

社会医疗保险缓解了未成年人健康不平等吗

彭晓博, 王天宇

[摘要] 本文使用中国健康与营养调查数据,考察了新型农村合作医疗对中国农村未成年人健康不平等的影响。利用健康集中指数度量不平等程度所进行的实证分析和集中指数分解结果表明,虽然新农合的实施改善了农村地区未成年人的整体健康状况,但不同收入家庭中未成年人群体间的健康差距不断扩大,其中新农合的作用不可小觑,而且其贡献程度随时间推移不断增加。针对医疗服务利用不平等的计量分析证实,收入最高的1/4人群使用预防医疗服务的概率比收入最低1/4人群高出40%,其中新农合的贡献约占18%。针对报销比例和封顶线对医疗服务利用不平等影响的理论分析和数值模拟结果表明,医疗服务消费增量随财富增加而增加,财富效应被新农合扩大。本文的研究结论证实了新农合加剧未成年人健康不平等现象的客观存在性,这与医疗保险增进公平的价值取向相悖。建议进一步完善新农合制度设计,防止其在健康状况普遍改善的情况下成为弱势群体相对健康状况恶化的重要诱因。

[关键词] 健康不平等; 新型农村合作医疗; 集中指数分解

[中图分类号]F126 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2017)12-0059-19

一、引言

研究证实,儿童成长的早期环境,包括母亲的身体状况、营养摄入和室外环境等,会对其健康和社会经济地位产生持续的影响,这种影响甚至延伸到下一代(Currie,2011;Almond,2006;Hoynes et al.,2016)。因此,一些早期的干预措施,诸如营养补助项目、母亲禁烟计划、环境污染治理等,受到越来越多的重视(Almond et al.,2011;Evans et al.,1994)。但值得注意的是,早期干预措施的不均衡或受益不均等也可能会扩大早期健康不平等,引发未来健康和社会经济地位的不平等,并传递到下一代,从而将不平等固化在代际之中,成为长期的社会不平等,即社会流动性的固化。近年来,中国的社会流动性固化受到越来越多的关注,甚至被一些学者认作中国能否跨越中等收入陷阱的核心因素之一(蔡洪斌,2011)。目前,学术界对收入、教育不平等代际传递视角的社会流动给予了较多

[收稿日期] 2017-08-09

[基金项目] 教育部人文社会科学基金青年基金项目“出生体重、健康与认知能力”(批准号 17YJC790116);国家社会科学基金重大项目“建立社会公平保障体系与维护社会公平正义研究”(批准号 13&ZD042);国家自然科学基金青年项目“全面二孩政策对女性就业的影响:计量证据、理论建模与对策模拟”(批准号 71703006)。

[作者简介] 彭晓博(1985—),女,河南安阳人,中央财经大学经济学院讲师,经济学博士;王天宇(1985—),男,吉林长春人,中国人民大学劳动人事学院讲师,经济学博士。通讯作者:彭晓博,电子邮箱:xiaobopeng1212@163.com。感谢匿名审稿专家和编辑部的修改意见和建议,当然文责自负。

关注,然而对动态健康不平等的研究相对较少。影响健康不平等代际传递的因素很多,本文尝试从早期环境的视角,探讨医疗保险对中国健康相关的社会流动的影响。

本文考虑一种可能会影响健康的早期干预措施:医疗保险。建立医疗保险制度对健康不平等的影响是多方面的:①医疗保险可增加低收入群体的医疗服务利用,家庭由“自我保险”模式转入“社会保障”模式,降低“有病不医”和“小病拖成大病”的概率,健康状况得以改善(Finkelstein et al., 2012);②医疗保险可通过降低未来医疗支出不确定性来减少预防性储蓄,增加消费和改善营养摄入(Bai and Wu, 2014;甘犁等, 2010;马双等, 2011;马双和张劼, 2011),提升健康水平(Peng and Conley, 2016);③在医疗资源配置不均、低收入群体医疗服务可及性较低情形下,高收入者可享受更好治疗并获得更多医保基金补偿。由此,医疗保险引发医疗服务和支出补偿的“穷人补贴富人”效应(Wagstaff et al., 2009)。如果前两个效应超过第三个,医疗保险的建立和完善会在更大程度上提高低收入群体的健康水平,缩小不同收入群体之间的健康差距。若第三个效应超过了前两个,高收入者的健康水平提升程度更大,高低收入群体间的健康差距反而可能会扩大。若此效应在未成年群体中已显现,则影响可能会延伸至下一代。

中国近十多年最突出的一项医疗保险制度是在农村地区推行的新型农村合作医疗(以下简称“新农合”)。该政策旨在减轻农村居民的医疗支出负担,减少农村家庭因病致贫和因病返贫,提升农村地区健康水平。自2003年试点至今的十多年间,覆盖面不断扩大,筹资水平和受益人数不断增加,极大地改善了中国农村的医疗状况。但是,在普遍受益下是否存在着受益不平等?如果存在,这种不平等是否已延伸到了下一代?影响的机制是什么?本文试图回答这些问题。

已有文献并未就新农合(医疗保险)对健康不平等的影响方向达成一致。一些研究认为新农合(医疗保险)在缩小医疗服务利用和健康不平等方面发挥了一定作用,另一些则发现没有明显作用,甚至新农合(医疗保险)还扩大了不平等。这些研究或使用微观理论模型,或利用入户调查数据进行经验分析,探讨新农合(医疗保险)的受益公平性问题。例如,封进和宋铮(2007)通过构建一个异质性个体的消费—医疗支出决策模型,证明健康状况较差的穷人是最大的受益者。齐良书和李子奈(2011)发现1993—2004年间医疗服务利用的变动有利于高收入者,但2004—2006年间发生了较大的有利于低收入者的变动,他们认为后者反映了新农合的效果。马哲和赵忠(2016)认为中国儿童健康不平等程度总体上呈扩大的趋势,医疗保险在一定程度上起到了缩小不平等的作用。顾和军和刘云平(2012)证实收入、母亲教育和工作、父亲身高是影响中国农村儿童健康不平等的重要因素,医疗保险也使得不平等程度扩大。解垩(2009)发现1991—2006年间中国存在亲富人的健康和医疗服务利用不平等,并且证明了“医疗保险是与收入相关的医疗服务利用不平等的贡献因素之一”。周钦等(2016)证明了城镇居民基本医疗保险中最低收入20%群体的医保报销金额和医疗服务使用都显著少于最高收入20%群体,并且健康状况也更差,均等化补偿的基本医疗保险制度将加剧不同收入群体间健康不平等。

另外,有一系列研究从新农合对医疗服务利用和健康影响的角度,侧面揭示新农合的受益公平性效应。例如,Wagstaff et al.(2009)发现新农合增加了参合者对医疗资源的利用,但高收入群体住院需求增加量更大,而低收入群体的门诊需求增量更高,高收入群体对住院自付支出和总支出增量的贡献也更大,因为他们的医疗服务可及性更强,更易于承担较高的自费比例。Lei and Lin(2009)也有类似结论。李湘君等(2012)使用中国健康与营养调查数据和双重差分估计模型,直接证实新农合加剧了参合的不同收入群体间的健康不平等。与本文相关的还有一些针对中国医疗体系筹资和受益公平性的研究。例如,李永友和郑春荣(2016)发现新医改后低收入群体使用的医疗服务更多,

但同时其医疗支出的自付负担也显著增加,导致公共医疗服务的收入分配效应被弱化。

上述部分研究证实了新农合制度(医疗保险)引发的穷人补贴富人效应,揭示了不同收入群体间的健康不平等程度可能会因此而扩大,为本文的研究提供了一些证据。与前人侧重研究新农合与医疗服务利用不平等及整个人群健康不平等之间的关系不同,本文重点探讨新农合对未成年人健康不平等的影响^①。同时,本文在经验研究的基础上建立理论模型,对新农合影响健康不平等的渠道进行了探讨,并尝试在现有制度框架下设计更加公平的报销模式。再者,目前中国正在推行“两保合一”,即新农合与城镇居民基本医疗保险的整合,如何保证整合后的制度能在促进受益公平性方面发挥积极作用是十分重要的政策命题,本文的研究希望能够为制度整合设计提供一定的参考。

本文利用健康集中指数度量不平等程度,计量和分解结果表明,新农合制度改善了农村地区未成年人整体健康状况,但不同收入群体间的健康差距也不断扩大,其中新农合的作用不可小觑,且其对健康不平等的贡献程度随时间推移不断增加。分样本回归结果表明,高收入家庭未成年人的健康因新农合而获得更显著改善,来自不同收入家庭的未成年人的健康差距扩大,成为新农合“贡献”于健康不平等的渠道之一。对医疗服务利用的分析证实,高收入群体使用了更多的预防和民间医疗服务,其中新农合的贡献约占18%—37%。针对新农合报销比例和封顶线对医疗服务利用影响的理论分析和数值模拟结果表明,新农合制度引入后,医疗服务消费增加量随财富增加而增加,财富效应被扩大,最“亲低收入群体”的实际报销比例约为70%—80%。

与已有研究相比,本文具有如下优势:①从早期环境不平等作用于未来健康不平等视角,探讨了新农合对未成年人健康不平等的影响,进而说明其在健康代际传递和社会流动性中的重要角色;②在经验研究基础上建立理论模型,探讨新农合影响健康不平等的机制,深入到新农合的制度设计细节,对于设计更加公平的医疗筹资方式提供了政策依据;③研究对于目前推行的城乡居民基本医疗保险制度整合设计也具有一定的政策借鉴意义。

二、健康不平等的度量和分解

本文所说的健康不平等,指的是与经济社会地位相关的健康不平等(Socioeconomic Inequalities in Health),即不同社会经济地位的人群间的健康差异。例如,通常而言,高收入者的健康状况好于低收入者。度量经济社会相关的健康不平等及其来源的常用方法是健康集中指数及其分解,其中集中指数建立在集中曲线基础之上。

1. 健康集中指数

健康集中曲线包含两个关键元素:一是度量健康的指标,如婴儿死亡率;二是衡量社会经济地位的指标,该指标必须是连续变量,通常用收入、消费来表征。健康集中曲线是由按经济社会地位排序的人数的累计百分比(横轴)与其对应的健康状况的累计百分比(纵轴)的点相连而成。其中,横轴从地位最低到最高依次累积。如果每个人都具有完全相同的健康相关指标,则集中曲线就是从左下方连接到右上方的45度直线,这就是通常所称的“公平线”(The Line of Equality),公平线代表绝对平等。当健康指标为正向指标,如自评健康,若集中曲线位于公平线下方(上方),表明具有较高经济社会地位者的健康更好(更差)。当健康指标为负向指标,如婴儿死亡率,结果正好相反。本文用收

^① 大量研究证实,幼儿期是一生发展的关键时期,对其后的健康、就业、收入及婚姻都会产生十分重要的影响(Currie, 2011)。研究这个群体的不平等,从而在早期实施干预,对避免社会流动性固化、减弱代际相关性具有重要的理论和实践意义,也符合世界卫生组织“用一代人时间弥合差距”的政策理念(CSDH, 2008)。

人作为经济社会地位的度量指标。

集中指数建立在集中曲线基础之上,用于测度健康不平等程度,具体含义为集中曲线和公平线间面积的2倍(Wagstaff, et al., 1989; Wagstaff, et al., 2003)^①。其数学表达式为:

$$C=1-2\int_0^1 L_h(p)dp \quad (1)$$

其中, C 为集中指数, L 为集中曲线。当集中曲线 L 与公平线重合时, C 为0;当 L 位于公平线上方时, C 为负;当 L 位于公平线下方时, C 为正。举例而言,如果健康指标是一个“坏指标”,如发病率、死亡率等,集中指数为负则表明低收入群体健康状况更差,相应的集中曲线位于公平线上方。

2. 健康不平等的分解

集中曲线和集中指数只能说明不平等是否存在及程度大小,要考察哪些因素在影响不平等,需要使用集中指数分解方法。健康集中指数分解方法的原理是,将收入相关的健康不平等分解为影响健康的各因素的贡献的加总,其中每个因素的贡献由健康对该因素的弹性和与收入相关的该因素的不平等程度相乘而得。例如,母亲的教育水平会影响儿童的健康,则母亲教育对儿童健康不平等的贡献就是健康对教育的弹性乘以与收入相关的教育不平等而得到。也就是说,每个影响健康的因素对健康集中指数的贡献,既与其自身对健康的影响(健康对该因素的弹性)有关,也受该因素自身的与收入相关的不平等影响。因此,每个影响因素的贡献,既包括其自身对健康的影响,也包括收入通过该因素对健康不平等产生的影响。

健康集中指数分解的具体实现路径是,将影响健康的因素对健康进行回归,计算出每个影响因素的集中指数(即与收入相关的不平等程度),将各因素的集中指数加权平均,得到健康集中指数,其中,每个因素的权重为回归中各自对健康指标的弹性(以平均值计算)。

假设健康指标 y 和影响健康的各因素 x 间的线性回归方程如下:

$$y_i = \alpha + \sum_k \beta_k x_{ki} + \varepsilon_i \quad (2)$$

其中, β_k 为系数, ε_i 为残差。假设每个观测值的系数向量 β_k 相同,个体在 y 上的差异来自 x_k 的差异。集中指数可以表示为:

$$C = \sum_k (\beta_k \bar{x}_k / \mu) C_k + GC_\varepsilon / \mu \quad (3)$$

其中, μ 是 y 的均值, \bar{x}_k 是 x_k 的均值, C_k 是 x_k 的集中指数,代表 x_k 与收入相关的不平等程度, GC_ε 是残差项 ε 的集中指数。上式表明,集中指数是 k 个自变量的集中指数的加权平均,其中 x_k 的权重为 y 对 x_k 的弹性 $\eta_k = \beta_k \bar{x}_k / \mu$,即 x_k 每变化1%所引起 y 变化的百分比,表征 x_k 对 y 的直接影响。以母亲教育水平为例,其对健康的弹性 $\eta_{edum} = \beta_{edum} \bar{x}_{edum} / \mu$ 指母亲教育水平每增加1%,子女健康状况的改善程度,代表的是母亲教育水平对健康的直接影响。母亲教育水平集中指数 C_{edum} 表示母亲教育水平与收入相关的不平等程度。根据集中指数分解原理,母亲教育对子女健康集中指数的贡献分为弹性和教育集中指数两部分,前者表示母亲教育对子女健康的直接影响,后者指收入通过影响教育而对健康不平等产生的影响。最后一项是扰动项的集中指数,代表的是无法被 k 个自变量解释的部分,对于一个设定良好的回归方程,该部分应当为0。

① 健康指数已被用于测度经济社会地位相关的儿童死亡率、儿童免疫力、儿童营养不良状况、成人健康、医疗补贴及医疗服务利用等。

3. 健康不平等变化的分解

为了考察各因素尤其是新农合在健康不平等随时间变化过程中发挥了何种作用,本文进一步对集中指数的变化进行分解。所用方法为 Oaxaca 分解法,具体是:将收入相关的健康不平等变化分解为健康影响因素的不平等的变化,以及健康对其影响因素弹性的变化。其中,每个影响健康的因素的不平等程度变化(集中指数变化)的权重为上一期该因素对健康的弹性,每个因素的弹性变化的权重为当期该因素的集中指数。因此,健康不平等的变化由每个因素集中指数的变化与该因素上一期对健康的弹性相乘后相加,再加上每个因素弹性变化与该因素当期集中指数相乘后相加^①。因此,通过对健康集中指数变化的分解,可以考察各个因素自身不平等变化与弹性变化,哪一个对健康不平等变化的贡献更大。具体表达式为:

$$\Delta C = \sum_k \eta_{kt-1} (C_{kt} - C_{kt-1}) + \sum_k C_{kt} (\eta_{kt} - \eta_{kt-1}) \quad (4)$$

其中, ΔC 为集中指数变化, C_{kt} 是 x_k 在 t 期的集中指数, C_{kt-1} 是 x_k 在 $t-1$ 期的集中指数。 η_{kt} 是 t 期 y 对 x_k 的弹性, η_{kt-1} 是 $t-1$ 期 y 对 x_k 的弹性。

三、数据与样本描述统计

1. 描述统计

本文使用的数据为 2000—2009 年中国健康与营养调查 (China Health and Nutrition Survey, CHNS) 数据^②, 关注的是 6 岁及以下学龄前儿童的健康。之所以要选取 6 岁及以下学龄前儿童作为研究对象, 原因有两个: ① 研究发现, 儿童成长发育在 9 岁以后主要取决于基因, 而 9 岁以前干预措施可以发挥重要作用 (Martorell and Habicht, 1986; Kostermans, 1994); ② 本文将年龄范围进一步缩小到 6 岁及以下, 是为了排除学校教育的干扰。参照 Wagstaff et al. (2003), 用年龄别身高评分 (Height-for-age Z Score, HAZ)^③ 的相反数来度量健康水平, 一般假设 HAZ 越大则儿童的营养健康水平越高。采用 HAZ 的相反数是为了解释方便, 用“坏指标”来衡量健康, 绝对值越大表明健康状况越差, 相应的集中曲线位于公平线上方就表明低收入群体的健康状况更差, 直观性更强^④。本文参照世界卫生组织的儿童生长标准, 按照男孩和女孩的不同标准分别计算 HAZ, 同时为了排除极端值影响, 剔除了 HAZ 低于 -6 或高于 6 的观测值 (WHO Multicenter Growth Reference Study Group, 2006)^⑤。生活水平衡量指标为家庭人均年收入的对数。

本文重点关注的解释变量——新农合参保情况 $NCMS$ 为虚拟变量, 参加为 1, 否则为 0。CHNS 的调查问卷只询问了受访者是否参加合作医疗, 但没有对新、旧农合加以区分, 对此, 本文根据 CHNS 社区调查数据中有关合作医疗的实施时间来判断。该调查询问医务工作者该社区是否开展了合作医疗, 如果开展了, 是从何时开始实施的。由于新农合自 2003 年后在县级层面组织实施, 因

① 以母亲教育为例, 母亲教育水平对子女健康集中指数变化的贡献, 可分解为教育集中指数的变化乘以教育对健康的弹性, 以及教育对健康弹性变化乘以上一期的教育集中指数两部分。
 ② 这是因为旧农合在 20 世纪八九十年代随着农村家庭联产承包责任制的解体而逐渐瓦解, 新农合从 2003 年开始试行, 此后得到大力推广。因此, 考察新农合实施前后几年的样本可以较好分析新农合对参加者健康及健康不平等的影响。由于 2011 年新农合已实现全覆盖, 加入 2011 数据对识别意义不大。
 ③ 0—2 岁的度量标准, 更确切而言, 是 Length-for-age。
 ④ 使用 HZA 作为被解释变量所得结论不会变化。
 ⑤ 本研究中 HAZ 取值在 -6 和 6 以外的观测值为 4 个, 包含该 4 个观测值的分析结果与正文中给出的一致, 篇幅所限, 此处未予报告。

此可以判断:对社区而言,2003年之前实施的农合为旧农合,2003年及以后为新农合。给定区分社区新旧农合的标准,便可判断个人参加的为新农合抑或旧农合:如果一个县在社区问卷中回答实行了新农合,同时受访者汇报参加了农合,则认为其参加的是新农合。

回归方程中还加入了其他可能影响未成年人健康状况的变量,包括:①未成年人的人口学特征(年龄、性别)、出生顺序、是否独生子女、平均每天由外人照看的时间;②父母的身高、教育水平和职业,母亲生育该孩子的年龄;③家庭特征变量:家庭人口数、按照2009年CPI调整过的家庭人均年收入、是否有室内饮水和室内冲厕;④年份和省份虚拟变量,以控制时间和地区固定效应。

具体的样本选取方式是,由于新农合的覆盖对象为拥有农村户口者,本文首先选取具有农村户口的受访者,然后删除那些关键变量(如保险状态、年龄、家庭收入等)缺失的样本。保留从新生儿到6岁的学龄前样本,同时根据CHNS给出的家庭成员关系变量对孩子和母亲、孩子和父亲的关系进行匹配,并只保留生母、生父关系样本。最后所得样本为559个家庭,其中参合家庭410个,非参合家庭149个。

从表1的统计结果看^①,所有样本的HAZ均值为-0.65,说明中国农村地区整体存在身高发育迟缓的问题。据国家卫生计生委统计,2010年中国农村5岁以下儿童生长迟缓率为12.10%(是城市地区的3-4倍),当年农村贫困地区的该比例更是高达20.00%^②,本文的样本统计结果与其一致。样本中参合家庭未成年人HAZ均值为-0.44,显著高于非参合的-0.73,表明参合者的健康状况好于非参合者。这一差异可能是由于新农合对健康的作用,也可能是由于参合者的正向选择效应。

表1 样本描述性统计

变量	含义	(1) 所有样本	(2) 参合者	(3) 非参合者
<i>neghaz</i>	HAZ的相反数	0.6507 (1.4907)	0.4362** (1.3334)	0.7287 (1.5380)
<i>ncms</i>	个人是否参合(1是,0否)	0.2665 (0.4425)		
Observations	样本量	559	410	149

注:*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

资料来源:作者利用Stata软件计算。

2. 健康不平等曲线变化

本文将所有的数据年份分为新农合试点之前(1989—2000年)和试点之后(2004—2009年),描绘出各年的集中曲线。从图1和图2看,试点后集中曲线偏离公平线的程度更大一点,但是否能够认定为新农合对未成年人健康不平等程度的因果效应,还有待后续的计量检验。

四、实证结果

1. 新农合对未成年人健康的影响

在进行健康集中指数分解之前,本文将影响未成年健康水平的因素对健康进行回归分析。新农

① 由于篇幅所限,表1只汇报了被解释变量和关键解释变量——是否参加新农合的样本统计结果。关于其他控制变量的描述,有需要的读者请查阅《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附录。

② 参见中国新闻网《中国农村儿童生长迟缓率为城市3—4倍》、搜狐《中国农村5岁以下儿童生长迟缓率达12%》。《中国食物与营养发展纲要(2014—2020年)》指出“到2020年,全国5岁以下儿童生长迟缓率控制在7%以下”。

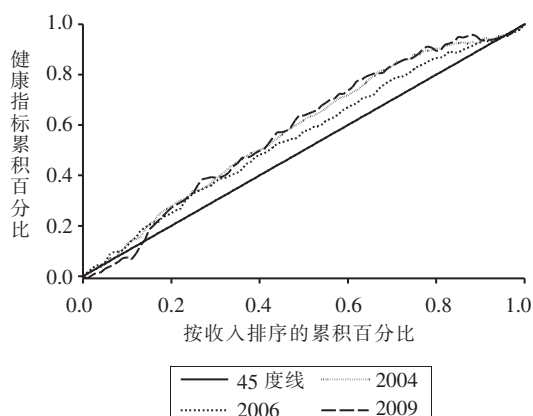


图1 2004—2009年中国农村未成年人健康不平等曲线变化趋势

资料来源:作者绘制。

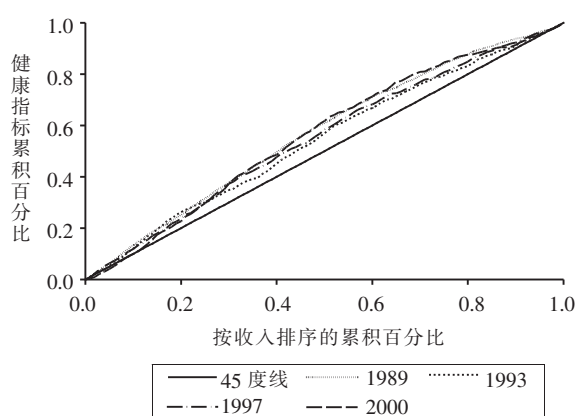


图2 1989—2000年中国农村未成年人健康不平等曲线变化趋势

资料来源:作者绘制。

合采取自愿参与原则,考虑到本文的数据为2000—2009年,逆向选择问题必须加以考虑;另外,简约模型中很难避免变量遗漏问题。为了处理这些内生性问题,本文选用工具变量法(Instrumental Variables, IV)进行回归分析,同时也使用普通最小二乘法作为对照。

采用 Lei and Lin(2009)的方法,本文将受访者所在县是否开展新农合作为工具变量 Z。^①在变量具体设定方面,由于新农合以县为实施单位,如果县里的一个社区(村)实施了新农合,就认为该县实施了新农合,赋值为1,否则为0。由于新农合以县为实施单位,只有一个县实施了新农合,当地居民才能决定是否参加新农合,因此可以预计所在县是否推行新农合制度与个体是否参保之间存在高度相关性。第一阶段县参合对家庭参合的回归系数在1%的水平上显著,不存在弱工具变量问题。本文参照 Wooldridge(2002),用第二阶段回归残差项对工具变量进行回归,对工具变量的外生有效性进行间接检验,结果显示工具变量在1%置信水平下不显著,说明县是否参合是有效的外生变量(见表2)。在OLS回归中,NCMS系数为-0.26,且在10%水平上显著;使用IV后,NCMS系数变为-0.93,且在1%水平上显著,说明新农合显著提升了未成年参合者的健康水平。

表2 新农合对未成年人健康影响估计结果(OLS&IV)

变量	(1) OLS	(2) IV-第二阶段	(3) IV 第一阶段
<i>ncms</i>	-0.2645* (0.1372)	-0.9270*** (0.2477)	
<i>ncms_county</i>			0.5378*** (0.0342)
Observations	559	559	559

注:括号中为稳健标准误;*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$; *ncms_county* 为工具变量,表示所在县是否实施新农合。

资料来源:作者利用 Stata 软件计算。

① 值得指出的是,社区是否开展新农合本身也是二元变量,用一个二元变量作为另一个二元变量的工具变量,所得到的是局部处置效应(LATE)。另外,可能因为多个二元变量的变异性(Variation)不够而导致识别困难。为了解决上述可能出现的问题,本文将社区参合比率作为工具变量,使工具变量具有连续性。回归结果与前述类似,也不存在弱工具变量问题。

2. 健康不平等分解

在回归基础上,本文对未成年人的健康集中指数进行分解(见表3)。栏(1)—栏(6)分别表示各变量的回归系数、均值、弹性、集中指数、对总体集中指数的贡献、贡献率,其中栏(5)由栏(3)与栏(4)相乘而得。每个因素的贡献率由该因素的集中指数与总集中指数相除得到。

从分解结果看,总体健康不平等的集中指数为-0.25,表明高收入家庭未成年人健康状况好于低收入家庭,健康不平等客观存在。其中,新农合、父母身高、收入、父母教育水平和父母职业是不平等的重要来源。新农合对不平等的贡献率为5.71%,就其两个组成部分(集中指数和弹性)而言,集中指数为正,说明与收入相关的新农合覆盖率存在不平等,即新农合覆盖了更多的高收入人群。弹性系数较大,表明健康对新农合的实施比较敏感。两者共同作用,使得新农合成为中国农村未成年人健康不平等的重要贡献因素之一。本文在回归中依次加入不同解释变量,以检验分解结果的稳健性,新农合对健康集中指数的贡献在包含不同解释变量的分解中基本一致。^①

父母身高的贡献也主要来自弹性,表明遗传基因的重要性。从收入看,也是弹性的贡献较大,说明健康对收入也较为敏感。母亲的教育水平倾向于扩大健康不平等,表明母亲认知对儿童养育十分重要。母亲供职于集体企业也是不平等的来源。由外人照看会倾向于扩大不平等。

可以说,不同收入家庭未成年人的健康不平等,部分来自家庭收入的直接影响,部分来自包括新农合、父母身高、教育、职业在内的其他影响因素对健康的直接效应以及通过收入引发的间接效应。通过对比新农合(医疗保险)与其他影响因素对健康不平等的的作用差异,本文发现,新农合的贡献率为5.71%,2009年为2.50%,该效果相当于父亲教育的1.5—3.0倍(陈茁,2006),是收入的1/7—1/2(解垚,2009),与母亲身高基本相当,是母亲教育水平的1/6—1/3(顾和军和刘云平,2012),是父亲身高下限的约1/5(顾和军和刘云平,2012)。

上述分析表明,某种程度而言,现行的新农合制度是不同收入家庭未成年人之间健康不平等的重要来源。Wagstaff et al(2009)及Lei and Lin(2009)所发现的新农合“穷人补贴富人”现象,其实已经为本文的结论提供了一定证据。本文的结论也与解垚(2009)所发现的“医疗保险是与收入相关的医疗服务利用不平等的贡献因素之一”相印证。如何对新农合扩大健康不平等的效应做出解释?本文认为,中国行政化的医疗供给体系导致高收入人群较低收入者享受了更多的医疗服务和基金补贴,高收入者的健康因此获得更显著改善,是造成上述结果的重要原因。研究显示,由于高收入人群的收入能力和医疗服务可及性更强,因而享受了更多医疗服务和更高报销额度(如Wagstaff et al,2009;Lei and Lin,2009)。一方面,中国的医疗服务提供以公立医疗机构为主,实行的是行政等级管理制度,等级越高,获得的财政补贴越多,医务人员的级别也会越高,由此导致优质医疗资源向发达地区集中。因此,发达地区的医疗服务尤其是优质医疗资源的可及性会更强。另一方面,新农合试点以县级为单位,至今很多地区的统筹层次仍局限于县区级,一旦到县外就医就属于异地就医,报销比例相比县内会有所下降,而且需要先行垫付医疗费用,出院后再到参合地报销。这样就对经济欠发达、医疗资源缺乏地区的低收入人群就医形成了极大限制。以上导致高收入参合人群享受更优质的医疗服务,获得更高的基金补偿,从而健康获得更显著的改善。因此,可以说,并非新农合本身引发了健康不平等,而是因为制度设计不合理才导致上述结果。

3. 健康不平等变化趋势及分解

进一步地,本文分年度讨论未成年人健康不平等的变化(见表4)。2004年、2006年和2009年

^① 由于篇幅所限未放入正文,需要的读者请查阅《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附录。

表 3 未成年人健康不平等分解

变量	含义	(1) 系数	(2) 均值	(3) 弹性	(4) 集中指数	(5) 对总体集中指数的贡献	(6) 贡献率(%)
<i>ncms</i>	新农合	-0.9270	0.2665	-0.0814	0.1788	-0.0145	5.7120
<i>female</i>	性别	-0.0364	0.4293	-0.0168	-0.0099	0.0002	0.6512
<i>age</i>	年龄	0.6099	3.4284	2.3748	0.0017	0.0040	-1.5533
<i>ages</i>	年龄平方	-0.0769	14.6397	-1.2780	0.0040	-0.0051	2.0104
<i>onlychild</i>	是否独生子女	0.0912	0.6834	0.0513	0.0638	0.0033	-1.2855
<i>birthorder</i>	出生顺序	-0.2269	0.8175	-0.1633	0.0208	-0.0034	1.3354
<i>care</i>	外人照看时间	-0.0109	2.9982	-0.0570	0.1329	-0.0076	2.9733
<i>mgb</i>	母亲生育年龄	-0.0035	27.1206	-0.1556	-0.0052	0.0008	-0.3197
<i>heightm</i>	母亲身高	-0.0178	156.7132	-4.7233	0.0033	-0.0158	6.2001
<i>heightf</i>	父亲身高	-0.0692	167.3839	-16.1227	0.0048	-0.0774	30.3668
<i>jum</i>	初中(母亲)	-0.0634	0.5116	-0.0790	0.0216	-0.0017	0.6686
<i>senm</i>	高中(母亲)	-0.2247	0.1270	-0.0350	0.2961	-0.0104	4.0680
<i>colm</i>	大学及以上(母亲)	-0.6927	0.0197	-0.0179	0.6458	-0.0116	4.5448
<i>juf</i>	初中(父亲)	0.1376	0.5027	0.1157	-0.0427	-0.0049	1.9391
<i>senf</i>	高中(父亲)	-0.2115	0.2129	-0.0329	0.2283	-0.0075	2.9475
<i>colf</i>	大学及以上(父亲)	0.7826	0.0286	0.0311	0.5578	0.0173	-6.8082
<i>farmerm</i>	农民(母亲)	0.1418	0.3005	0.0500	-0.0783	-0.0039	1.5389
<i>collectivem</i>	集体企业(母亲)	0.2599	0.1825	0.0876	-0.2061	-0.0180	7.0849
<i>privatem</i>	私有企业(母亲)	0.1094	0.1610	0.0312	0.2350	0.0073	-2.8810
<i>farmerf</i>	农民(父亲)	0.1666	0.3059	0.0100	-0.1221	-0.0012	0.4777
<i>collectivef</i>	集体企业(父亲)	-0.0544	0.1753	-0.0035	-0.2434	0.0008	-0.3318
<i>privatef</i>	私有企业(父亲)	0.1619	0.2683	0.0337	0.1965	0.0066	-2.5975
<i>hhsizem</i>	家庭人口数	0.0266	4.8801	0.1115	-0.0211	-0.0023	0.9225
<i>lnincome</i>	家庭人均年收入	-0.0049	8.2810	-0.4852	0.0627	-0.0304	11.9358
<i>tapwater</i>	是否有室内饮用水	0.0029	0.6494	-0.0238	0.0605	-0.0014	0.5648
<i>flushuc</i>	是否有室内冲厕	0.0687	0.2844	0.0448	0.2252	0.0100	-3.9629
<i>Total</i>				-0.2547			

资料来源:作者利用 Stata 软件计算。

表 4 分年度未成年人健康不平等程度及新农合“贡献”

年份	总体 健康集中指数	观测值	新农合					(6) 贡献率(%)
			(1) 系数	(2) 均值	(3) 弹性	(4) 集中指数	(5) 对总体集中指数的贡献	
2004	-0.1807	145	0.6882	0.0276	0.0146	0.3401	0.0050	-2.7396
2006	-0.2741	123	-0.1574	0.2602	-0.0384	-0.0193	-0.0007	-0.2706
2009	-0.4269	173	0.1201	0.6532	0.3097	-0.0350	-0.0108	2.5397

注:2000 年观测值为 118。

资料来源:作者利用 Stata 软件计算。

的健康集中指数分别为-0.18、-0.27、-0.43,表明不同收入家庭未成年人健康不平等程度随时间推移而扩大。新农合在 2004 年、2006 年和 2009 年对集中指数的贡献率分别为-2.74%、-0.27%和 2.54%,表明新农合虽然最初对缩小健康不平等起到了一定作用,但这种作用在 2006 年已十分微

弱,到2009年转而开始扩大健康不平等。

2004年新农合自身的集中指数为正,表明就覆盖率而言,新农合在2004年产生了不平等效应,即新农合覆盖了更多的高收入人群。回归系数为正,表明新农合未对健康起到改善作用。总体而言,新农合在2004年并未扩大健康不平等。到2006年,新农合开始覆盖更多的低收入人群,并对参合者健康起到一定改善作用,新农合虽在缩小不平等方面发挥了一定作用,但十分微小。到2009年,新农合已覆盖了大部分农村户籍人口,虽然更多低收入家庭开始参合,但新农合却并未发挥健康提升作用。

如何解释上述变化?本文猜测,在新农合实施初期,许多有资格参合的农村居民对该政策尚处于观望阶段,参合者多为收入相对较高的家庭^①。在农村医疗保障缺失多年后,新农合实施对健康提升的边际收益处于递增阶段。一旦有参合家庭获益,其引发的“示范作用”会提高未参合者尤其是低收入家庭的参合意愿^②。随着参合家庭和医疗卫生机构对新农合政策的了解与熟悉,以及新农合保障水平的提高,实践中过度医疗如滥用抗生素的现象开始增加。从这个意义上讲,新农合可能会对健康造成一定程度的损害,而低收入人群的医疗保健知识相对较为欠缺,就医过程中他们的健康可能会受到一定损害,不同收入人群的健康不平等可能扩大。

本文对集中指数的变化进行分解,以进一步考察新农合作用于健康不平等的变化来源。具体分为2004—2009年、2004—2006年、2006—2009年三个区间(见表5)。

表5 新农合对集中指数变化贡献的来源

年份	新农合总贡献	集中指数变化的贡献($\eta\Delta C$)	弹性系数变化的贡献($C\Delta\eta$)
2004—2009	-0.0158	-0.0055	-0.0103
2004—2006	-0.0042	-0.0052	0.0010
2006—2009	-0.0116	0.0006	-0.0122

注: η 表示上期弹性, ΔC 表示集中指数的变化; C 表示当期集中指数, $\Delta\eta$ 表示弹性的变化。

资料来源:作者利用Stata软件计算。

根据(4)式,本文将新农合对集中指数变化的贡献分解为两部分:集中指数变化的贡献和弹性系数变化的贡献。分解结果表明,2004—2009年,新农合对健康集中指数变化的贡献主要来自新农合对弹性系数变化的贡献。从表4可知,新农合的集中指数从2004年的0.34下降到2009年的-0.04,表明就覆盖率而言,新农合逐渐从有利于高收入群体转变到对低收入者更有利(覆盖的低收入人群更多),与收入相关的新农合覆盖率不平等在缩小。但是弹性从2004年的0.01增加到2009年的0.31,意味着在2009年覆盖率每增加1%,HAZ下降0.31%。说明尽管新农合覆盖了越来越多的低收入人口,但是这部分人群的健康并没有因此而获得改善。本文猜测,新农合对健康的改善作用主要体现在高收入人群中。

4. 作用渠道检验

为了验证上述推测,本文将所有样本家庭按收入四等分进行分样本回归,考察新农合对不同收入群体健康状况改善程度的异质性(见表6)。结果证明,新农合对最高收入25%家庭未成年人的健康改善作用最大,其HAZ增加约1.22。较高收入的25%家庭,HAZ增加了0.8。较低收入的25%家庭未成年人的健康并未因新农合而得到显著提升,最低25%收入的家庭未成年人健康有所提升,但

① 样本描述结果显示,2004年参合居民的家庭收入水平显著高于未参合家庭。

② 样本数据显示,2006年和2009年参合家庭收入水平低于未参合家庭。

低于最高 25%收入家庭。因此,高收入家庭未成年人健康状况因为新农合而获得更显著改善,不同收入家庭未成年人的健康差距扩大。新农合在提升健康水平中的亲富人效应,成为新农合“贡献”于健康不平等的重要渠道。

表 6 新农合对不同收入样本健康改善差异

	最高收入的 25%	较高收入的 25%	较低收入的 25%	最低收入的 25%
<i>negfaz</i>	-1.2195* (0.6234)	-0.8096* (0.4560)	0.1550 (0.5195)	-1.0091* (0.5971)
Observations	137	152	135	135

注:括号中为稳健标准误;*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

资料来源:作者利用 Stata 软件计算。

五、新农合加剧健康不平等的机制探析

医疗卫生领域的一个特征是,引入医疗保险之后,由于收入越高的病人支付能力越强,因而最终使用了更多的医疗服务并获得更高的支出补偿,引发“穷人补贴富人”效应,许多学者证实了该效应的存在(如 Wagstaff et al., 2009)。本文推测,医疗服务利用不均等可能是健康不平等的来源之一。本文采用两种方式对上述推测进行验证:一方面利用集中指数分解方法考察不同收入人群间医疗服务利用不平等性,结果显示最高收入 25%人群使用预防和民间医疗服务的概率约为最低的 25%人群的 1.4—6.0 倍,其中新农合的贡献约为 18%—37%;另一方面,本文构建了一个简单的静态家庭决策模型,讨论不同补贴制度下新农合政策对最终的医疗服务利用不平等的影响。针对新农合报销比例和封顶线对医疗服务利用影响的理论分析和数值模拟结果表明,新农合制度引入后,医疗服务消费增加量随财富增加而增加,财富效应被扩大。

1. 医疗服务利用不平等分析

医疗服务利用公平分为垂直公平和水平公平。垂直公平指的是不同需要者获得不同治疗,卫生经济学一般假设垂直公平已被满足,重点研究水平公平。水平公平是指在医疗服务提供和获取过程中,不应考虑个体的收入、职业、医疗保险等特征,具有相同医疗服务需要者要获得同等治疗(Equal Treatment for Equal Medical Need)。相应地,如果在医疗服务提供过程中,医疗服务利用不是单纯根据需要,而是受到了包括收入、医疗保险、地域等非需要类因素的影响,则认为存在水平不平等(Morris et al., 2005;解垚, 2009)。

要测度医疗服务利用的水平不平等,需要根据差异化的需要进行标准化,将“需要”变量(Need Factors)和“非需要”变量(Nonneed Factors)进行分离。常用的需要度量指标包括人口统计特征(年龄、性别等)和健康度量指标(自评健康、是否罹患慢性病、行动受限度等)。例如,要度量因为医疗保险差异化带来的医疗服务利用不平等,需要剔除因为需要异质性而带来的医疗服务利用的不同。经过需要变量标准化后的不平等,就是所要测度的医疗保险差异化带来的不平等。标准化的方式包括直接和间接两种,当微观数据可及时,往往使用间接方法。本文将使用间接标准化方法,对医疗服务的实际利用和给定需要之后的利用加以区分,后者就是需要期望化利用(Need-expected Distribution of Healthcare)。

本节所用数据与前文一致。本文用“在过去四周是否使用过任何一种预防保健”、“去年是否看过民间医生”、“过去四周是否使用过正规医疗服务”作为医疗服务利用的度量指标。需要变量包括

年龄、性别、过去四周是否生病或受伤(健康状况)。非需要变量包括:①医疗保险:是否参加新农合;②医疗服务变量:骑自行车到最近医疗点所需时间(分钟)、到最近医疗点的交通成本;③父母变量:教育水平和职业;④家庭变量:家庭人均年收入的対数、家庭规模(人)。具体分解结果见表7—表9。

从结果看,三项医疗服务的实际利用的集中指数均为正,表明高收入者使用了更多的服务。在预防医疗服务方面,预计利用在不同收入人群间差异并不大。对于最低25%收入的人群,实际使用预防医疗服务的概率比预计利用的概率低0.26%;而最高25%收入人群的实际利用概率比预计的高出1.01%。因此,标准化需要利用对低收入者更不利,最高25%收入人群实际使用预防性医疗服务的概率比最低25%人群高出40.85%。对于民间医疗服务,最低25%收入人群的实际利用概率比预计利用低8.08%,最高25%收入的实际利用概率是最低收入群体的5.86倍。对于正规医疗服务的使用,低收入人群的实际利用概率比预计利用略低。

本文进一步对医疗服务利用的集中指数进行分解,以考察各代表性因素的贡献(见表10)。分解方法和原理与健康不平等分解一样。从分解结果看,就预防医疗服务利用而言,需要变量对集中指数的贡献为正,表明即使不考虑非需要因素,医疗服务利用也更有利于高收入人群,但总体贡献不大。医疗服务利用的不平等主要来自包括新农合、收入在内的非需要变量,其贡献度达到72.11%,其中新农合的贡献占18.43%。如果医疗服务需要水平在不同收入群体间均匀分布,则家庭收入将使医疗服务利用的集中指数比实际观察到的增加84.46%。同时,由于新农合的引入,收入还会产生使医疗服务利用集中指数提高18.43%的间接效应。总体来看,水平不平等指数为正,表明给定需

表7 未成年人预防医疗服务的实际利用、预计利用和标准化需要利用

	过去四周使用预防医疗服务的概率				
	OLS(加入非需要变量)			标准化需要利用	
	(1)	(2)	(1)一(2)	加入非需要变量	不加非需要变量
收入水平	实际利用	预计利用	差=实际-预计	OLS	OLS
最低25%	0.0355	0.0381	-0.0026	0.0364	0.0355
次低25%	0.0284	0.0381	-0.0097	0.0294	0.0284
次高25%	0.0426	0.0403	0.0022	0.0413	0.0426
最高25%	0.0500	0.0399	0.0101	0.0492	0.0500
集中指数	0.1134	0.0169		0.0965	0.0967

资料来源:作者利用Stata软件计算。

表8 未成年人民间医疗服务的实际利用、预计利用和标准化需要利用

	过去四周使用民间医疗服务的概率				
	OLS(加入非需要变量)			标准化需要利用	
	(1)	(2)	(1)一(2)	加入非需要变量	不加非需要变量
收入水平	实际利用	预计利用	差=实际-预计	OLS	OLS
最低25%	0.0357	0.1165	-0.0808	0.0371	0.0409
次低25%	0.2018	0.1282	0.0736	0.1915	0.1889
次高25%	0.0273	0.1120	-0.0848	0.0331	0.0340
最高25%	0.2091	0.1150	0.0941	0.2121	0.2099
集中指数	0.0510	-0.0118	0.0628		0.0493

资料来源:作者利用Stata软件计算。

表 9 未成年人正规医疗服务的实际利用、预计利用和标准化需要利用

	过去四周使用正规医疗服务的概率				
	OLS(加入非需要变量)			标准化需要利用	
	(1)	(2)	(1)-(2)	加入非需要变量	不加非需要变量
收入水平	实际利用	预计利用	差=实际-预计	OLS	OLS
最低 25%	0.0108	0.0155	-0.0047	0.0087	0.0089
次低 25%	0.0215	0.0175	0.0040	0.0174	0.0173
次高 25%	0.0108	0.0089	0.0019	0.0153	0.0154
最高 25%	0.0108	0.0119	-0.0012	0.0123	0.0122
集中指数	0.0296	-0.0769		0.1066	0.1024

资料来源:作者利用 Stata 软件计算。

表 10 医疗服务利用集中指数分解

	对预防医疗服务利用集中指数的贡献		对民间医疗服务利用集中指数的贡献		对正规医疗服务利用集中指数的贡献	
	绝对值	占比(%)	绝对值	占比(%)	绝对值	占比(%)
需要变量						
年龄—性别	0.0124	10.9310	-0.0063	-12.2977	-0.0650	-219.0935
健康状况	0.0045	3.9377	-0.0056	-10.9238	-0.0120	-40.3791
Subtotal	0.0169	14.8687	-0.0118	-23.2215	-0.0769	-259.4726
非需要变量						
家庭人均收入	0.0957	84.4552	0.1099	215.5815	0.0568	191.5644
新农合	0.0209	18.4290	0.0188	36.8170	-0.0063	-21.2517
Subtotal	0.0818	72.1095	0.0706	138.4593	0.1384	466.7354
总计(Total)	0.1134		0.0510		0.0296	
水平不平等指数	0.0965		0.0628		0.1066	

资料来源:作者利用 Stata 软件计算。

要,高收入者享受了更多的医疗服务。此外,新农合扩大了民间医疗服务利用的不平等,对于正规医疗服务并没有显现这种效应,但是贡献较小。

本文在实证分析中证明了新农合制度对不同收入家庭未成年人之间的健康不平等负有不可小觑的责任,并且高收入群体使用的医疗服务更多(其中新农合的贡献约占 18%—37%)。而一般情况下,低收入群体的健康状况较差,所需要的医疗服务也更多。新农合实施均等化缴费和补偿政策,高低收入群体缴费和补偿标准相同,虽然低收入群体需要的医疗服务更多,但高收入群体享受了更多医疗服务,在标准化需要变量之后,上述结论依然成立。因此,从这个意义上讲,医疗保险偏离了“劫富济贫”初衷,在资源给定的情况下“劫贫济富”也就意味着“剥夺”。本文在理论部分进一步证实了新农合制度引入后医疗服务消费增加量随财富增加而增加,财富效应被扩大。

2. 理论探析

根据实证分析的分样本结果,本文猜测由于家庭经济—社会地位不平等而引起的健康不平等,可能被新农合放大。在本节中,本文在简单的静态家庭决策模型中讨论不同补贴制度下新农合政策对最终的医疗服务利用不平等的影响。

需要指出的是,在实证中本文使用的结果变量主要是 HAZ 等健康指标。理论上对健康决定因素的讨论一般在健康生产函数的框架下进行,健康生产函数的决定要素通常包括医疗、遗传、习惯和环境(Grossman,1972;王弟海等,2010)。为了在最简化的情形下突出健康保险对健康不平等的作用机制,本文假定遗传、习惯和环境因素独立于家庭收入。此时,医疗服务的利用和健康结果之间具有单调关系,因此可以用医疗服务利用指标来取代健康指标。遗传、环境和习惯因素独立于家庭社会经济地位这一假设,当然未必合理,但是,好的健康习惯、健康基因和健康环境,往往和家庭收入正相关(Evans et al.,1994)。也就是说,本文提出的医疗保险通过家庭收入和家庭健康支出作用于健康指标的作用机制会被进一步强化。

在此,本文把新农合界定为纯粹的政府补贴而非保险,即不考虑新农合的保费。新农合采用个人、集体和政府多方筹资方式,其中政府财政补贴为主要来源,个人自交保费很低。从全国看,2003—2015 年新农合人均筹资标准由 50 元调整至 500 元,个人缴费由 10 元调整至 120 元,政府补助部分由 40 元调整至 380 元^①。从最终缴费比例看,个人缴费占比不足 20%,财政补贴则超过了 80%^②。因此本文将新农合界定为政府补贴,这也符合“补需方”的逻辑。

本文重点讨论四种补贴政策:①按照特定比例报销医疗支出,不设定封顶线;②设置封顶线,在封顶线内全额报销;③设置封顶线,在封顶线内全额报销,超过封顶线的部分按照一定比例报销;④设置封顶线,在封顶线内按照一定比例报销,封顶线外不报销。

(1)模型设定和求解。假设村庄中家庭 i 的收入 w_i 在 $[\underline{w}, \bar{w}]$ 上分布,概率密度函数为 $f(w_i)$ 。家庭效用函数为 $u(c_i, M_i)$,其中 M 为医疗支出, c 为其他消费。将其他消费的价格正规化为 1,医疗支出的价格为 p 。

本文将效用函数设定为 C-D 形式,即 $u(c_i, M_i) = c_i^\alpha M_i^{1-\alpha}$ 。按照一定的比例进行补贴相当于降低医疗服务的价格,由此产生的医疗服务需求变化可以分解为替代效应和收入效应,医疗作为一种正常品,收入增加时需求增加,C-D 函数的位似性质(Homothetic)能够保证这一点,不会引入对收入效应符号的复杂讨论;设置封顶线可能使得需求函数出现非连续的情况(即医疗服务的最优需求量在封顶线之内),C-D 函数则一定能够取得内点解,符合新农合立足于日常医疗和与大病医保相区别的制度设计初衷。

假设政府为每个家庭报销的医疗服务费用为 b_i ,每种制度设计必须满足总额预算约束:

$$\int_{\underline{w}}^{\bar{w}} b_i(w_i, \phi) f(w_i) dw_i = B \quad (5)$$

其中, ϕ 为一组参数,包括效用函数、相对价格和制度设计中的参数。报销制度的改变,对应着家庭预算约束的调整。在不同的约束下,可以解出最优的医疗支出。为了更准确地衡量家庭在新农合制度下的受益,本文定义医疗资源利用的增加幅度 s_i ,假设家庭 i 在某种补贴方式下求出的最优医疗支出为 M_i^* ,没有补贴时的最优医疗支出为 M_i^0 ,则 s_i 为:

$$s_i = M_i^* - M_i^0 \quad (6)$$

① 资料来源:《关于建立新型农村合作医疗制度的意见》《关于巩固和发展新型农村合作医疗制度的意见(2010)》,《新农合工作 2011 年进展和 2012 年重点》《财政部国家卫生和计划生育委员会人力资源和社会保障部关于提高 2014 年新农合和城居保筹资标准的通知》(财社[2014]14 号)。

② 资料来源:《全国社会保险基金决算表》;《中国财政年鉴》(2011—2013);《全国财政支出决算表》(2011—2013)。

表 11 给出本文对不同制度下预算约束的刻画、最优医疗支出和医疗资源利用增加幅度的求解。

(2)比较静态分析和集中指数的变化^①。在制度 1 下,将 s_i^1 对收入 w_i 求导,可得:

$$\frac{\partial s_i^1}{\partial w_i} = \frac{k(1-\alpha)}{(1-k)p} > 0 \quad (7)$$

可以看出,当收入增加时,医疗资源消费扩大量也增加,即富裕家庭从政策中受益更多。

在制度 2 下,以 \bar{M} 为封顶线进行补贴时,最优医疗消费的扩张恒为 \bar{M} ,即封顶线补贴并不会引起医疗服务的利用随收入不平等而产生不平等。低收入家庭和高收入家庭的医疗服务增加量(分别用 s'_{poor} 和 s'_{rich} 表示)相当。

当采用制度 3,即在以 k' 为报销比例, \bar{M}' 为封顶线时,本文将最优医疗支出的扩张 s_i^3 对收入 w_i 求导,可得:

$$\frac{\partial s_i^3}{\partial w_i} = \frac{k'(1-\alpha)}{(1-k')p} > 0 \quad (8)$$

由(8)式可知,政策效应(消费扩张)随收入的增加而增加,按比例补贴+封顶线的制度也会产生医疗资源利用的不平等。并且,该效应随着封顶线外报销比例 k' 的提高而变大,即财富效应被医疗保险放大:

$$\frac{\partial^2 s_i^3}{\partial w_i \partial k'} = \frac{1-\alpha}{(1-k')^2 p} > 0 \quad (9)$$

但必须指出的是,虽然(8)式的形式与(7)式相同,但由于总体报销约束(5)的限制,制度 3 中的报销比例 k' 小于 k ,从而产生的医疗资源利用不平等小于制度 1,即:

$$\frac{\partial s_i^3}{\partial w_i} < \frac{\partial s_i^1}{\partial w_i} \quad (10)$$

制度 3 的作用效果表明:高收入家庭医疗服务增加量大于低收入家庭的增加量(分别用 s''_{rich} 和 s''_{poor} 表示)。

在制度 4 下,医疗资源利用的扩张较为复杂。当收入较低,即 $w_i < (1-k'')p\bar{M}'/(1-\alpha)$ 时,医疗资源利用的扩张程度随着收入的增加而增加,类似于制度 1;当收入较高,即 $w_i \geq (1-k'')p\bar{M}'/(1-\alpha)$ 时,医疗资源利用的扩张程度不再随收入而变化,类似于制度 2。当然,这一临界值取决于报销比例和封顶线的搭配设计。

(3)不同制度下的集中指数变化。对不同制度下医疗服务需求增加量(s)的比较静态分析,可以初步说明医保制度对不同收入群体医疗资源利用的异质性影响。比较不同制度下 CI 的变化,则可以对医保制度如何影响医疗资源利用不平等这一问题做出直接的回答。

对于前三种报销制度下的医疗服务购买量,可以看出它们均为没有新农合制度时最优医疗购买量的正仿射变换。又因为制度 1 和制度 2 分别是制度 3 的特例,所以本文在此仅对制度 3 的 CI 给出说明。

命题 1:在第三种报销制度中,医疗服务购买量的 CI 随着封顶线外报销比例 k' 的降低和封顶线 \bar{M}' 的提高而减小。

^① 这部分中的具体推导和说明,详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附录。

表 11 不同新农合制度下的家庭医疗支出

新农合制度	家庭预算约束	医疗支出最优解	医疗费用的扩张
制度 0: 无医疗保险	$c_i + pM_i = w_i$	$M_i^0 = \frac{(1-\alpha)w_i}{p}$	0
制度 1: 按照比例 k 报销医疗支出, 不设定封顶线	$c_i + (1-k)pM_i = w_i$	$M_i^1 = \frac{(1-\alpha)w_i}{(1-k)p}$	$s_i^1 = \frac{k(1-\alpha)w_i}{(1-k)p}$
制度 2: 设置封顶线 \bar{M} , 在封顶线内全额报销	$c_i + p(M_i - \bar{M}) = w_i$	$M_i^2 = \frac{(1-\alpha)w_i}{p} + \bar{M}$	$s_i^2 = \bar{M}$
制度 3: 设置封顶线 \bar{M}' , 在封顶线内全额报销, 超过封顶线的部分按照比例 k' 报销	$c_i + (1-k')p(M_i - \bar{M}') = w_i$	$M_i^3 = \frac{(1-\alpha)w_i}{(1-k')p} + \bar{M}'$	$s_i^3 = \frac{k'(1-\alpha)w_i}{(1-k')p} + \bar{M}'$
制度 4: 设置封顶线, 在封顶线内按照比例 k'' 报销, 封顶线外 \bar{M}'' 不报销	$c_i + (1-k'')p \text{Min}\{\bar{M}'', M_i\} + p \text{Max}\{0, M_i - \bar{M}''\} = w_i$	$M_i^4 = \begin{cases} \frac{(1-\alpha)w_i}{(1-k'')p}, w_i < \frac{(1-k'')p\bar{M}''}{(1-\alpha)} \\ \frac{(1-\alpha)w_i}{p} + (1-k'')\bar{M}'', w_i \geq \frac{(1-k'')p\bar{M}''}{(1-\alpha)} \end{cases}$	$M_i^4 = \begin{cases} \frac{(1-\alpha)w_i}{(1-k'')p}, w_i < \frac{(1-k'')p\bar{M}''}{(1-\alpha)} \\ \frac{(1-\alpha)w_i}{p} + (1-k'')\bar{M}'', w_i \geq \frac{(1-k'')p\bar{M}''}{(1-\alpha)} \end{cases}$

注: 医疗费用的扩张是指相对于制度 0(没有医疗保险时)医疗支出最优解的变化。

资料来源: 作者整理。

命题 1 说明, 制度设计中封顶线和报销比例的选取至关重要。封顶线内不存在医疗服务报销的贫富差异, 封顶线外报销比例越高, 贫富差异越大。

制度 4 是与现实最为接近的制度。在制度 4 下, CI 的变化规律较为复杂。本文选择一定的参数值对制度 4 的集中指数进行了模拟。具体设定为: 医疗相对于其他消费的价格 $p=2$, 总报销额度 B 满足 $k=0.5$ 和 $\bar{M}=50000$ ^①, 收入均值 7500 元。

本文假设收入服从均匀分布和 Gamma 分布, 分别进行模拟, 结果如图 3 和图 4 所示。无论收入服从何种分布, 随着报销比例增加, 集中指数 CI 总体均呈先下降后上升趋势。对 $\alpha=0.5$, 当 k 超过 0.5 时, 集中指数先下降后上升, 在 0.6—0.8 之间达到谷底。收入服从 Gamma 分布时, 这一比例约为 0.7, 均匀分布时约为 0.8。由此表明, 最“亲低收入群体”的医保制度的实际报销比例约为 70%—80%。

六、结论

近十年来, 中国的社会流动性不断下降, 社会日益固化。除了教育、收入之外, 健康固化亦值得

① 相当于真实封顶线为 100000 元, 与现实情况相符。如《关于印发三明市城乡居民基本医疗保险 2014 年统筹管理实施方案的通知》规定的是 100000 元。

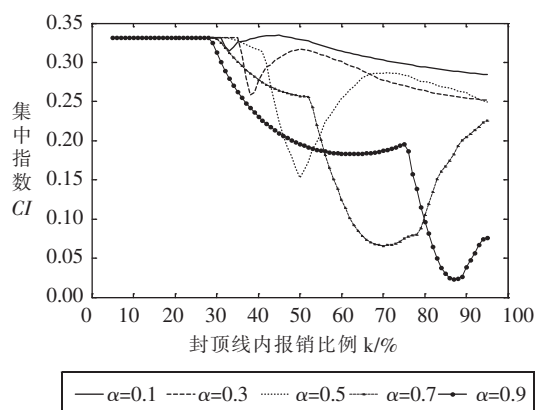


图3 收入服从均匀分布时的CI变化趋势

资料来源:作者绘制。

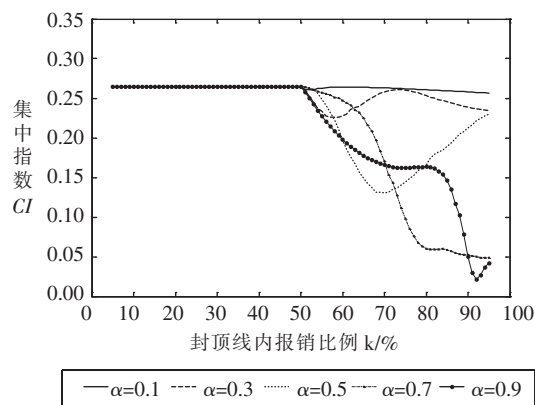


图4 收入服从Gamma分布时的CI变化趋势

资料来源:作者绘制。

关注。新型农村合作医疗作为影响健康尤其是早期健康的因素之一,加剧了以家庭收入排序的未成年人健康不平等。而健康作为人力资本影响着成年后的收入,因此又会引发下一代的儿童健康不平等,使社会阶层进一步固化。此外,本文的理论部分并未考虑先天健康的差异。如果考虑先天健康的差别,一般认为低收入家庭的婴儿健康状况不如高收入家庭的婴儿,对医疗服务的需要高于高收入家庭。新农合的收入效应会被进一步放大。

本文使用中国健康与营养调查数据,考察了新农合对中国农村未成年人健康不平等的影响。本文利用HAZ(年龄别身高评分)度量儿童健康,健康集中指数衡量儿童健康不平等,计量和集中指数分解结果表明,新农合改善了农村地区未成年人整体健康状况,但也导致不同收入群体间的健康差距不断扩大,并且作用效果随时间推移不断增加。分样本回归结果表明,高收入而非低收入家庭未成年人的健康因新农合而获得显著改善。对医疗服务利用的进一步实证分析表明,高收入群体使用了更多预防医疗服务,最高收入25%人群使用预防性医疗服务的概率比最低25%群体高出40.85%,新农合的贡献占18.43%。针对新农合报销比例和封顶线对医疗服务利用影响的理论分析表明,新农合制度引入后,医疗服务消费增加量随财富增加而增加,财富效应被扩大。

值得指出的是,本文在实证分析部分所用的结果变量主要是HAZ等健康指标,证明了新农合在一定程度上加剧了健康的不平等。在影响机制部分,使用多种医疗资源利用指标进行医疗服务利用不平等分解,同时构建理论模型,证明了高收入群体相比低收入群体使用了更多医疗服务和更多基金补贴是导致健康不平等的重要原因,而新农合进一步放大了这种效应。缴费和补偿政策均等化而健康改善程度、医疗服务利用并没有均等化,从而由“健康”的“穷人补贴富人”推出医疗服务穷人补贴富人的结论。本文的实证分析和理论模型并不完美,但其内在一致性证明和支撑了本文的论点。另外,本文的重要创新点是从早期环境不平等作用于未来健康不平等视角,探讨新农合对未成年人健康不平等的影响,进而说明其在健康代际传递和社会流动性中的重要角色,这是本文对相关研究的一个边际贡献。

总体而言,本文研究结论证实了新农合加剧未成年人健康不平等现象的客观存在性。作为相对而言最不容易被诱导需求的一个群体,未成年群体中如果存在“穷人补贴富人”效应,则整个群体应该更为显著,这与医疗保险增进公平的价值取向相悖。本文认为造成上述结果的原因,是中国行政化的医疗供给体系导致高收入人群较低收入者享受了更多的医疗服务和基金补贴。从新农合扩大

健康不平等并不能直接得出制度本身不好的结论,更值得深入思考的是如何推进医疗体系改革,使以新农合为代表的医疗保险制度发挥收入再分配作用。

[参考文献]

- [1]蔡洪斌. 社会流动性与中等收入陷阱[J]. 企业观察家, 2011,(3):60-61.
- [2]陈茁,East Wood, 颜子仪. 中国儿童营养不良的不平等:所居之处实为重要[J]. 世界经济文汇, 2006,(1):54-66.
- [3]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[J]. 经济学(季刊), 2007,6(3):841-858.
- [4]甘犁,刘国恩,马双. 基本医疗保险对促进家庭消费的影响[J]. 经济研究, 2011,(s1):30-38.
- [5]顾和军,刘云平. 中国农村儿童健康不平等及其影响因素研究——基于 CHNS 数据的经验研究[J]. 南方人口,2012,27(1):25-33.
- [6]李湘君,王中华,林振平. 新型农村合作医疗对农民就医行为及健康的影响——基于不同收入层次的分析[J]. 世界经济文汇, 2012,(3):58-75.
- [7]李永友,郑春荣. 我国公共医疗服务受益归宿及其收入分配效应[J]. 经济研究, 2016,(7):132-146.
- [8]马双,臧文斌,甘犁. 新型农村合作医疗保险对农村居民食物消费的影响分析[J]. 经济学(季刊), 2010,(4):249-270.
- [9]马双,张劼. 新型农村合作医疗保险与居民营养结构的改善[J]. 经济研究, 2011,(5):126-137.
- [10]马哲,赵忠. 中国儿童健康不平等的演化和影响因素分析[J]. 劳动经济研究, 2016,(6):22-41.
- [11]齐良书,李子奈. 与收入相关的健康和医疗服务利用流动性[J]. 经济研究, 2011,(9):83-95.
- [12]王弟海,龚六堂,邹恒甫. 物质资本积累和健康人力资本投资:两部门经济模型[J]. 中国工业经济, 2010,(5):16-26.
- [13]解垚. 与收入相关的健康及医疗服务利用不平等研究[J]. 经济研究, 2009,(2):92-105.
- [14]周钦,田森,潘杰. 均等下的不公——城镇居民基本医疗保险受益公平性的理论与实证研究[J]. 经济研究, 2016,(6):172-185.
- [15]Almond, D. Is the 1918 Influenza Pandemic Over? Long-term Effects of in Utero Influenza Exposure in the Post-1940 U.S. Population[J]. Journal of Political Economy, 2006,114(4):672-712.
- [16]Almond, D., H. W. Hoynes, and D. W. Schanzenbach. Inside the War on Poverty: The Impact of Food Stamps on Birth Outcomes[J]. The Review of Economics and Statistics, 2011,93(2):387-403.
- [17]Bai, C., and B. Wu. Health Insurance and Consumption: Evidence from China's New Cooperative Medical Scheme[J]. Journal of Comparative Economics, 2014,42(2):450-469.
- [18]Currie, J. Inequality at Birth: Some Causes and Consequences [J]. American Economic Review, 2011,101(3):1-22.
- [19]CSDH. Closing the Gap in a Generation: Health Equity through Action on the Social Determinants of Health. Final Report of the Commission on Social Determinants of Health [M]. Geneva: World Health Organization, 2008.
- [20]Evans, R. G., M. L. Barer, and T. R. Marmor. Why Are Some People Healthy and Others Not—The Determinants of Health of Populations.[M]. New York: Aldine De Gruyter, 1994.
- [21]Finkelstein, A., S. Taubman, B. Wright, M. Bernstein, J. Gruber, J. P. Newhouse, H. Allen, and K. Baicker. The Oregon Health Insurance Experiment: Evidence from the First Year [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2012,127(3):1057-1106.
- [22]Grossman, M. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health [J]. Journal of Political Economy, 1972,80(2),223-255.
- [23]Hoynes, H. M., D. W. Schanzenbach, and D. Almond. Long Run Impacts of Childhood Access to the Safety Net[J]. American Economic Review, 2016,106(4):903-934.

- [24]Kostermans, K. Assessing the Quality of Anthropometric Data[R]. LSMS Working Paper, 1994.
- [25]Lei, X. Y., and W. C. Lin. The New Rural Cooperative Medical Scheme in Rural China: Does More Coverage Mean More Service and Better Health[J]. Health Economics, 2009,18(S2):25-46.
- [26]Martorell, R., and J. P. Habicht. Growth in Early Childhood in Developing Countries [A]. Falkner, F., J. M. Tanner(Eds.). Human Growth: A Comprehensive Treatise[M]. New York: Plenum Press, 1986.
- [27]Morris, S., M. Sutton, and H. Gravelle. Inequity and Inequality in the Use of Health Care in England: An Empirical Investigation[J]. Social Science & Medicine, 2005,60(5):1251-1266.
- [28]Peng, X. B., and D. Conley. The Implication of Health Insurance for Child Development and Maternal Nutrition: Evidence from China[J]. The European Journal of Health Economics. 2016,17(5):521-534.
- [29]Wagstaff, A., E. van Doorslaer, and P. Paci. Equity in the Finance and Delivery of Health Care: Some Tentative Cross-Country Comparisons[J]. Oxford Review of Economic Policy, 1989,5(1):89-112.
- [30]Wagstaff, A., E. van Doorslaer, and N. Watanabea. On Decomposing the Causes of Health Sector Inequalities with An Application to Malnutrition Inequalities in Vietnam[J]. Journal of Econometrics, 2003,112(1):207-223.
- [31]Wagstaff, A., M. Lindelow, J. Gao, L. Xu, and J. C. Qian. Extending Health Insurance to the Rural Population: An Impact Evaluation of China's New Cooperative Medical Scheme [J]. Journal of Health Economics, 2009,28(1):1-19.
- [32]WHO Multicenter Growth Reference Study Group. WHO Child Growth Standards: Length/Height -for -Age, Weight -for -Age, Weight -for -Length, Weight -for -Height and Body Mass Index -for -Age: Methods and Development[M]. Geneva: World Health Organization, 2006.
- [33]Wooldridge, J. Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data [M]. London: The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, England, 2002.

Does Health Insurance Relieve Health Inequality among Children

PENG Xiao-bo¹, WANG Tian-yu²

(1. School of Economics, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081, China;

2. School of Labor and Human Resources, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: Armed with the longitudinal data from China Health and Nutrition Survey (CHNS), this paper examines the causal relationship between the roll-out of the New Rural Cooperative Medical Scheme (NCMS) and the health inequality among children in rural China. Although health status of the covered children were improved, the NCMS is still a source of the rise of health inequality measured by Concentration Indices among children, and its contribution increased as time goes by. Evidence about the inequity in health service delivery finds that the richest 1/4 utilizes 40% more preventive health care than the poorest did, and for which the NCMS contributes about 18%. Theoretical analysis and simulation shows that increment of health care consumption increases with wealth, indicating that the wealth effect is magnified by the NCMS. Our research provides some evidence about the NCMS increases the gap among children's health, indicating the importance of the NCMS improvement, so as to prevent it from enlarging health inequality among people of different income.

Key Words: health inequality; the NCMS; concentration indices decomposition

JEL Classification: I13 I14 I38

[责任编辑:章毅]