全民医保的高质量发展与共同富裕:再分配效应的视角*

顾 昕1,2,3 惠 文1

(1 浙江大学公共管理学院, 2 浙江大学社会治理研究院, 3 浙江大学民生保障与公共治理研究中心,浙江杭州,310058)

摘 要:改善医保再分配功能对促进全民医保高质量发展和扎实推进共同富裕有重要意义。采用中国家庭追踪调查(CFPS)2014年、2016年和2018年三期平衡面板数据,分析全民医保的再分配效应及其动态变化,结果发现,医疗支出具有负向再分配效应,且尽管医保报销具有正向再分配功能,但不足以逆转医疗支出再分配效应的方向。不同医保制度的再分配功能存在程度差异,医保报销环节中公费医疗最强,职工医保居中,居民医保最弱,这与医保制度间的发展不均衡有关。在三个调查年份,三种医保制度报销的再分配效应均先增后减,但农村参保者医疗自付的再分配效应在医保城乡一体化后并未减弱。不利于低收入者的健康不平等与不高的医保报销水平阻碍了医保正向再分配功能的发挥。实施全民准公费医疗,强化对低收入者的医疗救助,并积极发挥慈善的作用,是提升医保再分配功能的有效治理策略。

关键词:医疗保险:再分配效应:纵向公平:医疗救助:共同富裕

一、引言

党的二十大报告提出,中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化,要扎实推进共同富裕^[1]。罹患重大疾病是致贫返贫的主要决定因素之一^[2],也是共同富裕的重大阻碍因素之一。相对于中高收入群体,低收入者的健康情况总体不佳^[3],这导致该群体的医疗支出相对较高,而医疗支出具有累退性,加剧了收入不平等^[4]。医疗保险(简称"医保")体系能否有效分摊高额医疗费用所带来的经济风险,降低医疗支付的负向再分配效应,缓解因病致贫^[5],是医保高质量发展的关键,对于共同富裕的实现也具有重要意义。我国在2012年建立了覆盖全民的基本医疗保险体系^[6],意味着医疗费用风险分摊的横向公平已经实现。可是,由于医疗支出本身具有纵向不公的特性,医保报销能否减少其纵向不公平以降低其负向再分配效应,值得深入研究。在全民医保实现之后,我国医保体系进入了高质量发展的新时代,保障水平不断提高,而且更多完善举措不断推出,如2016年开始推进城乡居民医保制度整合,2018年启动健康扶贫等。这些举措对全民医保体系的再分配效应起到何种作用,亦非常值得关注。

本文采用多种不平等测度指标及其分解技术着重考察全民医保体系的再分配效应、成因及其跨时变化。 我国医保体系具有碎片化,在城乡一体化实现之后存在着三个主要的医保制度,即公费医疗、城镇职工基本 医疗保险(以下简称"职工医保")、居民医疗保险(以下简称"居民医保"),本文对不同医保制度的再分配效

^{*} 本文系教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目"促进困难群体共同富裕的社会政策体系建设研究"(22JZD025)和"全面建设社会主义现代化国家新征程中加快实现共同富裕研究"(批准号:21JZD019)的阶段性成果。本文还受到中央高校基本科研业务费资助,系浙江省哲学社会科学重点研究基地浙江大学民生保障与公共治理研究中心自设课题"共同富裕的社会政策之维:保护主义与发展主义的平衡与融合"(23JDZSZD01)成果。

应进行了异质性比较分析。最后,从再分配效应治理的视角,模拟了医保高质量发展的政策议程,并据此提出具有实证基础的政策建议,以促进医保的高质量发展和共同富裕的扎实推进。

二、文献综述

医保的再分配效应主要通过筹资和报销予以实现。其中筹资的再分配效应与一个国家或地区采用的筹资方式(税收还是社会保险)以及筹资本身具有的累进性程度有关^[7]。中国医保的筹资整体上具有累退性,这与我国主要采用社会保险间接税的方式进行筹资以及医保体系碎片化密切相关。具体而言,公费医疗一般不用缴费,而职工医保要求以工资的一定比例缴费且缴费存在上下限,居民医保则要求按人头定额缴费。更为重要的是,不同制度参保者的收入水平差别很大,公费医疗参保者一般属于中等偏高收入群体,而居民医保参保者一般属于偏低收入群体。缴费规则的不同且不公必然产生负向再分配效应,尤其导致纵向不公平。正因如此,大多数研究并未将筹资作为再分配效应的重点,为数不多的几篇实证研究印证了这一判断^[8-10]。

医保报销的再分配效应特别是其纵向再分配略显复杂,这主要体现在其再分配的机制上。医保报销主要是对参保者产生的医疗费用进行补偿,通常对所有参保者制定相同的给付规则,实践中较少考虑参保者的家庭收入状况。由于参保者是否患病、患病类型及医疗费用多寡具有随机性,医保报销仅与其实际产生的医疗费用有关。从理论上看,医保报销很难像其他社会福利项目一样进行有效的再分配,对其进行研究似乎意义不大,这是国际文献中相关专门研究并不多见的原因。但是,这种判断容易让人们忽略两件重要的事情。第一,医保报销范畴会对再分配效应产生影响。一些国家或地区的给付比较广泛,不仅对直接的医疗费用进行补偿,还对患者因请病假而蒙受的收入损失进行津贴补偿,这部分津贴通常具有济贫性,有助于缩小收入不平等[11]。第二,虽然个体层面上患病和医疗费用具有随机性,但从群体层面看并非如此。由于社会经济地位、医疗服务可及性和公共卫生等方面的不平等,社会群体间存在较为严重的健康不平等,即"健康—收入分层"现象[12],低收入者往往健康状况不佳[13]。如果医疗保障水平较低,或者医保报销对医疗卫生健康领域科技进步引致的新治疗手段覆盖速度较慢,那么低收入者将被迫承担较重的医疗负担,这种纵向不公平现象是非常常见的[14]。2015年诺贝尔经济学奖得主安格斯·迪顿(Angus Deaton)对此表示担忧,指出由于创新技术或产品的市场价格高昂,在人类整体"逃离"不健康时,低收入人群往往被"甩在后面",由此产生严重的健康不平等和收入不平等[15]。这一观点也被称为"迪顿担忧"。因此,考察医保报销的再分配效应,特别是其纵向再分配效应,仍然具有学术和实践意义。

中国医保报销水平总体偏低且医保制度碎片化,不同地区之间、不同身份人群之间给付规则差别较大,导致制度失调和运转不良^[16],而城乡二元社会结构导致城乡参保者之间的健康水平、保障水平和收入水平分层更为明显,因此,医保报销的再分配效应在学界成为一个重要的研究课题。中国学者为社会保障再分配效应研究做出了突出贡献,在共同富裕的视域下,这些贡献具有较高的学术价值和重要的实践意义。

有关中国医保报销再分配效应的研究较为丰富。部分研究将医保报销视为一种转移性收入,采用不同的测度方法及不同的数据库进行实证研究,发现这一转移性收入缩小了收入不平等,因而认定医保有正向再分配效应^[17-22]。但这种正向再分配效应在医保发展早期微不足道,原因是当时的报销水平较低,对医疗支出的补偿力度不够^[23]。更多文献却得出了相反的结论,认为医保扩大了收入不平等,即医保具有负向再分配效应^[24-30]。仔细分析可以发现,这两种看似截然不同的结论实际并不冲突。现有文献缺乏统一的分析框架,导致对医保报销的界定和归因有所不同,进而结论表述不一致。医保报销是对医疗费用的补偿,因此对其再分配效应的考察涉及"医疗支出—医保报销—医疗自付"三个环节。如果重点考察第二环节,即将医保报销视为一种转移支付,自然会得出其有正向再分配效应的结论;而如果考察第三环节,即比较患者自付后与最初的收入不平等的变化,则会得出相反的结论。这两个看似矛盾的结论其实反映的是同一件事情,即真

正产生负向再分配效应的是医疗支出,医保报销一定程度上降低了这种负向影响,但并未扭转这一局面,造成报销后的自付部分仍具有负向再分配效应。

此外,相关研究使用的实证分析数据有所差异。部分研究采用某一省份的数据^[31-34],有的研究则采用全民医保实现之前或初期的具有全国代表性的家庭微观调查数据,如中国健康与营养调查(CHNS)1989—2006年的数据^[35]、中国家庭金融调查(CHFS)2013年^[36]及中国家庭收入调查(CHIP)2013年^[37]的截面数据。虽然少量研究采用了2018年的全国数据,并将其与2013年的全国数据进行比较^[38],但未专门对医保的再分配效应分析进行深入剖析,也未能展示这一期间的更多变化细节。数据来源不同及调查时期不同,会使分析结果略有差异,但最终结论基本是一致的,即医保报销环节具有正向再分配效应,一定程度上缓解了医疗支出所推高的收入不平等,但却不足以扭转最终收入和初始收入之间具有负向再分配效应这一结果。

综上,国内学界对中国医保筹资环节具有负向再分配效应已基本达成共识,但医保报销环节的再分配效应仍需深入研究。值得注意的是,既有文献的分析对象大多是全民医保实现之前或之初(2013年)的情形,仅有几篇近年发表的文献分析了全民医保实现后制度巩固和发展期的情况,但这些研究或分析某一特定省份而缺乏全国层面的代表性,或采用某一特定年份的截面数据而缺乏动态性。此外,多数文献聚焦于某一具体医保制度或对医保制度不加区分笼而统之地展开分析,未对不同医保制度再分配功能的差异性进行系统性考察。本文将弥补这两个不足:一是采用具有全国代表性且时间跨度较长的三期数据系统考察全民医保实现后在巩固和发展期的再分配及其变化情况;二是甄别不同医保制度的再分配功能并分析其差异性。

三、测度方法和数据

(一)测度方法

1.再分配效应的测度

再分配效应(Redistribution Effect,RE)是指某种支付(如本文所关注的医疗支出、医保报销或医疗自付等)给收入不平等带来的变化。本研究采用基尼系数对收入不平等状况进行刻画,因此再分配效应的具体计算公式为:RE= G^x - G^{x-p} 。其中, G^x 和 G^{x-p} 分别为支付前收入的基尼系数和支付后收入的基尼系数。如果RE 为负,表示收入不平等程度有所扩大,某项支付产生了负向再分配效应;若 RE 为正,则表示收入不平等程度缩小,某项支付产生正向再分配效应[39]。

2.再分配效应的分解

再分配效应的分解有助于分析造成不平等的原因。本文采用得到世界银行推荐的 AJL 分解方法 $^{[40-42]}$ 。该方法是 Aronson、Johnson 和 Lambert 开发的 $^{[43]}$,三人将总再分配效应分为三个子效应,即纵向再分配效应、横向不平等效应和再排序效应,表示为 RE=V-H-R。其中 V 为纵向再分配效应,表示某项支付给不同收入群体之间的不平等程度带来的变化;H 为横向不平等,反映了某些支付给相同收入群体之间不平等程度带来的变化;R 为再排序效应,显示了某项支付对个体在整体收入分布中排序的改变 $^{[44]}$ 。为了更加直观比较 V、H 和 R 对再分配效应影响的程度,可以用三者分别除以整体再分配效应,得到各自相对份额 $^{[40]}$ 和 $^{[40]}$

纵向再分配效应 V 的计算公式为: $V = (\frac{g}{1-g})$ K。其中,g 为平均负担率(即平均支付额与平均收入之比),一般而言,在其他情况不变的前提下,g 越大,表示支付率越高,该支付的再分配效应越强。K 为 Kakwani 指数,由曾任联合国开发计划署国际包容性增长政策研究中心主任兼首席研究员的纳纳克·卡克 瓦尼(Nanak Kakwani) 开发,用于测算税收累进性,其计算公式为: $P = C - G^*$,C 是支付本身的集中指数, G^* 为支付前收入的基尼系数^[45]。后来,P 被命名为"卡克瓦尼指数"(简称 K 指数),被广泛用于测度任何一种支付的累进性或累退性。K 指数如果为负值,则说明该支付具有累退性,扩大了收入不平等,反之,则说明此项支付具有累进性,能够缩小不平等。

横向不平等 H 的计算公式为: $H = \sum_{j} \alpha_{j} G_{j}^{x-p}$ 。其中,j 为支付前某一具有相同收入的组别; G_{j}^{x-p} 为某项支付后该组的基尼系数; α_{j} 为加权值,等于该组人口份额及其收入份额的乘积;H 一般为非负数,H 值越大,表示横向不平等程度越高。

再排序效应 R 的具体计算公式为: $R = G^{x-p} - C^{x-p}$ 。其中, G^{x-p} 为某项支付后的基尼系数; C^{x-p} 为按照支付前收入进行排序的某项支付后收入的集中指数:一般 R 为非负数。

3.集中指数

基尼系数是不平等的一般刻画,但无法就与社会经济地位相关的不平等进行判断。如前所述,不利于低收入者的健康不平等是医疗支出产生负向再分配效应的根源,但判断健康不平等是否不利于低收入者或具有"亲贫性",则需要利用集中指数进行描述。集中指数取值范围为[-1,1],如果为取值为负,则表示不健康、更亲贫,即低收入者更不健康;若取值为正,则说明高收入人群更不健康。集中指数的绝对值越大,不平等状况越严重。

4. 阿特金森指数

基尼系数只能刻画不平等性,但无法就不平等是否公正进行测度。不平等并不意味着不公正,这与社会所持有的公正观有关,不同公正观对不平等的厌恶程度是不同的。本文采用阿特金森指数对医疗支付的不公正程度进行测度,有助于进一步判断不平等是否公正,即"不平等—不公正性"。判断某种不平等是否公正与公正观有关,而公正观是多元的,因此阿特金森指数是一种基于价值观取向的不公正测度指标,体现出不同公正观下某一特定分布的不平等程度是不同的^[46]。因此,在测算阿特金森指数时,首先需要选定一种公正价值观,它对应到公式中的不平等程度是不同的^[46]。因此,在测算阿特金森指数时,首先需要选定一种公正价值观,它对应到公式中的不平等厌恶参数ε(大于等于0),取值越高意味着对不平等厌恶程度越高,越倾向于绝对平均主义。一般而言,取值为0意味着极端自由至上主义公正观下的不平等程度;取值为0.5~1.0,意味着各种自由主义公正观下的不平等程度;取值为1.0~2.0,意味着各种平等主义公正观下不平等的测度;取值等于或高于2.0的测度则意味着从绝对平均主义(均贫富)公正观来看不平等程度。在公共政策中极其重要的罗尔斯正义观属于自由平等主义^[47],尽管无法准确对应一个特定的ε值,但其取值大体上在1.0上下。阿特金森指数测度结果在[0,1]之间,不平等结果越小表示不公正程度越弱,反之则越强。事实上,基本上没有必要测算ε取值超过2的情况,因为以绝对平均主义公正观的视角来看,任何现实存在的不平等都是极其不公的,即只要取值接近2,阿特金森指数就接近1。常用的分析软件主要提供了ε值为0.5、1和2的三种阿特金森指数测算结果。

(二)数据来源与样本选择

1.数据来源

本文基于中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies,简称 CFPS)的数据进行分析。CFPS 由北京大学中国社会科学调查中心实施,是一个全国性、大规模、多学科的社会跟踪调查项目,样本覆盖中国 25 个省(直辖市、自治区),目标样本规模约为 16000 户,调查对象包含了样本户中全部家庭成员。该调查于 2010 年进行了基线调查,随后每两年追踪 1 次,截至目前共进行了 6 轮次,现调查方公布了前 5 轮的完整数据和 2020 年第 6 轮的部分数据。

2.样本选择

本文采用 CFPS 2014 年、2016 年和 2018 年的追踪数据展开分析^①。之所以选择这三年的调查数据,是 因为 2010 年的基线调查仅询问了个人过去一年的住院费用和相应的自付支出,缺少非住院的相关数据,本 文不能据此完整地考察医保的再分配效应;2012 年虽有询问个人的非住院费用和自付费用,但发布的数据

① 具体用这三年的数据创建平衡面板数据。

中非住院自付数据均为"不适用"或缺失,无法准确反映患者的医疗自付金额。只有 2014 年、2016 年和 2018 年的调查在关键变量上满足研究需要。2020 年相关研究变量的调查数据均尚未被公布,而且由于新冠肺炎疫情影响,该年度医疗服务利用和医保支出数据很可能异常,即便其数据公布,也不适宜用来进行历时态比较分析。由于 2014 年的调查未详细询问 15 岁及以下儿童的社会医疗保险参保类型,因此本文仅分析 16 岁及以上的医保参保个体,如此也可排除少儿医保对再分配的影响。

收入是本研究的核心变量,由于我国主要以个人为单位参加基本医保,同一家庭的不同成员可能参加不同类型的医疗保险,以个人为单位分析医保的再分配效应比较符合我国医保制度的实际情况。因此,在测算收入不平等时,本文沿用既有大多数文献的做法,以家庭人均收入来衡量个体的可支配收入。按照国际上通行的核算方法,本文中的收入是指总的纯收入,即扣除了生产经营成本后的净收入,包括工资性收入、经营性收入、财产性收入和转移性收入,但不包括医保报销的收入,医保报销是本文所研究的特定支付。为了进行纵向比较,家庭人均收入选取 CFPS 调查项目组公布的与 2010 年基线调查同口径可比收入数据。同时,参考李实等的做法[48-49],本文仅保留了收入为正以及关键变量缺失和异常的样本。造成部分家庭收入不为正的原因主要是家庭经营性收入不为正,它主要由开办私营企业亏损所致。出现此类情况的样本数量不多,分布情况大致如表 1 所示。因此,删除净收入不为正的样本,并不会对本文的研究结论造成太大的影响。

| | 被调查家庭总数(个) | 收入不为正的家庭数(个) | 占比(%) |
|------|------------|--------------|-------|
| 2014 | 13946 | 22 | 0.158 |
| 2016 | 14019 | 23 | 0.164 |
| 2018 | 14218 | 27 | 0.189 |

表 1 家庭收入不为正的样本分布情况

需要说明的是,CFPS 在调查个体所参加的社会医疗保险类型时,只询问了是否参加公费医疗、职工医保、新型农村合作医疗保险(简称新农合)、城镇居民医疗保险(简称城居保)四种类型,未将城乡一体化过程中整合而来的居民医保纳入选项中,2018 年的调查问卷设计亦如此。因此,本文将该年新农合与城居保回答选项均作为居民医疗保险回答选项,以便整体考察居民医保与职工医保、公费医疗在再分配效应上的差异,同时也分别报告新农合与城居保的相关情况以考察城乡差别。用于本文分析的样本分布如表 2 所示。

四、全民医保再分配效应的实证分析

本文从医疗支出、医保报销和医疗自付三个支付环节对全民医保报销的再分配效应进行详细考察。把医疗支出发生前初始时段设为 0,把医疗支出发生后的时段设为 1,把医保报销后时段设为 2。医疗支出发生前初始收入的基尼系数记为 G^0 ,医疗支出发生后收入的基尼系数记为 G^1 ,医疗报销后收入的基尼系数记为 G^2 。根据支付发生的时段不同

表 2 数据样本分布情况 单位:个

| | 2014 | 2016 | 2018 |
|------|-------|-------|-------|
| 公费医疗 | 298 | 240 | 244 |
| 职工医保 | 1747 | 1829 | 1957 |
| 居民医保 | 9020 | 8996 | 8864 |
| 新农合 | 8071 | 8043 | 7829 |
| 城居保 | 949 | 953 | 1035 |
| 样本合计 | 11065 | 11065 | 11065 |

(一)医疗支出的再分配效应及其分解

1. 医疗支出的再分配效应

表 3 展示了医疗支出的再分配效应。可以看出:其一,再分配效应 RE₀₋₁均为负值,说明医疗支出具有负向再分配效应,扩大了收入不平等;其二,公费医疗、职工医保和居民医保的再分配效应均呈现先增强后减弱的"倒 V"型变化趋势,但是新农合却呈现持续增强之势;其三,不同医保制度的再分配效应的强弱程度在不

同年份有所差异。2014年居民医保参保者医疗支出的负向再分配效应最强,职工医保居中,公费医疗最弱; 2016年职工医保的负向再分配效应成为最强,公费医疗依然最弱;2018年居民医保的负向再分配效应重新 变为最强,公费医疗居中,职工医保最弱。

| | 不平等测度 | 2014 | 2016 | 2018 |
|---------|---------------------------|---------|---------|---------|
| | 初始基尼系数(G ⁰) | 0.4409 | 0.4525 | 0.4685 |
| 全体参保者 | 医疗支出后基尼系数(G1) | 0.4607 | 0.4731 | 0.4885 |
| | 再分配效应(RE ₀₋₁) | -0.0198 | -0.0206 | -0.0200 |
| | 初始基尼系数(G ⁰) | 0.3188 | 0.2958 | 0.3527 |
| 公费医疗参保者 | 医疗支出后基尼系数(G1) | 0.3370 | 0.3183 | 0.3725 |
| | 再分配效应(RE ₀₋₁) | -0.0182 | -0.0224 | -0.0197 |
| | 初始基尼系数(G°) | 0.3416 | 0.3277 | 0.3725 |
| 职工医保参保者 | 医疗支出后基尼系数(G1) | 0.3626 | 0.3589 | 0.3892 |
| | 再分配效应(RE ₀₋₁) | -0.0210 | -0.0312 | -0.0167 |
| | 初始基尼系数(G°) | 0.4391 | 0.4490 | 0.4484 |
| 居民医保参保者 | 医疗支出后基尼系数(G1) | 0.4615 | 0.4727 | 0.4718 |
| | 再分配效应(RE ₀₋₁) | -0.0225 | -0.0237 | -0.0234 |
| 新农合参保者 | 再分配效应(RE ₀₋₁) | -0.0228 | -0.0243 | -0.0251 |
| 城居保参保者 | 再分配效应(RE ₀₋₁) | -0.0225 | -0.0277 | -0.0176 |

表 3 医疗支出的再分配效应

2. 医疗支出再分配效应的分解

表 4 给出了医疗支出再分配效应的分解结果。可以发现:其一,卡克瓦尼指数 K 基本为负值,说明医疗支出本身具有累退性,扩大了收入不平等;其二,同一制度内除 2016 年以横向不平等为主外,其他年份以纵向再分配效应为主,这表明医疗支出主要扩大了不同收入群体间的不平等;其三,从时间趋势看,横向不平等是再分配效应增强或减弱的主要肇因;其四,从制度间比较来看,横向不平等和纵向再分配效应是制度间再分配效应差异的主要来源。

| | 不平等分解 | 2014 | 2016 | 2018 |
|---------|-------|----------------|----------------|--------------|
| | K 指数 | -0.1118 | -0.0363 | -0.1299 |
| 人居会但老 | V | -0.0073(37%) | -0.0031(15%) | -0.0086(43%) |
| 全体参保者 | Н | 0.0086(-44%) | 0.0122(-59%) | 0.0081(-40%) |
| | R | 0.0038(-19%) | 0.0053(-26%) | 0.0034(-17%) |
| | K 指数 | 0.1141 | -0.0787 | -0.2472 |
| 公费医疗参保者 | V | 0.0088(-49%) | -0.0059(26%) | -0.0126(64%) |
| | Н | 0.0135(-74%) | 0.0104(-46%) | 0.0042(-21%) |
| | R | 0.0136(-74%) | 0.0061(-27%) | 0.0029(-15%) |
| | K 指数 | -0.1462 | -0.0558 | -0.0825 |
| 职工医保参保者 | V | -0.0095(45%) | -0.0056(18%) | -0.0046(27%) |
| | Н | 0.0066(-31%) | 0.0141(-45%) | 0.0077(-46%) |
| | R | 0.0050(-24%) | 0.0115(-37%) | 0.0044(-26%) |
| | K 指数 | -0.1613 | -0.1238 | -0.1328 |
| 民民医伊桑伊孝 | V | -0.0105(47%) | -0.0096(40%) | -0.0098(42%) |
| 居民医保参保者 | Н | 0.0081(-36%) | 0.0096(-40%) | 0.0090(-39%) |
| | R | 0.0039(-17%) | 0.0046(-19%) | 0.0046(-20%) |

表 4 医疗支出再分配效应的分解

注: $V \setminus H \setminus R$ 括号内为再分配效应的相对大小,即 $V^{100} \setminus H^{100} \cap R^{100} \setminus V^{100} - H^{100} - R^{100} = 1$ 。

不利于低收入者的健康不平等是医疗支出具有累退性或负向再分配效应的最主要原因。表 5 给出了三个年份不同收入组的健康分布①,可以看出,收入水平越低,自评不健康的比例越高,其中以低保人群为主要构成的最低收入组最不健康②。集中指数更加清晰地反映了这一健康不平等现象,不健康的集中指数为负值,表明不健康具有"亲贫性",更加偏向低收入人群,因而低收入者的医疗支出占其收入的比例也就越高,这也印证了前述既有文献关于"健康—收入分层"及健康不平等导致医疗支出纵向不公平的结论。

表 5 不同收入组自评健康状况

单位:%

| | 2014 | | 2016 | | 2018 | |
|----------|---------|-------|---------|-------|---------|-------|
| | 健康 | 不健康 | 健康 | 不健康 | 健康 | 不健康 |
| 最低收入组 | 74.41 | 25.59 | 68.55 | 31.45 | 68.68 | 31.32 |
| 次低收入组 | 74.73 | 25.27 | 66.56 | 33.44 | 72.09 | 27.91 |
| 中等收入组 | 75.37 | 24.63 | 67.64 | 32.36 | 72.16 | 27.84 |
| 次高收入组 | 77.71 | 22.29 | 68.14 | 31.86 | 73.99 | 26.01 |
| 最高收入组 | 78.82 | 21.18 | 69.76 | 30.24 | 72.70 | 27.30 |
| 总体 | 76.23 | 23.77 | 68.15 | 31.85 | 71.99 | 28.01 |
| 不健康的集中指数 | -0.0421 | | -0.0117 | | -0.0311 | |

健康不平等程度的变化是医疗支出再分配效应跨时态变动的主要原因。与 2014 年相比,2016 年参保者整体健康状况趋于恶化,不健康的比例均显著增加,高收入者更甚,因此健康不平等程度有所降低,集中指数的绝对值从 0.0421 降至 0.0117 也反映了这一现象(表 5)。健康不平等程度的下降一定程度上缩小了不同收入群体间的医疗负担差距,显著减弱了医疗支出的纵向再分配效应。但是,整体健康水平的恶化导致平均医疗支出快速增长,医疗支出平均负担率(g)由 10.24%上升至 12.04%。更高的负担率往往意味着更强的再分配效应,尤其是横向不平等的增强,这也解释了为何 2016 年的再分配效应以横向不平等为主。

与 2016 相比,2018 年参保者整体健康状况有所改善,但最低收入组几乎没什么变化,因而健康不平等程度有所提升,集中指数的绝对值上升至 0.0311 印证了这一点(表 5)。健康不平等程度的恶化加剧了医疗支出的纵向再分配效应。健康状况变好使医疗支出负担率降低至 9.84%,从而减弱了医疗支出的负向再分配效应,也显著改善了横向不平等。值得注意的是,这一时期新农合参保者较为例外,其医疗支出的再分配效应反而有所增强,从分解结果看,再排序效应和纵向再分配效应是主要动因,可能的缘由有二:其一,不断推进的城乡居民医保一体化释放了新农合参保者的医疗需求,导致其医疗支出增速较快,推高了医疗支出负担率,增强了再分配效应;其二,2018 年新农合参保者的健康不平等程度最高且较 2016 年有所加剧(表 6),这提升了其医疗支出的纵向不公平。

健康不平等也影响制度间医疗支出再分配效应的差异。2014年,居民医保参保者医疗支出再分配效应 最强,职工医保居中,公费医疗最弱。从分解结果分析,横向不平等是居民医保与职工医保再分配效应 (RE₀₋₁)差异的主要原因,与职工相比,居民医保参保者的整体健康状况更差、收入更低,医疗负担更重(表 6),因而其横向不平等程度越高;此外,纵向再分配效应是职工医保和公费医疗再分配效应(RE₀₋₁)差别的 主因,与公费医疗相比,职工医保参保者健康状况更加不平等,纵向再分配效应也更强。2016年,职工医保 参保者医疗支出再分配效应最强,居民医保居中,公费医疗最弱。再排序效应是导致职工医保和居民医保参

① 在 CFPS 调查中,自评健康分为 5 档,即非常健康、很健康、比较健康、一般和不健康。为便于分析,本文将该分类方式改为健康与不健康两分法,一般和不健康均属于不健康,其余均属于健康。

② 依据各个省份的低保线,低保人群基本全在最低收入组,低保边缘人群(以低保线的 150% 为划定标准)则主要在次低收入组。

保者再分配效应差异的主要原因,前者健康恶化最快,加之保障水平和收入水平更高,医疗负担也更高,再排序效应也更强。纵向再分配效应是居民医保和公费医疗差别的主要贡献,居民健康不平等程度更高,纵向再分配效应也更强。2018年居民医保的纵向再分配效应最强,公费居中,职工最弱,原因基本与前述一致,不再详细展开分析。

| | 2014 | | 2016 | | 2018 | |
|---------|---------------|-------------|---------------|-------------|---------------|-------------|
| | 医疗支出 平均负担率 | 不健康 集中指数 | 医疗支出 平均负担率 | 不健康 集中指数 | 医疗支出 平均负担率 | 不健康 集中指数 |
| 公费医疗参保者 | 7.19% | 0.1657 | 6.99% | 0.0280 | 4.86% | 0.0718 |
| 职工医保参保者 | 6.09% | 0.0129 | 9.14% | 0.0264 | 5.25% | 0.0147 |
| 居民医保参保者 | 6.12% | -0.0300 | 7.16% | -0.0064 | 6.86% | -0.0354 |
| 新农合参保者 | 6.26% | -0.0272 | 7.06% | -0.0139 | 7.21% | -0.0420 |
| 城居保参保者 | 5.48% | -0.0071 | 7.62% | 0.0340 | 5.58% | 0.0276 |

表 6 不同制度医疗支出平均负担率和健康不平等程度

说明:医疗支出平均负担率(g)=平均医疗支出/平均收入。

(二)医保报销的再分配效应及其分解

1. 医保报销的再分配效应

表 7 给出了医保报销再分配效应的结果。可以发现: 其一, 再分配效应 RE₁₋₂均为正值, 说明医保报销具有正向再分配效应, 缓解了医疗支出引致的不平等; 其二, 从时间趋势看, 公费医疗和职工医保报销再分配效应均先增强后减弱, 但居民医保却是先减弱后增强, 这主要是因为其城乡居民参保者的医保报销再分配效应具有完全相反的走势, 新农合持续增强, 而城居保却持续减弱; 其三, 制度间横向比较看, 居民医保的正向再分配功能始终是最弱的, 2014 年和 2018 年公费医疗最强, 而 2016 年职工医保最强。

| | 不平等测度 | 2014 | 2016 | 2018 |
|---------|---------------------------|--------|--------|--------|
| | 医疗支出后基尼系数(G1) | 0.4607 | 0.4731 | 0.4885 |
| 全体参保者 | 报销后基尼系数(G2) | 0.4553 | 0.4673 | 0.4834 |
| | 再分配效应(RE ₁₋₂) | 0.0054 | 0.0058 | 0.0051 |
| | 医疗支出后基尼系数(G1) | 0.3370 | 0.3183 | 0.3725 |
| 公费医疗参保者 | 报销后基尼系数(G2) | 0.3251 | 0.3062 | 0.3613 |
| | 再分配效应(RE ₁₋₂) | 0.0119 | 0.0120 | 0.0112 |
| | 医疗支出后基尼系数(G1) | 0.3626 | 0.3589 | 0.3892 |
| 职工医保参保者 | 报销后基尼系数(G2) | 0.3526 | 0.3405 | 0.3819 |
| | 再分配效应(RE ₁₋₂) | 0.0100 | 0.0183 | 0.0074 |
| | 医疗支出后基尼系数(G1) | 0.4615 | 0.4727 | 0.4718 |
| 居民医保参保者 | 报销后基尼系数(G2) | 0.4556 | 0.4669 | 0.4657 |
| | 再分配效应(RE ₁₋₂) | 0.0059 | 0.0058 | 0.0061 |
| 新农合参保者 | 再分配效应(RE ₁₋₂) | 0.0059 | 0.0063 | 0.0069 |
| 城居保参保者 | 再分配效应(RE ₁₋₂) | 0.0084 | 0.0074 | 0.0049 |

表 7 医保报销的再分配效应

2. 医保报销再分配效应的分解

10

表8给出了医保报销再分配效应的分解结果。可以看出:其一,卡克瓦尼指数 K 为负,说明医保报销具有累退性,但与医疗支出相反,医保报销是给予参保者一定的补偿,可以将之看作一种负向支付或正向补贴,累退性说明低收入者所获报销额占其收入的比例相对更高,有助于缩小不平等;其二,同一制度内均以纵向

再分配效应为主,说明医保报销主要缩小了不同收入群体间的不平等;其三,从时间趋势看,纵向再分配效应 的增强或减弱是再分配效应变化的主要原因;其四,纵向再分配也是制度间再分配效应差异的最主要来源, 总体来看,居民医保纵向再分配效应最弱。

| | 不平等分解 | 2014 | 2016 | 2018 |
|-----------------|-------|--------------|--------------|--------------|
| | K 指数 | -0.4327 | -0.3663 | -0.3914 |
| 全体参保者 | V | 0.0083(156%) | 0.0104(178%) | 0.0076(149%) |
| 王仲多休有 | Н | 0.0016(30%) | 0.0022(37%) | 0.0016(24%) |
| | R | 0.0014(26%) | 0.0024(41%) | 0.0010(8%) |
| | K 指数 | -0.6526 | -0.5205 | -0.5517 |
| 八弗匠庁会但孝 | V | 0.0258(216%) | 0.0202(168%) | 0.0148(133%) |
| 公费医疗参保者 | Н | 0.0080(67%) | 0.0056(30%) | 0.0027(24%) |
| | R | 0.0059(49%) | 0.0026(19%) | 0.0009(8%) |
| | K 指数 | -0.5816 | -0.5934 | -0.4970 |
| 职工医保参保者 | V | 0.0149(149%) | 0.0273(149%) | 0.0110(149%) |
| 松上区体多体 有 | Н | 0.0030(30%) | 0.0055(30%) | 0.0021(29%) |
| | R | 0.0018(18%) | 0.0034(19%) | 0.0015(21%) |
| | K 指数 | -0.5446 | -0.4725 | -0.4853 |
| 居民医保参保者 | V | 0.0082(139%) | 0.0087(150%) | 0.0084(138%) |
| 冶瓦区体多体有 | Н | 0.0015(25%) | 0.0017(29%) | 0.0015(25%) |
| | R | 0.0008(14%) | 0.0012(21%) | 0.0008(13%) |

表 8 医保报销再分配效应的分解

注: $V \setminus H \setminus R$ 括号内为再分配效应的相对大小,即 $V^{100} \setminus H^{100}$ 和 $R^{100}, V^{100} - H^{100} - R^{100} = 1$ 。

医保报销再分配功能主要取决于报销的负担率(g),即平均报销金额与医疗支出发生后的平均收入之比,在报销环节可将之视为受益率,其大小一般与医保报销水平和医疗支出负担率有关。在医疗支出负担率一定的情况下,报销水平越高则受益率越高,报销的正向再分配功能也越强。表9显示了三个年份各医保制度的实际报销水平及其变化,可以看出,居民医保的报销水平始终最低,职工医保居中,公费医疗最高,这也是居民医保正向再分配功能最弱,总体上公费医疗正向再分配功能最强的重要原因。报销再分配功能的跨时变化基本与报销水平的变化相一致。

| | 2014 | | 2016 | | 2018 | |
|---------|---------------|-------------|---------------|-------------|---------------|-------------|
| | 人均医疗 支出(元) | 报销水平 (%) | 人均医疗 支出(元) | 报销水平 (%) | 人均医疗 支出(元) | 报销水平 (%) |
| 全体参保者 | 913 | 29.9 | 1338 | 34.5 | 1493 | 30.3 |
| 公费医疗参保者 | 1813 | 53.1 | 2339 | 53.8 | 2393 | 54.2 |
| 职工医保参保者 | 1454 | 40.6 | 2653 | 47.9 | 2223 | 40.9 |
| 居民医保参保者 | 765 | 23.6 | 988 | 24.3 | 1269 | 23.9 |
| 新农合参保者 | 732 | 21.6 | 900 | 22.2 | 1189 | 22.5 |
| 城居保参保者 | 1012 | 34.4 | 1690 | 33.3 | 1863 | 30.1 |

表 9 人均医疗支出及报销水平

(三)全民医保最终再分配效应及其分解

1.全民医保的最终再分配效应

医保的最终再分配效应是比较初始不平等 (G^0) 与医保报销后的不平等 (G^2) ,本质上是医疗自付支出 $(Out\ of\ Pocket,OOP)$ 对收入再分配的影响。表 10 展示了医保报销后的最终再分配效应。可以看出:其一,

医保的最终再分配效应(RE₀₋₂)均为负值,说明医疗自付扩大了收入不平等;其二,从时间趋势看,再分配效应总体上先增强后减弱,但新农合一直在增强;其三,三种制度参保者医疗自付的负向再分配效应方面,居民医保最强,职工医保居中,公费医疗最弱。

| | 不平等测度 | 2014 | 2016 | 2018 |
|---------|----------------------------|---------|---------|---------|
| | 初始基尼系数(G ⁰) | 0.4409 | 0.4525 | 0.4685 |
| 全体参保者 | 医疗支出后基尼系数(G ²) | 0.4553 | 0.4673 | 0.4834 |
| | 再分配效应(RE ₀₋₂) | -0.0144 | -0.0148 | -0.0149 |
| | 初始基尼系数(G°) | 0.3188 | 0.2958 | 0.3527 |
| 公费医疗参保者 | 医疗支出后基尼系数(G ²) | 0.3251 | 0.3062 | 0.3613 |
| | 再分配效应(RE ₀₋₂) | -0.0063 | -0.0104 | -0.0085 |
| | 初始基尼系数(G ⁰) | 0.3416 | 0.3277 | 0.3725 |
| 职工医保参保者 | 医疗支出后基尼系数(G2) | 0.3526 | 0.3405 | 0.3819 |
| | 再分配效应(RE ₀₋₂) | -0.0110 | -0.0129 | -0.0093 |
| | 初始基尼系数(G ⁰) | 0.4391 | 0.4490 | 0.4484 |
| 居民医保参保者 | 医疗支出后基尼系数(G ²) | 0.4556 | 0.4669 | 0.4657 |
| | 再分配效应(RE ₀₋₂) | -0.0166 | -0.0179 | -0.0173 |
| 新农合参保者 | 再分配效应(RE ₀₋₂) | -0.0169 | -0.0180 | -0.0183 |
| 城居保参保者 | 再分配效应(RE ₀₋₂) | -0.0141 | -0.0203 | -0.0128 |

表 10 全民医保的最终再分配效应

2.全民医保最终再分配效应的分解

表 11 展示了全民医保最终再分配效应的分解结果。可以发现: 其一, 卡克瓦尼指数 K 均为负值, 说明 医疗自付具有累退性, 扩大了收入不平等; 其二, 同一制度内再分配效应以纵向再分配效应为主, 说明医疗自付主要扩大了不同收入群体间的不平等; 其三, 从时间趋势看, 纵向再分配效应变动是总再分配效应变动的主要原因; 其四, 纵向再分配效应亦是不同制度间总再分配效应不同的关键影响因素。

| | 不平等分解 | 2014 | 2016 | 2018 |
|---------|-------|--------------|----------------|--------------|
| | K 指数 | -0.1808 | -0.1355 | -0.1955 |
| 全体参保者 | V | -0.0082(57%) | -0.0073(49%) | -0.0088(59%) |
| 主评多体有 | Н | 0.0047(-33%) | 0.0059(-40%) | 0.0046(-31%) |
| | R | 0.0015(-10%) | 0.0016(-11%) | 0.0015(-10%) |
| | K 指数 | -0.0027 | -0.1533 | -0.2904 |
| 八弗库克桑伊孝 | V | -0.0001(1%) | -0.0051(49%) | -0.0066(77%) |
| 公费医疗参保者 | Н | 0.0046(-72%) | 0.0036(-35%) | 0.0013(-15%) |
| | R | 0.0017(-26%) | 0.0017(-16%) | 0.0006(-7%) |
| | K 指数 | -0.1772 | -0.1111 | -0.1426 |
| 职工医保参保者 | V | -0.0067(61%) | -0.0056(43%) | -0.0046(49%) |
| 松工区体多体有 | Н | 0.0028(-26%) | 0.0054(-42%) | 0.0034(-37%) |
| | R | 0.0015(-14%) | 0.0019(-15%) | 0.0013(-14%) |
| | K 指数 | -0.1901 | -0.1740 | -0.1636 |
| 居民医保参保者 | V | -0.0093(56%) | -0.0100(56%) | -0.0090(52%) |
| 冶以色体多体名 | Н | 0.0053(-32%) | 0.0059(-33%) | 0.0060(-34%) |
| | R | 0.0020(-12%) | 0.0020(-11%) | 0.0023(-14%) |

表 11 全民医保最终再分配效应的分解

注: $V \setminus H \setminus R$ 括号内为再分配效应的相对大小,即 $V^{100} \setminus H^{100}$ 和 $R^{100}, V^{100} - H^{100} - R^{100} = 1$ 。

尽管医疗报销减弱了医疗支出的负向再分配效应,但由于报销水平偏低,并未扭转医疗支出具有累退性的局面,导致低收入群体的医疗自付负担仍然偏重。从时间趋势上看,医疗自付的再分配效应走势与医疗支出基本一致,因为在报销水平不变或者提升幅度跟不上医疗支出增速的情况下,医疗支出的增加意味着医疗自付的增加,则医疗自付的负向再分配效应也越强。

医疗自付负担决定着制度间最终再分配效应的强弱,总体而言负担越轻,负向再分配效应越弱。公费医疗参保者收入水平最高,医保报销水平也最高,因而其自付负担最轻;职工医保自付负担居中,居民医保自付负担最重。值得注意的是,在城乡医保一体化之后,新农合参保者 2018 年的医疗自付再分配效应较 2016 年有所增强,这说明一体化后农民的实际医疗自付负担并未减轻。其他既有相关文献中也有类似的发现^[50-52],可能的原因是城乡医保一体化释放了农民的医疗需求,致使其医疗支出快速增长,且远快于收入的增加,但医保整体报销水平依然偏低且提升并不显著(报销水平仅从 2016 年的 22.2%仅增加至 22.5%),农民的医疗负担反而有所加重。

五、进一步讨论与政策模拟

本文基于对再分配效应的全环节分析发现,医疗支出才是真正产生负向再分配效应的根源,不利于低收入者的健康不平等,即"健康—收入分层"使得医疗支出存在严重的不平等性,前文分析的医疗支出的再分配效应值及其分解中的卡克瓦尼 K 指数均证明了这一点。

本文通过基尼系数、阿特金森指数和集中指数等指标的对比对医疗支出的"不平等—不公正"性进行补充性描述。由表 12 可知:医疗支出的基尼系数基本接近 0.7,属于极其不平等的范围;即便社会持有不同的公正观,但三项阿特金森指数均反映出医疗支出存在显著的不公正性。尽管医保报销缓解了医疗支出的不平等,但医疗自付的不平等和不公正依然较为严重。如果从负担率即医疗支出或医疗自付占收入的比重来看,"不平等—不公正"程度更高,其基尼系数和阿特金森指数基本都在 0.76~0.95 之间,负担率的集中指数基本为负值,说明这种"不平等—不公平"是不利于低收入者的,这也佐证了前述的"迪顿担忧",即如果医保的保障水平不高,那么低收入者就只能以相对较重的医疗负担来承受医学科技进步所带来的高额医疗费用。如何应对"迪顿担忧",是中国全民医保在共同富裕建设中需要特别关注之处。

| 丁币签比比 | 医疗支出 | | | 医疗自付 | | |
|-----------------|---------|--------|---------|---------|--------|---------|
| 不平等指标 | 2014 | 2016 | 2018 | 2014 | 2016 | 2018 |
| 基尼系数 | 0.6975 | 0.6951 | 0.6976 | 0.6707 | 0.6547 | 0.6649 |
| 阿特金森指数(ε=0.5) | 0.4085 | 0.4062 | 0.4088 | 0.3766 | 0.3592 | 0.3710 |
| 阿特金森指数(ε=1) | 0.6702 | 0.6724 | 0.6639 | 0.6303 | 0.6139 | 0.6170 |
| 阿特金森指数(ε=2) | 0.8974 | 0.9043 | 0.8937 | 0.8761 | 0.8769 | 0.8717 |
| 负担率的基尼系数 | 0.9423 | 0.9029 | 0.8426 | 0.9531 | 0.9141 | 0.8576 |
| 负担率的阿特金森指数(ε=1) | 0.9074 | 0.8524 | 0.7618 | 0.9191 | 0.8602 | 0.7707 |
| 负担率的集中指数 | -0.2451 | 0.0935 | -0.1085 | -0.2731 | 0.0891 | -0.1211 |

表 12 医疗支出和医疗自付的"不平等—不公正"测度

总之,真正导致负向再分配效应的是"健康—收入"不平等,而不是医保体系,但医保体系对降低这种负向再分配效应的作用有限也是不争的事实,如何治理值得深入研究。为使医保再分配的治理建立在经验研究的基础之上,本文基于 CFPS 2018 年的数据,模拟了 8 种不同的政策措施:其中前两种政策措施采用精准健康扶贫的方式,即仅对最低收入保障人群(简称低保人群)和最低收入保障边缘人群(简称低边人群)进行医保帮扶;第 3 至第 5 种政策措施是将制度内全体参保者的医保报销水平普惠地渐进提高;第 6 至第 8 种政

策措施是将制度内参保者报销水平普惠统一到80%,实现"准全民免费医疗"保障,并在此基础上对低收入 群(含低保低边人群)进行精准健康扶贫。详细测算结果如表 13 所示。

| 参保者类型 | 全体 | 公费医疗 | 职工医保 | 居民医保 | 新农合 | 城居保 |
|---|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 报销水平 | 参保者 | 参保者 | 参保者 | 参保者 | 参保者 | 参保者 |
| 现有水平 | -0.0149 | -0.0085 | -0.0093 | -0.0173 | -0.0183 | -0.0128 |
| 针对低保人群提升至90%(模拟1:精准健康扶贫) | -0.0115 | -0.0085 | -0.0089 | -0.0122 | -0.0122 | -0.0118 |
| 针对低保人群与低边人群提升至 90%(模拟 2:拓展版精 准健康扶贫) | -0.0088 | -0.0082 | -0.0082 | -0.0085 | -0.0082 | -0.0103 |
| 普惠式提升至 60%(模拟 3) | -0.0057 | -0.0061 | -0.0044 | -0.0065 | -0.0069 | -0.0050 |
| 普惠式提升至 70% (模拟 4) | -0.0041 | -0.0043 | -0.0030 | -0.0046 | -0.0049 | -0.0035 |
| 普惠式提升至80%(模拟5:准全民免费医疗) | -0.0026 | -0.0027 | -0.0019 | -0.0029 | -0.0030 | -0.0022 |
| 普惠式提升至80%且针对低保人群提升至90%(模拟6: 准全民免费医疗+精准健康扶贫) | -0.0021 | -0.0027 | -0.0018 | -0.0023 | -0.0023 | -0.0020 |
| 普惠式提升至80%且针对低保人群与低边人群提升至90%(模拟7:准全民免费医疗+拓展版精准健康扶贫) | -0.0018 | -0.0026 | -0.0017 | -0.0018 | -0.0018 | -0.0019 |
| 普惠式提升至80%且针对低保人群提升至95%(模拟8: 准全民免费医疗+低保人群准全额免费医疗) | -0.0019 | -0.0027 | -0.0017 | -0.0020 | -0.0020 | -0.0020 |

表 13 基于 2018 年数据模拟不同政策措施下医保的最终再分配效应(RE。)

从政策模拟的结果可以看出:第一,在精准健康扶贫的治理模式下,通过强化医疗救助等手段对低保人 群进行二次报销(模拟1),可将整体负向再分配效应较现有水平降低约23%,但如果实施拓展版的精准健康 扶贫,将低边人群也纳入健康扶贫范畴(模拟2),可将模拟1的再分配效应进一步降低约23%,由此可见,将 低边人群纳人精准健康扶贫政策范畴会取得更好的扶贫绩效;第二,如果在普惠地提升报销水平的治理模式 下,将给付水平提升至80%的保障水平(模拟5),即实行准全民免费医疗,可极大地降低医疗自付的负向再 分配效应,较现有水平可降低83%;第三,采用普惠式提升报销与精准健康扶贫治理相结合的治理模式,政 策效果比单独实施其中任何一种举措都更好,例如,模拟7可将模拟5的负向再分配效应进一步降低约 30%

由此可见,将普惠式提高医保报销水平与精准性健康扶贫相结合是强化医保再分配功能的治理之道,其 中"准全民免费医疗+拓展版精准健康扶贫"(先将报销水平普惠提升至80%,再将低边人群纳入精准健康扶 贫)为最佳策略(模拟7)。具体而言,要推进医保体系的去碎片化,统一不同医保制度的给付结构和水平,在 此基础上逐步提高报销水平至80%,实现"准全民免费医疗"保障;同时,强化针对低收入人群的医疗救助, 提升整个医保体系的"亲贫性",大幅度减轻低收入人群的医疗负担,从而增强医保体系的纵向公平,此举助 于消除"迪顿担忧",也可显著改善农民的不利地位,缩小城乡差距。但需要注意的是,在精准扶贫过程中没 必要对低收入人群实施准全额免费医疗(指使报销程度达到或超过95%)。由表13可知,"准全民免费医疗 且低保人群提升至95%"的治理模式(模拟8)的效果不仅没有"准全民免费医疗加拓展版精准健康扶贫"的 治理模式(模拟7)效果好,而且还可能诱发道德风险。

六、结论与政策建议

中国实现全民医保以来,民众的医疗费用尤其是高额医疗支出引致的财务风险得到了一定程度的化解, 但在共同富裕的视域下,仍需进一步健全全民医保的再分配功能,推动医保高质量发展。

本文采用具有全国代表性的中国家庭追踪调查(CFPS)2014年、2016年和2018年的三期平衡面板数 据,并利用多种不平等测度指标及其分解技术来刻画我国全民医保实现之后较长发展跨期内再分配效应的 14

程度、成因以及变动趋势,还对不同医保制度再分配效应进行了横向比较,得出三个基本发现。其一,医疗支出具有负向再分配效应,即医疗支出扩大了收入不平等,公费医疗、职工医保和居民医保参保者医疗支出的负向再分配效应先增强后减弱,但新农合的负向再分配效应持续增强。医疗支出的负向再分配以纵向不公平为主,其根源在于不利于低收入人群的健康不平等。其二,医保报销具有正向再分配功能,报销的再分配效应与医疗支出再分配效应走势基本一致。医保报销主要减少了纵向不公平,总体而言居民医保正向再分配功能最弱,职工医保居中,公费医疗最强。其三,尽管医保报销小幅降低了医疗支出的负向再分配效应,但最终医疗自付扩大了收入不平等,且主要扩大了不同收入群体间的不平等。医疗自付的负向再分配效应变化趋势也与医疗支出基本一致。居民医保的自付再分配效应最强,职工居中,公费最弱,这与三种医保制度的自付水平相一致。城乡医保制度整合后农村居民的自付再分配效应并未减弱,反而进一步增强。

将普惠式提高医保报销水平与精准健康扶贫相结合是强化医保再分配功能的治理之道,其中将准全民免费医疗与拓展版精准扶贫相结合(指将全体参保者的实际报销水平提升至80%,并将包含低边在内的低收入群体的报销水平提升至90%)是最佳方式。但这并不意味着仅仅依靠行政力量,而是要促进政府、市场和社会多主体协作互动、共同参与,这既是社会治理理念在医保高质量发展中的具体实践,也是全民医保得以助力共同富裕的关键所在。政府需要整合基本医保和强化医疗救助的制度保障和财政投入,市场如商业保险公司通过发展商业健康保险、参与大病保险和政策性补充医疗保险等市场化手段进一步提升全民医保体系的总体保障水平,慈善组织和其他社会组织通过设立大病救助项目或定向捐赠等方式有效发挥补充救助作用。为低收入群体提供额外10%的"二次救助",恰恰可以通过公益慈善等"第三次分配"形式实现。这也符合全民医疗保障"十四五"规划所倡导的"坚持共享共治,多方参与"。总之,通过社会治理有效整合医疗保险、社会救助、商业健康保险及慈善帮扶,构建多层次的、统一、公平的和精准化的医保体系,是健全医保再分配功能、促进医保高质量发展和助力共同富裕的重要举措。

参考文献:

- [1] 习近平. 高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告[M]. 北京: 人民出版社, 2022.
- [2] Xu K, Evans D B, Kawabata K, et al. Household Catastrophic Health Expenditure: A Multi-country Analysis [J]. The Lancet, 2003, 362(9378):111-117.
 - [3][14]安格斯·迪顿.逃离不平等:健康、财富及不平等的起源[M].北京:中信出版社,2014.
- [4] Braveman P, Krieger N, Lynch J. Health Inequalities and Social Inequalities in Health [J]. Bulletin of the World Health Organization, 2000, 78(2):232.
- [5]朱铭来,于新亮,王美娇,熊先军.中国家庭灾难性医疗支出与大病保险补偿模式评价研究[J].经济研究,2017(9):133-149.
- [6] Yu H.Universal Health Insurance Coverage for 1.3 Billion People: What Accounts for China's Success? [J]. Health Policy, 2015, 119(9):1145-1152.
- [7] Henriet D, Rochet J C.Is Public Health Insurance an Appropriate Instrument for Redistribution? [J]. Annals of Economics and Statistics ,2006,83/84:61-88.
- [8][17][31]金双华,于洁.医疗保险制度对不同收入阶层的影响——基于辽宁省城镇居民的分析[J].经济与管理研究, 2016(2):107-114.
 - [9][18][32]于新亮,伊扬,张文瑞,韩琳琳.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.
 - [10]李亚青,罗耀.中国医疗保障体系的收入再分配效应:"劫贫"还是"济贫"? [J].保险研究,2023(2):56-69.
 - [11] Khan J, Gerdtham U G, Jansson B. Redistributive Effects of the Swedish Social Insurance System [J]. The European Journal of

Public Health, 2002, 12(4):73-278.

- [12] Coburn D. Income Inequality, Social Cohesion, and the Health Status of Population: The Role of Neoliberalism [J]. Social Science and Medicine, 2000, 51(1):135-146.
 - [13] 王曲, 刘民权. 健康的价值及若干决定因素: 文献综述[J]. 经济学(季刊), 2005(4): 1-52.
 - [15] Deaton A. Health, Inequality, and Economic Development [J]. Journal of Economic Literature, 2003, 41(1):113-158.
 - [16] 顾昕.中国医疗保障体系的碎片化及其治理之道[J].学海,2017(1):126-133.
 - [19][37][48]李实,朱梦冰,詹鹏.中国社会保障制度的收入再分配效应[J].社会保障评论,2017(4):3-20.
 - [20][38][49]李实,朱梦冰.中国社会保障制度的收入再分配效应:一些新发现[J].社会保障评论,2023(1):46-62
- [21] 谭晓婷, 钟甫宁. 新型农村合作医疗不同补偿模式的收入分配效应——基于江苏、安徽两省 30 县 1500 个农户的实证分析[J]. 中国农村经济, 2010(3):87-96.
 - [22]齐良书.新型农村合作医疗的减贫、增收和再分配效果研究[J].数量经济技术经济研究,2011(8):35-52.
 - [23][35]解垩.医疗保险与城乡反贫困:1989-2006[J].财经研究,2008(12):68-83.
- [24]李亚青.城镇职工基本医疗保险的"逆向再分配"问题研究——基于广东两市大样本数据的分析[J].广东财经大学学报,2014(5):59-67.
- [25]丁少群,苏瑞珍.我国农村医疗保险体系减贫效应的实现路径及政策效果研究——基于收入再分配实现机制视角 [J].保险研究,2019(10):114-127.
- [26]任志江,苏瑞珍.增强医疗保障减贫效应的再分配实现机制研究——基于改善亲贫性的视角[J].中国行政管理,2020 (8):88-93.
- [27]金双华,于洁,田人合.中国基本医疗保险制度促进受益公平吗?——基于中国家庭金融调查的实证分析[J].经济学(季刊),2020(4):1291-1314.
- [28][36]廖藏宜,于洁.中国基本医疗保险制度的收入再分配效应研究——基于中国家庭金融调查数据的经验分析[J]. 财经问题研究,2021(7):57-65.
- [29][33]詹长春,郑珊珊.农村居民医疗保障"逆向"收入再分配效应形成机制及克服——以江苏省为例[J].农业经济问题,2018(10):85-93.
 - [30][34]金双华,于洁.医疗保险制度对收入分配的影响——基于陕西省的分析[J].中国人口科学,2017(3):116-125.
- [39][44] Wagstaff A, Bilger M, Sajaia Z, et al. Health Equity and Financial Protection [M]. Washington, D.C.: The World Bank, 2011:137-138.
- [40]O' Donnell O, van Doorslaer E, Wagstaff A, et al. Analyzing Health Equity Using Household Survey Data[M]. Washington, D. C.: The World Bank, 2008.
- [41] Wagstaff A, van Doorslaer E. Progressivity, Horizontal Equity and Reranking in Health Care Finance: A Decomposition Analysis for the Netherlands [J]. Journal of Health Economics, 1997, 16(5):499-516.
- [42] van Doorslaer E, Wagstaff A, Burg H, et al. The Redistributive Effect of Health Care Finance in Twelve OECD Countries [J]. Journal of Health Economics, 1999, 18(3):291-313.
- [43] Aronson J R, Johnson P, Lambert P J. Redistributive Effect and Unequal Tax Treatment[J]. The Economic Journal, 1994, 42: 262-270.
- [45] Kakwani N C.Measurement of Tax Progressive; An International Comparison [J]. The Economic Journal, 1976, 87 (345):71-80.
 - [46] Cowell F A. Measuring Inequality(3rd edition) [M]. Oxford: Oxford University Press, 2011.
 - [47] Rawls J.A Theory of Justice M. Cambridge: Cambridge University Press, 1971.
 - [50] 顾海, 孙军.统筹城乡医保制度绩效研究[J].东岳论丛, 2016(10): 37-43.
- [51]常雪,苏群,谢浩然.城乡医保统筹对居民医疗负担的影响——基于城乡差别的视角[J].贵州财经大学学报,2021 (2):80-89.

16

[52]朱铭来,王恩楠.居民医保对居民健康及医疗负担的影响——来自门特病患者医疗支出的证据[J].社会科学辑刊, 2022(3):128-138.

High-Quality Development of Universal Medical Insurance and Common Prosperity: A Perspective of Redistributive Effects

GU Xin HUI Wen

Abstract: Improving the redistributive effects of medical insurance is of great significance in solidly promoting the high-quality development of universal medical insurance and the pursuing of common prosperity in China. Based on a three-wave balanced panel data of the China Family Panel Survey (CFPS) conducted in 2014, 2016 and 2018, this paper analyzes the redistributive effects of universal health insurance and its dynamic changes. It is found that medical expenditure has a negative redistributive effect, and although medical insurance reimbursement performs a positive redistributive function, it is not enough to reverse the direction of medical expenditure's redistributive effect. The redistributive function of different medical insurance schemes is different in degree. As far as the reimbursement link is concerned, free medical service system's positive redistributive function is the strongest, medical insurance system for urban employees is in the middle, and the medical insurance system for residents is the weakest, which indicates an unbalanced development of medical insurance schemes. In the three survey years, the redistributive effect of the reimbursement of the three medical insurance schemes increased first and then decreased but the redistributive effect of the medical out-of-pocket payment of rural participants did not weaken after the urban-rural integration of residents' medical insurance. Health inequalities that disadvantage lowincome people and low level of medical insurance reimbursement hinder the positive redistributive function of medical insurance. Implementing quasi free medical service system, strengthening medical aid for low-income people, and actively playing the role of charities are effective governance strategies to enhance the redistribution function of medical insurance.

Key words; medical insurance, redistributive effects, vertical equity, medical aid, common prosperity

(责任编辑:H)