

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

金双华 于 洁 田人合*

摘 要 本文使用 2013 年中国家庭金融调查数据研究了不同医保类型和不同收入群体医保受益的情况。研究发现中国基本医保制度的收入再分配效应为负，健康状况更差的低收入群体的医疗支出和医保报销都显著低于高收入群体，基本医保制度存在严重的受益不公平问题。但医保报销能部分缩小由于医疗支出扩大的收入差距，该调节作用在城职保中最大，其次是城居保，在新农合中最小。最后，本文对如何提高基本医保制度的公平性提供了一些建议。

关键词 基本医疗保险制度，受益公平，收入再分配

DOI: 10. 13821/j. cnki. ceq. 2020. 03. 07

一、引 言

社会医疗保险的功能是确保城乡全体居民获得基本的医疗服务，通过分散疾病风险降低居民的医疗经济负担，提高社会整体的健康水平。公平可及和群众受益是中国深化医改、完善基本医疗保障体系的目标。本文关心的是，在现有基本医保制度的框架下，制度间不同的医保类型和制度内不同的收入群体实际医保受益的情况，研究的问题是，基本医保是否缩小了收入差距，促进了不同收入群体的受益公平？特别是低收入群体是否真正实现了“病有所医、医有所保”？

目前中国基本医保制度已实现“全民覆盖”，但是该制度发展不平衡不充分的问题仍然比较突出，主要表现是公平性不足：一是不同医保制度之间筹资和保障的差距较大，2015 年城职保、城居保和新农合的人均筹资分别为 3 144 元、560 元和 490 元，城职保和城乡居民医保（包括城居保和新农合）

* 金双华，东北财经大学财政税务学院；于洁，东北财经大学应用金融与行为科学学院；田人合，西北大学公共管理学院。通信作者及地址：金双华，辽宁省大连市沙河口区尖山街 217 号东北财经大学财政税务学院，116025；电话：13998517189；E-mail: jinsc007@sina.com。本文受到国家社科基金重点项目“财政性社会保障收支政策对收入分配调节路径的国际经验研究”（17AJY025）的资助。作者感谢北京大学李玲教授、傅虹桥助理教授、中央财经大学王存同教授、中国人民大学王非助理教授在本文写作过程中提供的帮助；感谢李欢、廖藏宜、龚金泉、孙艳霞、孟勇刚、杜萌、林令涛等人在修改时给出的有益建议；衷心感谢两位匿名审稿人提出的宝贵评审意见。当然，文责自负。

住院费用实际报销比例分别为70%出头和55%左右(李珍和黄万丁, 2017); 二是即使在同一医保制度内部也存在受益不公平的现象, 高收入群体获得的住院报销金额显著高于低收入群体(姚奕等, 2017)。

根据卫生经济学中关于公平性的通常定义(Wagstaff *et al.*, 1989; Wagstaff and van Doorslaer, 2000), 本文对受益公平的界定如下: 参保者的医疗服务利用和医保报销只由个体的年龄、性别、健康等医疗需要因素决定, 而不受收入、教育、户口等非需要因素的影响。公平的医疗保险制度具有收入再分配的职能, 既包括从健康群体到患病群体的再分配, 也包括从高收入群体到低收入群体的再分配(Breyer and Haufler, 2000)。由于低收入群体的健康状况通常更差(van Doorslaer *et al.*, 1997; van Doorslaer and Koolman, 2004), 确保低收入群体基本医疗服务的可及性和可支付性是实现受益公平的关键。因此本文从绝对公平和相对公平两个维度评价基本医保制度的受益公平情况: 前者是指医疗服务利用程度和医保报销金额是否向低收入群体倾斜, 后者是指医疗支出和医保报销是否缩小了相对收入差距。¹

本文使用2013年中国家庭金融调查数据, 研究了不同医保类型和不同收入群体医保受益的差异², 结果显示中国基本医保制度呈现出明显的低收入群体补贴高收入群体的“逆向再分配”现象, 医保受益严重不公平, 但是医保报销起到部分缩小相对收入差距的作用, 这一作用在城职保中最明显, 其次是城居保, 在新农合中最小。

本文的贡献如下: (1) 在基本医保制度已实现“全民覆盖”的背景下, 本文从结果公平角度研究以医疗支出和医保报销衡量的实际医保受益情况, 采用绝对公平和相对公平两种评价标准, 为理解基本医保制度的受益公平性提供了更为全面的视角; (2) 本文的实证分析基于具有全国和省级代表性的大样本微观调查数据, 为重新评估基本医保制度的实施效果提供了最新的经验证据; (3) 本文使用Heckman选择模型和两部模型解决样本选择偏误问题, 以得到更加准确且有效的估计; (4) 本文的估计结果有助于深刻认识基本医保制度发展不平衡不充分的问题, 为当前正在推进的整合城乡居民基本医保制度提供了一定的政策启示, 具有明显的实践价值。

本文余下部分安排如下: 第二部分综述了与医保受益公平相关的文献, 第三部分介绍了研究方法、数据和变量, 第四部分汇报了实证分析结果, 第五部分是结论与政策建议。

¹ 绝对公平和相对公平的评价结果可能并不一致, 比如虽然医保报销金额集中于高收入群体, 不符合绝对公平, 但是如果低收入群体的医保报销占比高于其收入占比, 医保报销起到缩小相对收入差距的作用, 则符合相对公平。

² 本文的研究对象是已经参加基本医保制度的个体, 将是否参保和参加某项基本医保制度作为外生给定, 因此研究结果体现的是静态上基本医保制度的受益公平问题。也有文献使用两年数据, 研究灵活就业群体参加城职保中逆选择效应的存在及其大小, 该文献的关注点是“全民覆盖”背景下医保基金的可持续运行问题, 详见封进等(2018)。

二、文献综述

公平性是各国医疗卫生领域的一个重要政策目标（Wagstaff and van Doorslaer, 2000）。由于参保者对医疗服务的需求是来自对健康的需求的“引致需求”（Grossman, 1972），即参保者只有在患病或健康较差时才需要使用医疗服务，并且只有符合规定的医疗支出部分才能获得医保报销。因此本文与两类文献相关：第一类文献研究的是健康不平等³和医疗服务利用情况的公平性问题，第二类文献则是关于医保报销情况的公平性研究。

在与收入相关的健康不平等方面，van Doorslaer *et al.*（1997）、van Doorslaer and Koolman（2004）对 OECD 国家和欧盟成员国自评健康的研究发现，所有国家的健康不平等都显著有利于富人。在中国，无论是 6 岁及以下的未成年人（彭晓博和王天宇，2017）、18 岁以上的成年人（解垚，2009；黄潇，2012），还是 45 岁以上的中老年人（陈东和张郁杨，2015），以及 65 岁及以上的老年人（杜本峰和王旋，2013），都存在亲富人的健康不平等，农村的健康不平等程度高于城市，东部的健康状况明显好于西部。

在医疗服务利用公平方面，van Doorslaer and Wagstaff（1992）、van Doorslaer *et al.*（2000）、van Doorslaer *et al.*（2006）、Lu *et al.*（2007）对欧洲国家和美国以及亚洲国家或地区的研究发现，大部分国家都存在医疗服务利用不公平的现象，但是“亲富人”还是“亲穷人”，以及不公平的程度具有国家和服务差异，提供私人保险或私人医疗服务会加强“亲富人”的程度。

解垚（2009）使用 1991—2006 年中国健康与营养调查（简称 CHNS）截面数据的研究发现，高收入群体的健康状况更好，但使用的医疗服务更多。林相森和艾春荣（2009）以 CHNS 2006 年患病成年人为样本的研究显示，在控制医疗需要的条件下，收入水平显著影响个体的医疗消费，较低支付能力会限制部分群体使用必要的医疗服务。齐良书和李子奈（2011）使用 1991—2006 年 CHNS 面板数据的研究得到一些新的结论：中国居民的健康状况逐年变差，并且低收入群体健康变差的程度小于高收入群体；2004—2006 年医疗服务利用的变动有利于低收入群体，原因在于新农合试点的正面效果。马超等（2017）使用 1997、2000、2004 和 2006 年四期 CHNS 数据，以在调查日之前四周患病个体为对象的研究表明，城乡医疗服务利用的实质不公平比直接观测的统计结果要严重得多。

还有一类文献侧重于研究医保报销情况的公平性问题。有部分研究只关

³ 感谢匿名审稿人对平等和公平概念的严谨分析。本文使用不平等来描述不同社会群体之间关注变量的差异，不平等包括合理的不平等和不合理的不平等：年龄、性别、健康等需要因素造成的差异被认为是合理的；收入、教育、医疗保险等非需要因素造成的差异被认为是不合理的，也是不公平的（Wagstaff *et al.*，2011）。

注某项基本医保制度。李亚青(2014)使用广东省两个城市医保数据对城职保的研究发现,基金补偿存在偏向富人的不公平,并且这种不公平在发达地区和在职群体中更为明显。周钦等(2016)基于2007—2011年国务院城居保入户调查数据对城居保的研究显示,低收入群体的住院报销金额显著低于高收入群体。大部分研究认为新农合补偿偏向于低收入群体,比如谭晓婷和钟甫宁(2010)使用江苏、安徽两省30县1500户农村居民的调查;王翌秋(2011)基于江苏、安徽和贵州三省三县760户农村居民的调查。还有部分研究比较了不同基本医保制度。周忠良等(2013)使用陕西省第四次卫生服务调查数据的研究表明,城职保的受益公平性较好,其住院实际报销比例远高于新农合,而新农合的受益明显向富人倾斜。姚奕等(2017)基于2010年中国家庭追踪调查(简称CFPS)数据的研究发现,基本医保制度不存在住院率的不公平,但存在与收入相关的住院报销金额的不公平,城职保的公平性最好,新农合次之,城居保的公平性最差,但是新农合的住院率和住院报销金额都显著更低。

综上所述,国内外关于受益公平的研究取得较大进展,但是很少有研究同时将健康状况、医疗支出和医保报销纳入受益公平的框架进行分析。仅周钦等(2016)使用混合横截面数据,在研究城居保住院报销金额的公平性时,还考察了健康状况和医疗服务利用情况。已有研究使用的数据大部分都是2011年及其之前的全国微观调查数据或部分地区调研数据,而中国在2012年宣布进入全民医保时代,现有文献缺少使用最新的具有全国代表性的微观调查数据从受益公平的视角同时研究三项基本医保制度的实施效果。仅姚奕等(2017)使用CFPS 2010年数据研究了三项基本医保制度住院率和住院报销金额的受益公平性问题,但该文献使用的数据较早,不能用来评价“全民覆盖”背景下基本医保制度的运行效果。除了研究受益公平的框架和数据的代表性外,本文还在以下方面区别于现有研究:本文使用的医疗支出和医保报销是包括门诊和住院等在内所有治疗方面的支出和报销,涵盖的信息更为丰富;本文从绝对公平和相对公平两个维度评估基本医保制度的受益公平情况,评价的视角更为全面;本文在使用Heckman选择模型和两部模型解决样本选择偏误问题之前,还通过研究指标给出概要性结论。另外,目前中国正在推进城乡居民基本医保制度整合,如何确保整合后的制度具有受益公平性是一个重要的命题,希望本文的研究能为完善基本医保制度提供一定的参考。

三、研究方法和数据

(一) 研究方法

根据现有文献,本文使用基尼系数和洛伦兹曲线测量收入差距,使用集

中指数和集中曲线 (Kakwani *et al.*, 1997; Wagstaff *et al.*, 1991) 测量与收入相关的不平等, 使用 Kakwani 指数 (Kakwani, 1977) 测量累进性, 同时本文使用 Probit 模型分析不同收入群体的健康差异, 使用 Heckman 选择模型和两部模型解决样本选择偏误问题, 在控制其他因素的条件下, 分析不同收入群体的医疗支出和医保报销情况。

1. 基尼系数、集中指数和 Kakwani 指数

基尼系数的定义是洛伦兹曲线和 45° 线 (平等线) 之间面积的 2 倍, 取值范围为 $[0, 1]$ 。基尼系数越小 (大), 说明整体的收入差距越小 (大), 收入分配越趋近于 (不) 公平。本文使用 MT 指数 (Musgrave and Thin, 1948) 计算收入再分配效应的公式如下:

$$MT = G - G^*, \quad (1)$$

其中 G 是初始收入的基尼系数, G^* 是医疗支出或医保报销之后的基尼系数。 $MT > 0 (< 0)$ 说明收入再分配效应为正 (负); $MT = 0$ 说明没有收入再分配效应。

集中指数的定义是集中曲线和 45° 线 (平等线) 之间面积的 2 倍, 取值范围为 $[-1, 1]$ 。当集中指数小 (大) 于 0 时, 集中曲线位于 45° 线之上 (下), 说明健康较差等关注变量集中于低 (高) 收入群体; 当集中指数等于 0 时, 集中曲线与 45° 线重合, 说明关注变量在人群中均等分布。集中指数衡量绝对公平, 用于评价基本医保制度政策目标的实现程度, 反映关注变量数值本身的分布情况。

Kakwani 指数的定义是关注变量的集中曲线和初始收入的洛伦兹曲线之间面积的 2 倍, 取值范围为 $[-2, 1]$ 。计算公式如下:

$$K = C - G, \quad (2)$$

其中 C 是关注变量的集中指数。Kakwani 指数最初用于税收累进性的研究, 当 $K > 0 (< 0)$ 时, 集中曲线位于洛伦兹曲线之下 (上), 低收入群体关注变量的占比低 (高) 于其初始收入占比, 这对健康较差、身体不适、医疗支出和自付支出变量来说, 是累进 (退) 的, 但对医保报销变量来说, 其累进性的判断正好相反⁴; 当 $K = 0$ 时, 集中曲线与洛伦兹曲线重合, 说明关注变量是等比例的。Kakwani 指数衡量相对公平, 是评价基本医保制度受益公平情况的一个底线标准, 反映关注变量分布相对于初始收入分布的均衡程度。

参照 O'Donnell *et al.* (2007) 的做法, 本文使用占优检验判断关注变量的分布是否显著偏离均等分布 (平等线) 或初始收入分布 (洛伦兹曲线), 即关注变量是否集中于低收入群体, 是否降低了初始收入差距。在显著性的判别上, 本文主要采用多重比较方法 (Bishop *et al.*, 1992), 但也汇报了更严

⁴ 医保报销相当于“负的”税收, 类似的累进性判断方法参见蔡萌和岳希明 (2017), 该文献研究的是养老保险、社会救济、低保、报销医疗费等主要政府社会保障支出的收入再分配效应。

格的交叉结合原则 (Sahn *et al.*, 2000) 的结果。

由于基尼系数等研究指标相当于给定所有个体有相同的医疗需要等合理因素, 测量的是由全部不合理因素造成的实质不公平 (马超等, 2018)。为了更加准确地评估中国基本医保制度的受益公平情况, 还需要进一步的计量检验, 以更全面地控制其他因素的影响。

2. Probit 模型、Heckman 选择模型和两部模型

为了有效衡量不同收入群体医疗需要的差异, 本文采用两种健康指标, 一是主观自评的健康较差, 二是客观衡量的身体不适。本文使用 Probit 模型估计不同收入群体的健康状况:

$$\Pr(\text{healthpoor}_i = 1) = \Phi\left(\theta_0 + \sum_{j=1}^4 \theta_j \times \text{income}_{ij} + W_i \times \tau + \varepsilon_i\right), \quad (3)$$

$$\Pr(\text{bodyill}_i = 1) = \Phi\left(\theta_0 + \sum_{j=1}^4 \theta_j \times \text{income}_{ij} + W_i \times \tau + \varphi_i\right), \quad (4)$$

其中 ε_i 、 $\varphi_i \sim N(0, 1)$, $\Phi(\cdot)$ 是标准正态累积分布函数, healthpoor_i 表示健康较差的虚拟变量, bodyill_i 表示身体不适的虚拟变量, income_{ij} 表示个体 i 属于第 j 个收入等份组, $j=1-4$, 第 5 等份组作为基准组不进入回归方程, W_i 代表影响健康的控制变量集, 包括年龄、性别、婚姻状态、教育年限、是否有工作、是否为户主、户口类型、地区、是否与人同住等变量。

在评估基本医保制度受益公平时, 本文首先估计以医疗支出衡量的医疗服务利用 (Grossman, 1972) 的公平性, 然后估计医保报销的公平性。所有群体中有 29% (10 383 个) 样本的医疗支出为 0⁵, 发生医疗支出的群体中有 54% (13 448 个) 样本的医保报销为 0⁶, 如果删除这些“零值”样本, 使用普通最小二乘法 (OLS) 进行估计, 则会导致样本选择偏误; 即使保留这些“零值”样本, 但不区分是否发生医疗支出和医疗支出多少、是否发生医保报销和医保报销多少的差异, 同样会导致估计偏误。由于没有个体与医疗支出相关的患病信息和就医个体医保报销的适用性信息, 为预测真实的医疗支出和医保报销, 实证中通常采用 Heckman (1979) 提出的选择模型来校正由于自我选择行为带来的样本选择偏误问题, 如果似然比检验拒绝原假设 ($H_0: \rho=0$), 说明数据服从 Heckman 选择模型的基本假定, 使用该模型估计是恰当的; 如果似然比检验不能拒绝原假设, 说明是否发生医疗支出和医疗支出

⁵ 其中城职保中有 24% (2 815 个), 城居保中有 33% (1 343 个), 新农合中有 32% (6 225 个)。医疗支出的“零值”包括无需就医和应就医而未就医两种情况, 前者是指个体身体健康无需就医, 后者是指由于医疗服务价格高或就医不便等因素, 个体患病后应该就医但自我选择不就医。

⁶ 其中城职保中有 35% (3 122 个), 城居保中有 62% (1 719 个), 新农合中有 65% (8 607 个)。医保报销的“零值”包括不能报销和应报销而未报销两种情况, 前者是指由于医保起付线等外生制度因素, 医疗支出不符合医保报销规定, 后者是指受支付能力限制, 患病个体在痊愈前选择中断治疗, 因医疗服务利用不足而丧失了医保报销的机会, 或者虽然医疗支出符合医保报销规定, 但由于报销手续麻烦等因素, 个体自我选择不报销。

多少、是否发生医保报销和医保报销多少相互独立，符合 Duan *et al.* (1983) 提出的两部模型 (Two-part model) 的假设，应使用该模型进行估计。根据似然比检验结果，三项基本医保制度的医疗支出情况都采用 Heckman 选择模型进行估计；城职保和新农合的医保报销情况采用 Heckman 选择模型进行估计，城居保的医保报销情况采用两部模型进行估计。

以医疗支出为例，Heckman 选择模型的选择方程使用 Probit 模型估计是否发生医疗支出：

$$\Pr(me_i = 1) = \Phi\left(\alpha_0 + \sum_{j=1}^4 \alpha_j \times income_{ij} + X_i \times \gamma + \mu_i\right), \quad (5)$$

其中 me_i 表示是否发生医疗支出的虚拟变量， X_i 代表一系列控制变量，包括是否健康较差、是否身体不适、年龄、性别、婚姻状态、教育年限、是否有工作、是否为户主、户口类型、地区、是否与人同住⁷等变量。

结果方程使用 OLS 估计医疗支出 (对数)：

$$\log(medicalcost_i / me_i = 1) = \beta_0 + \sum_{j=1}^4 \beta_j \times income_{ij} + Z_i \times \eta + \nu_i, \quad (6)$$

其中 $medicalcost_i$ 表示医疗支出金额， Z_i 代表影响医疗支出的控制变量集，除与人同住变量外，集中的变量与 X_i 相同。 μ_i 和 ν_i 服从二维正态分布，即 $(\mu_i, \nu_i) \sim N(0, 0, 1, \sigma_i^2, \rho_{\mu\nu})$ ，并且 μ_i 和 ν_i 的相关系数 $\text{Corr}(\mu_i, \nu_i) = \rho_{\mu\nu} \neq 0$ ，该模型估计的是无条件的医疗支出，即假设患病个体都应该发生医疗支出，医疗支出为 0 是个体自我选择的结果。

以医保报销为例，两部模型的第一部分使用 Probit 模型估计是否发生医保报销：

$$\Pr(re_i = 1) = \Phi\left(\alpha_0 + \sum_{j=1}^4 \alpha_j \times income_{ij} + X_i \times \gamma + \delta_i\right), \quad (7)$$

其中 $\delta_i \sim N(0, 1)$ ， re_i 表示是否发生医保报销的虚拟变量，控制变量集 X_i 的选取与方程 (5) 相同。

第二部分使用 OLS 估计医保报销 (对数)：

$$\log(reimburse_i / re_i = 1) = \beta_0 + \sum_{j=1}^4 \beta_j \times income_{ij} + Z_i \times \eta + \zeta_i, \quad (8)$$

其中 $\zeta_i \sim N(0, \sigma_{\zeta}^2)$ ， $\rho_{\delta\zeta} = 0$ ， $reimburse_i$ 表示医保报销金额，控制变量集 Z_i 的选取与方程 (6) 相同。方程 (8) 实质上估计的是，在医保报销大于 0 的条件下，医保报销的条件期望，因此自变量的边际效应是指对条件医保报销的影响。

⁷ 参照黄枫和甘犁 (2010)、刘国恩等 (2011) 的做法，为提高模型估计的有效性，本文使用反映医疗服务可及性的与人同住变量作为排除性约束，与独居相比，与人同住的个体在患病时更容易得到及时照顾，外出就医也更加便利，就医的可能性更大，进而影响医保报销的可能性，但不会显著影响医疗支出和医保报销的具体金额。

(二) 数据和变量

本研究使用的数据来自西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心的“中国家庭金融调查”(China Household Finance Survey, CHFS)。CHFS采用了分层、三阶段、与人口规模成比例(PPS)的抽样设计方法,于2011年实施第一轮访问。本文选取的数据来自2013年实施的第二轮扩样调查,该数据不仅具有全国代表性还具有省级代表性,涵盖全国29个省/自治区/直辖市,262个县/市/区,1 048个村/居委会,共28 141户家庭,97 906个个体的微观信息,包括人口统计学特征、资产与负债、保险与保障、支出与收入等内容(甘犁等,2015)。

CHFS既有家庭也有个体层面的数据,考虑到医疗保险的特殊性和疾病发生风险等因素,本文以个体为单位进行分析。⁸由于保险与保障部分只询问受访者及其配偶,在校学生除外,本文删除不符合询问条件的样本47 098个,同时删除医保类型非城职保、城居保和新农合的样本8 354个,并删除医疗支出、医保报销和健康状况等关键信息缺失的样本1 899个。另外,收入和收入差距是本文分析的核心变量,因此本文删除初始收入、减医疗支出后收入和加医保报销后收入都不是正值的样本5 130个,最后样本为35 425个,其中城职保11 761个,城居保4 119个,新农合19 545个。表1给出变量定义与描述性统计结果。

表1 变量定义与描述性统计

变量	定义	城职保	城居保	新农合
健康较差	与同龄人相比,身体状况不好=1,其他(非常好、很好、好、一般)=0	0.09 (0.28)	0.13 (0.33)	0.21 (0.41)
身体不适	过去一年内因为身体原因而无法正常工作或生活=1,否则=0	0.11 (0.32)	0.16 (0.37)	0.22 (0.41)
是否发生医疗支出	过去一年医疗支出大于零=1,医疗支出等于零=0	0.76 (0.43)	0.68 (0.47)	0.69 (0.46)
医疗支出(元)	过去一年发生的医疗支出金额	2 315.24 (4 841.90)	1 553.68 (3 579.24)	1 036.94 (2 252.26)
是否发生医保报销	过去一年医保报销大于零=1,医保报销等于零=0	0.49 (0.50)	0.25 (0.43)	0.25 (0.43)

⁸ 在中国现有基本医保制度的设计下,在一个家庭内部存在成员参加多项基本医保制度的现象。如果以家庭为单位,则不能准确估计每项基本医保制度的政策效果。考虑到家庭决策和风险共担的重要性,本文使用人均年家庭总收入(初始收入)衡量个体的经济状况。

		(续表)		
变量	定义	城职保	城居保	新农合
医保报销 (元)	过去一年获得的医保报销金额	1 145.28 (3 127.43)	522.52 (1 874.00)	214.66 (873.04)
收入五等份组初始收入 (元):				
1		9 187.74 (3 574.02)	3 967.06 (2 179.40)	1 716.29 (880.22)
2		18 263.15 (2 222.70)	9 836.86 (1 406.93)	4 828.11 (949.50)
3		26 256.99 (2 559.75)	15 636.22 (1 871.52)	8 348.49 (1 149.45)
4		37 569.42 (4 295.02)	24 668.13 (3 664.20)	13 353.43 (1 831.64)
5 (基准组)		104 670.78 (123 439.33)	79 772.05 (104 884.34)	37 244.01 (67 027.16)
年龄 (岁)	2013—出生年份, 范围 17—113 岁	49.40 (14.41)	48.99 (13.16)	50.60 (12.90)
男性	男性=1, 女性=0	0.51 (0.50)	0.42 (0.49)	0.50 (0.50)
已婚	有配偶 (已婚、同居) = 1, 无配偶 (未婚、分居、离婚、丧偶) = 0	0.90 (0.30)	0.91 (0.29)	0.94 (0.24)
教育年限 (年)	范围 0—22 年	11.96 (3.56)	9.69 (3.85)	6.83 (3.60)
工作	有工作=1, 无工作=0	0.59 (0.49)	0.51 (0.50)	0.78 (0.41)
户主	户主=1, 非户主=0	0.55 (0.50)	0.47 (0.50)	0.50 (0.50)
农业户口	农业户口=1, 非农业户口=0	0.12 (0.33)	0.18 (0.38)	0.95 (0.22)
地区:				
东部	东部=1, 其他=0	0.51 (0.50)	0.41 (0.49)	0.33 (0.47)
中部	中部=1, 其他=0	0.26 (0.44)	0.33 (0.47)	0.34 (0.47)

(续表)

变量	定义	城职保	城居保	新农合
西部 (基准组)	西部=1, 其他=0	0.23 (0.42)	0.26 (0.44)	0.33 (0.47)
与人同住	与人同住=1, 独居=0	0.94 (0.24)	0.94 (0.24)	0.95 (0.23)
样本量	35 425	11 761	4 119	19 545

注: (1) 数据来源: 根据 CHFS 2013 计算整理得到, 以下表格、图形同。(2) 根据 CHFS 数据使用说明, 表 1 汇报的是使用抽样权重变量“swgt”加权之后的均值和标准差, 其中括号内的数字为标准差。(3) 收入五等份组是三项基本医保制度分别进行分组, 每项制度内所有个体按照初始收入从低到高排序, 平均分为五个等份组, 分别记为 1、2、3、4、5。(4) 医疗支出衡量的是个体在调查日之前一年所有医疗方面的支出, 包括自我治疗、门诊和住院等支出, 但是不包括保健支出。

四、实证分析结果

(一) 描述性分析

1. 基本医保制度的收入再分配效应

表 2 给出三项基本医保制度在发生医疗支出之前 (初始收入, 项目 A) 和之后 (项目 B), 以及获得医保报销之后 (项目 C) 的基尼系数及其 MT 指数。从总体上看, 中国基本医保制度的收入再分配效应为负, 即存在明显的低收入群体补贴高收入群体的“逆向再分配”现象; 具体来说, 在三项基本医保制度内部, 发生医疗支出都拉大了居民之间的收入差距, 而医保报销都在一定程度上缩小了由于医疗支出扩大的收入差距。图 1 不同收入的洛伦兹曲线的位置也验证了这一结论: 医保报销后收入位于初始收入和医疗支出后收入之间。从医保报销对收入分配的调节效果⁹上看, 城职保最好, 为 50%, 其次是城居保的 31% 和新农合的 23%。

表 2 基本医保制度的收入再分配效应

项目	A 初始收入	B 减医疗支出后收入	C 加医保报销后收入
城职保			
基尼系数	0.4691	0.5062	0.4877
MT 指数	不适用	-0.0371	-0.0186

⁹ 医保报销对收入分配的调节效果 = (医保报销缩小医疗支出后收入差距的绝对程度 / 医疗支出扩大初始收入差距的绝对程度) × 100% = (项目 C 的 MT 指数 - 项目 B 的 MT 指数) / (-项目 B 的 MT 指数) × 100%。

(续表)

项目	A 初始收入	B 减医疗支出后收入	C 加医保报销后收入
城居保			
基尼系数	0.5355	0.5773	0.5642
MT 指数	不适用	-0.0418	-0.0287
新农合			
基尼系数	0.5263	0.5772	0.5655
MT 指数	不适用	-0.0509	-0.0392

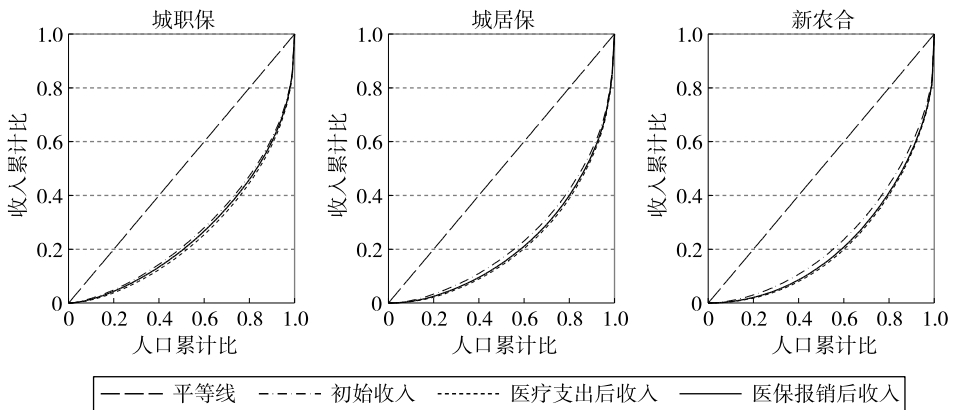


图 1 基本医保制度不同收入的洛伦兹曲线

2. 基本医保制度的受益分布

表 3 给出三项基本医保制度的初始收入、健康较差、身体不适、医疗支出、医保报销和自付支出的受益分布、集中指数、Kakwani 指数以及占优检验。从健康状况上看，除城居保的第 2 等份组和新农合的第 1 等份组外，健康较差占比和身体不适占比都随着收入的增加而降低，并且最高 20% 等份组的健康较差占比都在 13% 以下、身体不适占比都在 17% 以下。健康较差累计比和身体不适累计比都显著高于人口累计比（新农合身体不适的前 40% 累计比除外）和初始收入累计比，这与图 2 和图 3 的集中曲线相一致。占优检验表明，城职保和城居保的集中曲线同时占优平等线和洛伦兹曲线，新农合的集中曲线占优洛伦兹曲线，但与平等线存在相交。集中指数和 Kakwani 指数都是负值，说明低收入群体的健康状况更差，并且相对于初始收入分布，健康状况的分布更加不均衡。

三项基本医保制度的医疗支出占比、医保报销占比和自付支出占比都随着收入的增加而提高，并且前三个等份组的医保报销占比低于医疗支出占比、医疗支出占比低于自付支出占比，最后两个等份组的医保报销占比高于医疗支出占比、医疗支出占比高于自付支出占比，其中最低 20% 等份组的医保报

销占比都在 9% 以下, 而最高 20% 等份组的医保报销占比都在 28% 以上。医疗支出累计比、医保报销累计比和自付支出累计比都显著低于人口累计比, 但都显著高于初始收入累计比 (城居保医保报销的前 20% 累计比除外)。正如图 4 的集中曲线和表 3 的占优检验所示, 医疗支出、医保报销和自付支出的集中曲线都位于平等线和洛伦兹曲线之间, 并且自付支出高于医疗支出, 医疗支出高于医保报销, 这三条集中曲线都被平等线占优, 但都占优洛伦兹曲线。集中指数都是正值, Kakwani 指数都是负值, 并且医保报销大于医疗支出, 医疗支出大于自付支出, 说明医疗支出、医保报销和自付支出都集中于高收入群体, 并且医保报销的集中程度更大; 医疗支出和自付支出累退, 并且自付支出的累退程度更大, 医保报销累进, 这意味着虽然医保报销的分布是绝对不公平的, 但是医保报销缩小了相对收入差距, 是相对公平的。

从制度间的比较上看, 城居保健康状况的分布最不公平, 并且相对于初始收入分布来说最不平衡; 新农合医疗支出和自付支出的绝对不公平程度最大, 其次是城居保和城职保, 但是城居保的相对不公平程度最大, 其次是城职保和新农合; 城居保医保报销的绝对不公平程度最大, 其次是新农合和城职保, 并且城职保的相对公平程度最高, 其次是新农合和城居保。

表 3 基本医保制度的受益分布、集中指数、Kakwani 指数以及占优检验

累计百分比 (%)	初始收入 (1)	健康较差 (2)	身体不适 (3)	医疗支出 (4)	医保报销 (5)	自付支出 (6)
城职保						
20	4.92 (0.10)	27.25* (1.36)	24.02* (1.14)	11.25* (0.36)	8.77* (0.43)	13.67* (0.51)
40	14.41 (0.26)	50.27* (1.54)	46.80* (1.34)	27.56* (0.66)	24.30* (0.83)	30.75* (0.84)
60	28.12 (0.47)	71.41* (1.41)	66.69* (1.27)	47.24* (0.89)	43.07* (1.13)	51.16* (1.11)
80	47.32 (0.75)	87.38* (1.05)	85.25* (0.97)	73.16* (1.01)	71.44* (1.34)	74.85* (1.22)
集中指数	不适用	-0.1498	-0.0980	0.1740	0.2251	0.1239
Kakwani 指数	不适用	-0.6189	-0.5671	-0.2951	-0.2440	-0.3452
平等线	-*	+	+	-*	-*	-
洛伦兹曲线	不适用	+	+	+	+	+
城居保						
20	3.33 (0.15)	25.07* (1.86)	24.79* (1.63)	9.44* (0.51)	4.51 (0.68)	11.94* (0.67)

(续表)

累计百分比 (%)	初始收入 (1)	健康较差 (2)	身体不适 (3)	医疗支出 (4)	医保报销 (5)	自付支出 (6)
40	11.03 (0.41)	51.33* (2.18)	51.74* (1.91)	24.69* (1.08)	16.44* (1.46)	28.88* (1.29)
60	23.10 (0.80)	72.89* (1.98)	72.74* (1.75)	43.94* (1.57)	32.30* (2.18)	49.83* (1.83)
80	42.18 (1.37)	89.56* (1.39)	88.50* (1.28)	70.78* (1.94)	65.59* (2.86)	73.41* (2.17)
集中指数	不适用	-0.1564	-0.1553	0.2156	0.3353	0.1549
Kakwani 指数	不适用	-0.6919	-0.6908	-0.3199	-0.2002	-0.3806
平等线	-*	+	+	-	-	-
洛伦兹曲线	不适用	+*	+*	+*	+	+*
新农合						
20	3.03 (0.07)	21.60* (0.60)	18.55* (0.56)	8.00* (0.19)	6.07* (0.34)	8.50* (0.21)
40	10.72 (0.23)	45.80* (0.72)	40.41* (0.69)	24.50* (0.45)	20.45* (0.82)	25.56* (0.48)
60	23.64 (0.48)	68.80* (0.69)	62.23* (0.69)	44.36* (0.68)	39.20* (1.25)	45.71* (0.69)
80	44.05 (0.86)	87.30* (0.51)	83.53* (0.54)	67.89* (0.84)	64.75* (1.59)	68.70* (0.83)
集中指数	不适用	-0.0994	-0.0215	0.2351	0.2918	0.2203
Kakwani 指数	不适用	-0.6257	-0.5478	-0.2912	-0.2346	-0.3060
平等线	-*	+ / ×*	×*	-*	-*	-*
洛伦兹曲线	不适用	+*	+*	+*	+*	+*

注：(1) 表中每项基本医保制度第(1)列第2—5行是按初始收入排序的人口累计百分比，与之相对应，第(1)—(6)列汇报的是初始收入、健康较差、身体不适、医疗支出、医保报销和自付支出在使用抽样权重变量“swgt”加权之后的累计百分比，括号内的数字为标准差，其中粗体表示与人口累计百分比在5%水平上存在显著差异，*表示与初始收入累计百分比在5%水平上存在显著差异。(2) 表中每项基本医保制度最后两行汇报的是占优检验，其中空白单元格表示使用多重比较方法在5%的显著性水平上不能拒绝曲线无差异的原假设，“+/-/×”表示拒绝原假设，支持占优/相交的存在，“+”是指占优平等线或洛伦兹曲线，即关注变量比均等分布或初始收入更集中于低收入群体，“-”是指被平等线或洛伦兹曲线占优，“×”是指与平等线或洛伦兹曲线相交。*表示使用交叉结合原则在5%的显著性水平上拒绝原假设，存在更严格的占优，占优的方向同上，由+/-/×表示。

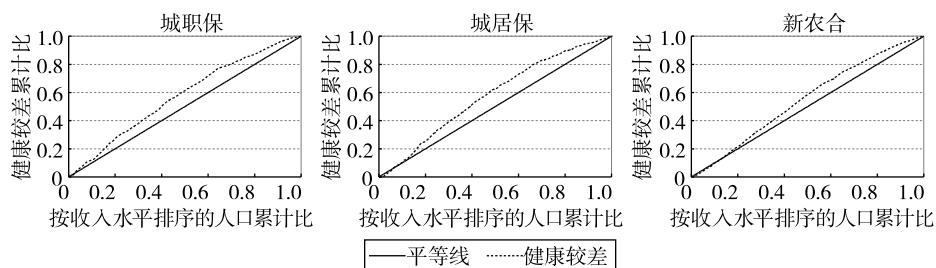


图2 基本医保制度健康较差的集中曲线

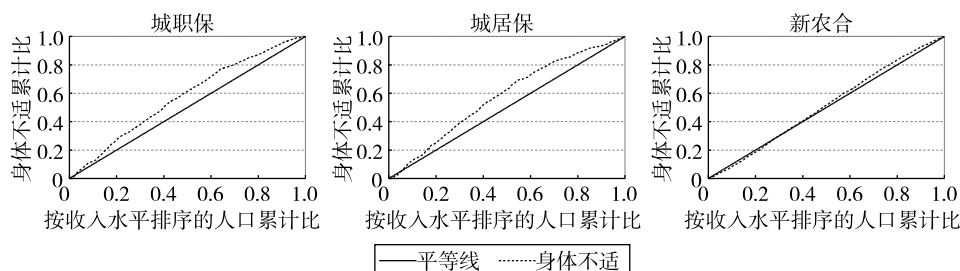


图3 基本医保制度身体不适的集中曲线

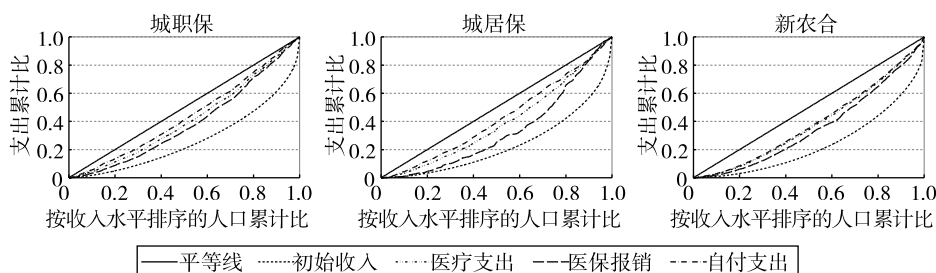


图4 基本医保制度医疗支出、医保报销和自付支出的集中曲线

(二) 计量分析

1. 健康状况与不同收入群体的关系

本文首先使用 Probit 模型分析了不同收入群体健康状况的差异,估计结果见表4。

在控制年龄、性别、婚姻状态、教育年限等其他因素的条件,不论因变量是健康较差还是身体不适,城职保前两个收入等份组的估计系数均为正值且显著,城居保前三个收入等份组的估计系数都在1%水平上显著高于最高收入等份组,新农合前四个收入等份组的估计系数都在1%水平上显著高于最高收入等份组(因变量是身体不适时第1等份组除外,其估计系数是正值,但不显著),说明与最高收入等份组相比,收入越低,健康较差和身体不适的概率越高,因此,中国基本医保制度存在与收入相关的健康不公平现象。

其他控制变量的估计系数表明：年龄越大、受教育程度越低、没有工作的参保者健康较差和身体不适的概率更高；在城职保和新农合中，男性身体不适、已婚参保者健康较差的概率更低，新农合中男性健康较差的概率也更低；非农业户口参保者在新农合中健康较差和身体不适的概率更低；与西部相比，东部参保者健康较差和身体不适的概率更低；与人同住在5%的显著性水平上对城职保的健康较差有正向影响。

表4 基本医保制度健康状况的影响因素

自变量	城职保		城居保		新农合	
	健康较差	身体不适	健康较差	身体不适	健康较差	身体不适
收入五等份组（第5等份组为基准组）：						
1	0.036*** (0.011)	0.033*** (0.011)	0.072*** (0.021)	0.077*** (0.022)	0.073*** (0.010)	0.002 (0.010)
2	0.016* (0.010)	0.022** (0.011)	0.075*** (0.021)	0.074*** (0.022)	0.106*** (0.010)	0.043*** (0.010)
3	0.011 (0.009)	0.016 (0.010)	0.059*** (0.021)	0.065*** (0.022)	0.084*** (0.010)	0.041*** (0.010)
4	-0.008 (0.009)	-0.000 (0.010)	0.019 (0.019)	0.013 (0.020)	0.047*** (0.010)	0.035*** (0.010)
年龄	0.002*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.003*** (0.000)	0.000 (0.001)	0.005*** (0.000)	0.003*** (0.000)
男性	-0.006 (0.006)	-0.014** (0.006)	0.006 (0.012)	0.010 (0.013)	-0.026*** (0.008)	-0.031*** (0.008)
已婚	-0.040*** (0.014)	-0.017 (0.013)	-0.033 (0.024)	-0.035 (0.025)	-0.038** (0.015)	-0.015 (0.015)
教育年限	-0.005*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.007*** (0.002)	-0.005*** (0.002)	-0.011*** (0.001)	-0.009*** (0.001)
工作	-0.041*** (0.007)	-0.055*** (0.009)	-0.077*** (0.011)	-0.075*** (0.013)	-0.104*** (0.008)	-0.105*** (0.008)
户主	0.005 (0.006)	0.002 (0.006)	-0.008 (0.011)	-0.003 (0.013)	-0.012 (0.008)	0.008 (0.008)
农业户口	-0.016* (0.010)	0.011 (0.011)	-0.016 (0.015)	0.020 (0.017)	0.048*** (0.011)	0.034*** (0.012)
地区（西部为基准组）：						
东部	-0.008 (0.007)	-0.030*** (0.007)	-0.025** (0.013)	-0.054*** (0.014)	-0.081*** (0.006)	-0.064*** (0.007)

(续表)

自变量	城职保		城居保		新农合	
	健康较差	身体不适	健康较差	身体不适	健康较差	身体不适
中部	0.004 (0.008)	-0.010 (0.008)	0.025* (0.013)	0.006 (0.014)	-0.004 (0.006)	0.001 (0.007)
与人同住	0.024** (0.011)	0.020 (0.013)	-0.002 (0.026)	-0.046 (0.031)	-0.008 (0.014)	-0.009 (0.015)
样本量	11 761	11 761	4 119	4 119	19 545	19 545

注：(1) 括号内汇报的是稳健标准差。(2)***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。(3) 为考察不同因素对健康状况概率的影响，Probit 模型汇报的是边际效应。

2. 医疗支出与不同收入群体的关系

为了检验基本医保制度的受益公平情况，本文首先使用 Heckman 选择模型估计了不同收入群体的医疗支出情况，回归结果见表 5。

在其他因素不变的情况下，三项基本医保制度最低收入等份组发生医疗支出的概率都在 1%水平上显著低于最高收入等份组；三项基本医保制度前四个收入等份组的医疗支出金额都在 1%水平上显著低于最高收入等份组（城居保第 4 等份组除外，其估计系数在 10%水平上显著），并且个体所属的收入等份组越低，其医疗支出金额与最高收入等份组的差距越大。制度间的比较发现，城职保前四个收入等份组的医疗支出金额与最高收入等份组的差距最小，其次是城居保（第 2 等份组除外，其估计系数最大），新农合的差距最大，这一结论与前述关于医疗支出的绝对公平分析一致。结合不同收入群体健康状况的计量分析结果，可以看出，虽然低收入群体的健康状况更差，但是以医疗支出衡量的医疗服务利用的概率和程度更低，因此，中国基本医保制度存在与收入相关的医疗服务利用不公平现象。

其他控制变量的估计系数显示：健康较差和身体不适的参保者不仅发生医疗支出的概率更高，而且其医疗支出金额也更高，符合预期；城职保发生医疗支出的概率先随着年龄的增加而降低，达到最低点之后，再随着年龄的增加而提高，城居保的医疗支出金额与年龄也表现出类似的二次曲线关系；男性发生医疗支出的概率更低，在城职保中其医疗支出金额也更低；发生医疗支出的概率随着教育年限的增加而提高，城职保的医疗支出金额也与教育年限成正比；有工作的参保者在城职保中发生医疗支出的概率和医疗支出金额都更低，在城居保中只有医疗支出金额更低，在新农合中虽然发生医疗支出的概率更高，但是医疗支出金额更低；户主身份提高了城职保发生医疗支出的概率；农业户口降低了城职保发生医疗支出的概率以及城居保和新农合的医疗支出金额；与西部相比，东部和中部参保者发生医疗支出的概率更低，

但是东部的医疗支出金额更高，中部只有新农合的医疗支出金额更高；与人同住提高了城职保发生医疗支出的概率。

表5 基本医保制度医疗支出的影响因素

自变量	城职保		城居保		新农合	
	选择方程	结果方程	选择方程	结果方程	选择方程	结果方程
收入五等份组（第5等份组为基准组）：						
1	-0.156*** (0.044)	-0.525*** (0.050)	-0.209*** (0.069)	-0.675*** (0.094)	-0.252*** (0.031)	-0.860*** (0.041)
2	-0.010 (0.043)	-0.405*** (0.047)	-0.063 (0.069)	-0.521*** (0.093)	0.028 (0.031)	-0.441*** (0.041)
3	-0.023 (0.042)	-0.287*** (0.048)	0.012 (0.067)	-0.315*** (0.091)	0.033 (0.031)	-0.331*** (0.041)
4	-0.003 (0.041)	-0.130*** (0.046)	0.017 (0.066)	-0.156* (0.091)	0.027 (0.031)	-0.242*** (0.042)
健康较差	0.371*** (0.057)	0.543*** (0.047)	0.379*** (0.072)	0.472*** (0.081)	0.398*** (0.028)	0.270*** (0.032)
身体不适	0.452*** (0.050)	0.652*** (0.046)	0.392*** (0.063)	0.532*** (0.079)	0.466*** (0.027)	0.421*** (0.031)
年龄	-0.020*** (0.007)	0.032*** (0.007)	0.014 (0.010)	-0.025** (0.013)	0.004 (0.005)	0.003 (0.007)
年龄平方	0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
男性	-0.249*** (0.029)	-0.165*** (0.034)	-0.272*** (0.047)	-0.005 (0.066)	-0.236*** (0.028)	-0.022 (0.038)
已婚	0.040 (0.057)	0.059 (0.053)	-0.026 (0.085)	0.162* (0.097)	-0.070 (0.046)	0.102* (0.054)
教育年限	0.015*** (0.005)	0.026*** (0.005)	0.027*** (0.007)	-0.002 (0.009)	0.009*** (0.003)	-0.005 (0.004)
工作	-0.151*** (0.040)	-0.135*** (0.044)	-0.064 (0.049)	-0.144** (0.066)	0.109*** (0.025)	-0.276*** (0.031)
户主	0.139*** (0.028)	0.028 (0.032)	0.045 (0.046)	0.021 (0.062)	0.045 (0.028)	0.011 (0.036)

(续表)

自变量	城职保		城居保		新农合	
	选择方程	结果方程	选择方程	结果方程	选择方程	结果方程
农业户口	-0.075*	-0.071	-0.013	-0.223***	-0.002	-0.097*
	(0.044)	(0.056)	(0.061)	(0.084)	(0.040)	(0.052)
地区 (西部为基准组):						
东部	-0.145***	0.192***	-0.205***	0.325***	-0.241***	0.162***
	(0.034)	(0.037)	(0.054)	(0.069)	(0.024)	(0.032)
中部	-0.102***	-0.001	-0.222***	0.111	-0.158***	0.095***
	(0.040)	(0.042)	(0.055)	(0.070)	(0.024)	(0.030)
与人同住	0.147**		0.072		0.039	
	(0.065)		(0.092)		(0.044)	
常数项	0.826***	5.857***	-0.228	7.577***	0.171	7.192***
	(0.188)	(0.216)	(0.279)	(0.375)	(0.133)	(0.185)
样本量	11 761		4 119		19 545	
相关系数	-0.630		-0.750		-0.766	
	(0.054)		(0.045)		(0.025)	

注: (1) 括号内汇报的是稳健标准差。(2)***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。(3) 三项基本医保制度都采用 Heckman 选择模型进行估计, 选择方程汇报的是估计系数。

3. 医保报销与不同收入群体的关系

接下来本文使用 Heckman 选择模型和两部模型进一步分析不同收入群体的医保报销情况, 表 6 给出估计结果。

在控制其他因素的条件下, 城职保和新农合前三个收入等份组以及城居保前四个收入等份组发生医保报销的概率都显著低于最高收入等份组; 城职保和新农合前四个收入等份组以及城居保前三个收入等份组的医保报销金额都显著低于最高收入等份组, 并且医保报销金额与收入成正比。制度间的比较发现, 新农合最低收入等份组的医保报销金额与最高收入等份组的差距最大 (100.5%), 其次是城居保 (96.6%), 城职保的差距最小 (36.2%)。结合不同收入群体健康状况和医疗支出情况的计量分析结果, 可以发现, 健康状况更差的低收入群体不仅医疗服务利用的概率和程度更低, 而且其获得医保报销的概率和金额也更低, 因此, 中国基本医保制度存在明显的与收入相关的受益不公平现象。

其他控制变量的估计结果表明: 健康较差的参保者获得的医保报销金额更高, 在城居保中其发生医保报销的概率也更高; 身体不适的参保者获得医

保报销的概率和金额都更高；在城职保发生医疗支出的群体中，参保者获得医保报销的概率先随着年龄的增加而提高，达到最高点之后，再随着年龄的增加而降低，从边际效应上看，年龄每增加1岁，城居保获得医保报销的概率提高0.6%；男性发生医保报销的概率更低，在城职保中其医保报销金额也更低；城职保和城居保发生医保报销的概率随着教育年限的增加而提高，城职保和新农合的医保报销金额也与教育年限成正比；有工作的参保者在城职保和新农合中获得的医保报销金额更低，但在新农合中发生医保报销的概率更高；户主身份提高了城居保发生医保报销的概率；农业户口降低了城居保和新农合的医保报销金额；与西部相比，东部参保者在城职保和城居保中获得医保报销的概率和金额都更高，但新农合发生医保报销的概率更低，中部参保者发生医保报销的概率更低，但只有新农合的医保报销金额在10%的水平上显著更高；与人同住提高了发生医保报销的概率。

表6 基本医保制度医保报销的影响因素

自变量	城职保		城居保		新农合	
	选择方程	结果方程	第一部分	第二部分	选择方程	结果方程
收入五等份组（第5等份组为基准组）：						
1	-0.413***	-0.362***	-0.219***	-0.966***	-0.255***	-1.005***
	(0.049)	(0.064)	(0.024)	(0.144)	(0.038)	(0.082)
2	-0.216***	-0.281***	-0.148***	-0.568***	-0.159***	-0.437***
	(0.047)	(0.059)	(0.025)	(0.144)	(0.036)	(0.079)
3	-0.161***	-0.204***	-0.129***	-0.280**	-0.109***	-0.327***
	(0.046)	(0.058)	(0.025)	(0.132)	(0.036)	(0.081)
4	-0.002	-0.127**	-0.054**	-0.144	-0.056	-0.152*
	(0.045)	(0.054)	(0.025)	(0.120)	(0.036)	(0.080)
健康较差	-0.015	0.403***	0.075***	0.319**	0.022	0.293***
	(0.048)	(0.058)	(0.027)	(0.134)	(0.028)	(0.058)
身体不适	0.190***	0.526***	0.075***	0.569***	0.173***	0.444***
	(0.044)	(0.053)	(0.025)	(0.121)	(0.027)	(0.057)
年龄	0.034***	-0.000	0.006***	-0.003	-0.004	-0.025*
	(0.007)	(0.009)	(0.001)	(0.018)	(0.006)	(0.013)
年龄平方	-0.000**	0.000		0.000*	0.000***	0.000
	(0.000)	(0.000)		(0.000)	(0.000)	(0.000)

(续表)

自变量	城职保		城居保		新农合	
	选择方程	结果方程	第一部分	第二部分	选择方程	结果方程
男性	-0.103*** (0.031)	-0.096** (0.038)	-0.047** (0.020)	-0.145 (0.092)	-0.074** (0.033)	0.047 (0.075)
已婚	-0.031 (0.059)	0.057 (0.067)	-0.005 (0.036)	0.174 (0.152)	0.023 (0.052)	0.046 (0.105)
教育年限	0.017*** (0.005)	0.020*** (0.006)	0.013*** (0.003)	0.022 (0.014)	-0.001 (0.004)	0.014* (0.008)
工作	-0.044 (0.042)	-0.124** (0.053)	-0.019 (0.021)	0.093 (0.101)	0.073*** (0.028)	-0.381*** (0.061)
户主	0.032 (0.031)	0.059 (0.038)	0.045** (0.020)	-0.023 (0.093)	-0.007 (0.033)	0.068 (0.074)
农业户口	0.007 (0.051)	-0.065 (0.071)	0.014 (0.026)	-0.385*** (0.130)	0.073 (0.048)	-0.217** (0.106)
地区(西部为基准组):						
东部	0.211*** (0.036)	0.082* (0.046)	0.148*** (0.023)	0.383*** (0.108)	-0.085*** (0.028)	0.066 (0.060)
中部	-0.130*** (0.041)	0.040 (0.054)	-0.074*** (0.023)	-0.031 (0.134)	-0.135*** (0.027)	0.103* (0.059)
与人同住	0.171*** (0.065)		0.082** (0.040)		0.114** (0.047)	
常数项	-1.138*** (0.197)	6.980*** (0.287)		5.712*** (0.530)	-0.675*** (0.154)	8.715*** (0.362)
样本量	8 946		2 776	1 057	13 320	
相关系数	-0.750 (0.030)				-0.867 (0.019)	

注:(1)括号内汇报的是稳健标准差。(2)***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。(3)城职保和新农合采用 Heckman 选择模型进行估计,选择方程汇报的是估计系数;城居保采用两部模型进行估计,第一部分汇报的是边际效应。

五、结论与建议

本文的研究结论如下:(1)从总体上看,中国基本医保制度的收入再分配效应为负,但是医保报销能部分缩小由于医疗支出扩大的收入差距,并且

该调节效果在城职保中最好，其次是城居保，在新农合中最小。（2）中国基本医保制度存在显著的受益不公平问题，健康状况更好的高收入群体不仅使用了更多的医疗服务，也获得了更多的医保报销。

本文有以下建议：首先，基本医保制度在发挥基础性作用、坚持公平性的前提下，增加基本医疗服务的可及性和普惠性，确保所有居民公平享有基本医保权益。比如根据支付能力缴纳保费，城居保和新农合以及部分整合后的城乡居民基本医保制度应实行与城职保类似的和收入水平相关的保费筹集机制；通过建立强有力的基层医疗服务体系和有效的分级诊疗制度，让低收入群体在基层医疗机构就可以及时获得疾病的有效治疗，降低就医成本。其次，提高统筹层次，借助于医保信息联网系统，全面落实异地就医结算政策，加快推进整个基本医保体系的整合，逐步缩小医保待遇差距。再次，区别对待特困人群、重特大疾病人群等医疗弱势群体，争取早日实现基本医保、大病保险和医疗救助等政策的无缝衔接，实行“一站式”结算服务。最后，国家应进一步完善公共卫生服务政策，增加疾病预防控制的支出预算，将其用于经常性的健康教育和全生命周期的健康管理，提升居民的健康水平。

参 考 文 献

- [1] Bishop, J. A., J. P. Formby, and P. D. Thistle, "Convergence of the South and Non-South Income Distributions, 1969-1979", *The American Economic Review*, 1992, 82 (1), 262-272.
- [2] Breyer, F., and A. Haufler, "Health Care Reform: Separating Insurance from Income Redistribution", *International Tax and Public Finance*, 2000, 7 (4-5), 445-461.
- [3] 蔡萌、岳希明, "中国社会保障支出的收入分配效应研究", 载李实、岳希明、史泰丽、佐藤宏等著《中国收入分配格局的最新变化：中国居民收入分配研究 V》。北京：中国财政经济出版社，2017年。
- [4] 陈东、张郁杨, "与收入相关的健康不平等的动态变化与分解——以我国中老年群体为例", 《金融研究》, 2015年第12期, 第1—16页。
- [5] 杜本峰、王旋, "老年人健康不平等的演化、区域差异与影响因素分析", 《人口研究》, 2013年第5期, 第81—90页。
- [6] Duan, N., W. G. Manning, C. N. Morris, and J. P. Newhouse, "A Comparison of Alternative Models for the Demand for Medical Care", *Journal of Business and Economic Statistics*, 1983, 1 (2), 115—126.
- [7] 封进、王贞、宋弘, "中国医疗保险体系中的自选择与医疗费用——基于灵活就业人员参保行为的研究", 《金融研究》, 2018年第8期, 第85—101页。
- [8] 甘犁、尹志超、谭继军, 《中国家庭金融调查报告 2014》。成都：西南财经大学出版社，2015年。
- [9] Grossman, M., "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health", *Journal of Political Economy*, 1972, 80 (2), 223-255.
- [10] Heckman, J. J., "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, 1979, 47 (1),

- 153-161.
- [11] 黄枫、甘犁, “过度需求还是有效需求? ——城镇老人健康与医疗保险的实证分析”, 《经济研究》, 2010年第6期, 第105—119页。
- [12] 黄潇, “与收入相关的健康不平等扩大了吗”, 《统计研究》, 2012年第6期, 第51—59页。
- [13] Kakwani, N. C., “Measurement of Tax Progressivity: An International Comparison”, *The Economic Journal*, 1977, 87 (345), 71-80.
- [14] Kakwani, N. C., A. Wagstaff, and E. van Doorslaer, “Socioeconomic Inequalities in Health: Measurement, Computation, and Statistical Inference”, *Journal of Econometrics*, 1997, 77 (1), 87-103.
- [15] 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”, 《广东财经大学学报》, 2014年第5期, 第59—67页。
- [16] 李珍、黄万丁, “全民基本医保一体化的实现路径分析——基于筹资水平的视角”, 《经济社会体制比较》, 2017年第6期, 第138—148页。
- [17] 林相森、艾春荣, “对中国医疗服务利用不平等问题的实证检验”, 《中国人口科学》, 2009年第3期, 第86—95页。
- [18] 刘国恩、蔡春光、李林, “中国老人医疗保障与医疗服务需求的实证分析”, 《经济研究》, 2011年第3期, 第95—107页。
- [19] Lu, J. R., G. M. Leung, S. Kwon, K. Y. K. Tin, E. van Doorslaer, and O. O'Donnell, “Horizontal Equity in Health Care Utilization Evidence from Three High-Income Asian Economies”, *Social Science & Medicine*, 2007, 64 (1), 199-212.
- [20] 马超、顾海、宋泽, “补偿原则下的城乡医疗服务利用机会不平等”, 《经济学》(季刊), 2017年第16卷第4期, 第1261—1288页。
- [21] 马超、曲兆鹏、宋泽, “城乡医保统筹背景下流动人口医疗保健的机会不平等——事前补偿原则与事后补偿原则的悖论”, 《中国工业经济》, 2018年第2期, 第100—117页。
- [22] Musgrave, R. A., and T. Thin, “Income Tax Progression, 1929-48”, *Journal of Political Economy*, 1948, 56 (6), 498-514.
- [23] O'Donnell, O., E. van Doorslaer, R. P. Rannan-Eliya, A. Somanathan, S. R. Adhikari, D. Harbianto, C. C. Garg, P. Hanvoravongchai, M. N. Huq, A. Karan, G. M. Leung, C. W. Ng, B. R. Pande, K. Tin, K. Tisayaticom, L. Trisnantoro, Y. Zhang, and Y. Zhao, “The Incidence of Public Spending on Healthcare: Comparative Evidence from Asia”, *The World Bank Economic Review*, 2007, 21 (1), 93-123.
- [24] 彭晓博、王天宇, “社会医疗保险缓解了未成年人健康不平等吗”, 《中国工业经济》, 2017年第12期, 第59—77页。
- [25] 齐良书、李子奈, “与收入相关的健康和医疗服务利用流动性”, 《经济研究》, 2011年第9期, 第83—95页。
- [26] Sahn, D. E., S. D. Younger, and K. R. Simler, “Dominance Testing of Transfers in Romania”, *Review of Income and Wealth*, 2000, 46 (3), 309-327.
- [27] 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”, 《中国农村经济》, 2010年第3期, 第87—96页。
- [28] van Doorslaer, E., M. Cristina, and K. Xander, “Inequalities in Access to Medical Care by Income in Developed Countries”, *Canadian Medical Association Journal*, 2006, 174 (2), 177-183.

- [29] van Doorslaer, E., and X. Koolman, "Explaining the Differences In Income-Related Health Inequalities across European Countries", *Health Economics*, 2004, 13 (7), 609-628.
- [30] van Doorslaer, E., and A. Wagstaff, "Equity in the Delivery of Health Care: Some International Comparisons", *Journal of Health Economics*, 1992, 11 (4), 389-411.
- [31] van Doorslaer, E., A. Wagstaff, H. Bleichrodt, S. Calonge, U. Gerdtham, M. Gerfin, J. Geurts, L. Gross, U. Häkkinen, R. E. Leu, O. O'Donnell, C. Propper, F. Puffer, M. Rodriguez, G. Sundberg, and O. Winkelhake, "Income-related Inequalities in Health: Some International Comparisons", *Journal of Health Economics*, 1997, 16 (1), 93-112.
- [32] van Doorslaer, E., A. Wagstaff, H. van der Burg, T. Christiansen, D. De Graeve, I. Duchesne, U. Gerdtham, M. Gerfin, J. Geurts, L. Gross, U. Häkkinen, J. John, J. Klavus, R. E. Leu, B. Nolan, O. O'Donnell, C. Propper, F. Puffer, M. Schellhorn, G. Sundberg, and O. Winkelhake, "Equity in the Delivery of Health Care in Europe and the US", *Journal of Health Economics*, 2000, 19 (5), 553-583.
- [33] Wagstaff, A., M. Bilger, Z. Sajaia, and M. Lokshin. *Health Equity and Financial Protection*. Washington, D. C.: The World Bank, 2011.
- [34] Wagstaff, A., and E. van Doorslaer, "Equity in Health Care Finance and Delivery", *Handbook of Health Economics*, 2000, 11803-1862.
- [35] Wagstaff, A., E. van Doorslaer, and P. Paci, "Equity in the Finance and Delivery of Health Care: Some Tentative Cross-Country Comparisons", *Oxford Review of Economic Policy*, 1989, 5 (1), 89-112.
- [36] Wagstaff, A., E. van Doorslaer, and P. Paci, "On the Measurement of Horizontal Inequity in The Delivery of Health Care", *Journal of Health Economics*, 1991, 10 (2), 169-205.
- [37] 王翌秋, "新型农村合作医疗制度的公平与受益: 对760户农民家庭调查", 《改革》, 2011年第3期, 第73—81页。
- [38] 解垚, "与收入相关的健康及医疗服务利用不平等研究", 《经济研究》, 2009年第2期, 第92—105页。
- [39] 姚奕、陈仪、陈聿良, "我国基本医疗保险住院服务受益公平性研究", 《中国卫生政策研究》, 2017年第3期, 第40—46页。
- [40] 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", 《经济研究》, 2016年第6期, 第172—185页。
- [41] 周忠良、高建民、张军胜, "我国基本医疗保障制度受益公平性分析", 《中国卫生经济》, 2013年第7期, 第21—23页。

Does China's Basic Medical Insurance System Promote Benefit Equity?

—Empirical Analysis Based on China Household Finance Survey

SHUANGHUA JIN* JIE YU

(Dongbei University of Finance and Economics)

RENHE TIAN

(Northwest University)

Abstract Using CHFS2013, we study the benefit of different basic medical insurance types and income groups. We find that the income redistribution effect of China's basic medical insurance system is negative, and the medical expenditure and reimbursement of low-income groups with poorer health are significantly lower. However, the reimbursement can partly narrow the expanded income gap due to medical expenditure. The adjustment effect is largest in Urban Employer Medical Insurance, followed by Urban Resident Medical Insurance, and smallest in New Rural Cooperative Medical System. Finally, we discuss how to improve the equity of basic medical insurance system.

Key Words basic medical insurance system, benefit equity, income redistribution

JEL Classification H23, H51, I18

* Corresponding Author: Shuanghua Jin, School of Public Finance and Taxation, Dongbei University of Finance and Economics, 217 # Jianshan Street, Shahekou District, Dalian, Liaoning, 116025, China; Tel: 86-13998517189; E-mail: jinsc007@sina.com.