民医疗资源获取的地域与成本障碍。

### 5.3 降低支付门槛与信息差距,对低收入群体实施倾斜性补偿政策

为解决高资产群体受益更多的分化问题,需将大病保险政策重心应从“扩大覆盖”转向“精准匹

配”。各地区应结合经济发展水平与医保筹资能力,在精算平衡前提下,一方面降低常见重大疾病的大病保险报销门槛,扩大报销范围;另一方面建立与健康需求层次相匹配的差异化保障机制,通过整合大病保险信息平台与健康医疗大数据,统一测算居民健康需求收入弹性,将弹性大于0.35(本研究标准差阈值)的低收入群体列为重点保障对象,在现有报销比例基础上实施提高一定比例等倾斜性补偿政策,缓解收入波动对健康支出的冲击。<sup>[30]</sup>此外,依托社区居委会、村委会等基层组织,开展大病保险政策宣讲与指导,着力破除低收入群体的信息壁垒。加强基金监管,优化起付线、封顶线与报销标准的动态调整机制,防范高收入群体过度使用医疗资源的道德风险,避免“逆向再分配”。

**作者贡献:**和红负责论文撰写、修改与审读;段颖负责数据清洗、资料分析与论文撰写;张良文负责论文修改与文章审读;方亚负责研究框架指导与文章审读。

**作者声明**本文无实际或潜在的利益冲突。

## 参 考 文 献

- [1] 翟振武,陈佳鞠,李龙. 2015~2100年中国人口与老龄化变动趋势[J]. 人口研究, 2017, 41(4): 60-71.
- [2] WOODLAND A. Handbook of the Economics of Population Aging[M]. 2016.
- [3] 杨宜勇,张强. 我国社会保障制度反贫效应研究:基于全国省际面板数据的分析[J]. 经济学动态, 2016(6): 4-12.
- [4] 陈中南,孙圣民. 大病保险的减贫效果研究:基于CFPS数据的实证分析[J]. 暨南学报(哲学社会科学版), 2022, 44(3): 24-39.
- [5] 喻霞,张心洁. 基于扎根理论的大病保险制度可持续发展影响因素研究[J]. 卫生经济研究, 2025, 42(8): 49-51+71.
- [6] 段光锋,田文华,李阳,等. 上海市城乡居民大病保险实施效果与政策模拟研究[J]. 中国卫生经济, 2020, 39(11): 23-26.
- [7] 陈志浩,李红艳,杨创豪. 城乡居民大病保险的精准性补偿方案研究:以河南省为例[J]. 中国卫生事业管理, 2024, 41(1): 34-39.
- [8] 黄家林,傅虹桥,宋泽. 补充医疗保险对居民消费的影响:来自城乡居民大病保险的证据[J]. 金融研究, 2022(10): 58-76.
- [9] 解莹. 大病保险效率与减贫研究:基于DEA与省际面板分析[J]. 保险职业学院学报, 2020, 34(3): 12-19.

- [10] 陈晓宇, 锁凌燕, 吕欣怡. 因病返贫、债务负担与大病保险补偿[J]. 保险研究, 2024(4): 76-89.
- [11] 丁继红, 杨言, 何敏. 医保整合和大病保险对农村贫困脆弱的叠加效应分析[J]. 财经理论与实践, 2025, 46(6): 22-29.
- [12] 李红艳, 陈志浩, 皇甫慧慧, 等. 大病保险对居民灾难性医疗支出的影响研究[J]. 卫生经济研究, 2025, 42(3): 28-32.
- [13] 李华, 高健. 城乡居民大病保险治理“因病致贫”的效果差异分析[J]. 社会科学辑刊, 2018(6): 124-141.
- [14] LI H, JIANG L. Catastrophic medical insurance in China [J]. *The Lancet*, 2017, 390(10104): 1724-1725.
- [15] 邹国昊, 张颖, 杨楚风. 迈向共同富裕的基本医疗服务均等化研究: 基于中国城乡居民大病保险视角[J]. 财经研究, 2024, 50(12): 33-46.
- [16] 赖勇强, 李叶, 吴群红, 等. 中国中老年人群多维健康贫困时空跃迁全景测度研究[J]. 中国公共卫生, 2023, 39(6): 707-712.
- [17] JIANG H, SAI X, SU Y, et al. Measurement and Decomposition of the Health Poverty of Rural Residents in China [J]. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 2022, 19(19): 12876-12876.
- [18] YAN B, CHEN X, GILL M T. Health inequality among Chinese older adults: The role of childhood circumstances [J]. *The Journal of the Economics of Ageing*, 2020, 17: 1-31.
- [19] FERNANDA M R, JOSÉ M M, JESSICA V, et al. A multidimensional model of healthy ageing: proposal and evaluation of determinants based on a population survey in Ecuador [J]. *BMC Geriatrics*, 2021, 21(1): 615.
- [20] TRANI J F, ZHU Y, PARK S, et al. Multidimensional poverty is associated with dementia among adults in Afghanistan [J]. *EClinicalMedicine*, 2023, 58: 101906.
- [21] 王小林, Sabina A. 中国多维贫困测量: 估计和政策含义 [J]. 中国农村经济, 2009(12): 4-10, 23.
- [22] LI Y, RONALD M. Can government subsidies and public mechanisms alleviate the physical and mental health vulnerability of China's urban and rural residents? [J]. *International Journal for Equity in Health*, 2023, 22(1): 59.
- [23] 邹国昊, 张颖. 大病保险缩小医疗负担城乡差距了吗? [J]. 现代经济探讨, 2023(2): 15-27.
- [24] 姚强, 张之恒, 程兆辉, 等. 医疗保险视角下中国流动人口健康不平等: 理论框架、水平测度与机制分析 [J]. 中国卫生政策研究, 2024, 17(11): 26-34.
- [25] 惠卉, 张连城. 健康的教育梯度及其影响机制研究 [J]. 人口与经济, 2023(3): 68-84.
- [26] 许新鹏, 顾海. 大病保险对中老年居民医疗利用及健康的影响: 基于 CHARLS 数据的实证检验 [J]. 人口与发展, 2022, 28(1): 16-29.
- [27] 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 [J]. 南开经济研究, 2024(1): 205-220.
- [28] 于新亮, 伊扬, 张文瑞, 等. 职工基本医疗保险的收入再分配效应 [J]. 保险研究, 2022(5): 115-127.
- [29] HE Y, ZHOU L, LI J, et al. An empirical analysis of the impact of income inequality and social capital on physical and mental health—take China's micro-database analysis as an example [J]. *International Journal for Equity in Health*, 2021, 20(1): 241.
- [30] 王恩楠, 朱铭来. 基本医疗保险制度变迁中道德风险对医保基金的影响 [J]. 金融学季刊, 2025, 19(1): 106-126.

[收稿日期:2025-10-30 修回日期:2026-01-18]

(编辑 赵晓娟)