

# 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

马超，曲兆鹏，宋泽

**[摘要]** 本文借鉴机会平等理论构建了一个可用于分析城乡医保统筹问题的理论框架,从理论上和实证上阐述了事前补偿原则与事后补偿原则的联系和冲突,并对现有文献进行了评述和归纳;随后,利用2014年全国流动人口动态监测数据,分析了农业户籍流动人口在医疗保健方面面临的机会不平等。结果显示:在事前补偿原则下,参加新农合的农业户籍流动人口面临显著的由户籍造成的机会不平等,而参加统筹医保的则不显著;在事后补偿原则下,无论参加新农合还是统筹医保,农业户籍流动人口面临的机会不平等均显著,且公正缺口数值很大。这体现了事前补偿原则与事后补偿原则的冲突。在此基础上,本文采用匹配双差分的方法进一步考察城乡医保统筹政策是否有效缓解了由户籍造成的机会不平等。结果显示:从事前角度看,医保统筹政策对缓解机会不平等有显著作用,而从事后角度则没有发现显著的效果。这从政策效果角度反映了事前事后原则的冲突。考虑到中国现行医保统筹政策导向更多是基于事前补偿思想,而事后补偿思想反映了更为本质的机会平等,因此,本研究对医保统筹的顶层设计具有借鉴意义。

**[关键词]** 机会平等；医疗保健；公平；城乡医保统筹；流动人口

**[中图分类号]**F126 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2018)02-0100-18

## 一、引言

中国共产党第十九次全国代表大会报告中指出“要完善国民健康政策,为人民群众提供全方位全周期健康服务”。基本医疗保险是社会保障体系的重要组成部分,是保障与改善居民健康状况、维

**[收稿日期]** 2017-10-23

**[基金项目]** 国家自然科学基金青年项目“‘二保合一’背景下城乡医保一体化理论构建、制度评估及对策研究——基于选择性平等框架下的分析”(批准号71603046);国家社会科学基金青年项目“新世纪我国农民工消费研究”(批准号13CJY091);江苏省自然科学基金青年项目“城乡医保统筹对农村老年居民医疗服务利用公平性的影响”(批准号BK20150646)。

**[作者简介]** 马超,东南大学公共卫生学院讲师,耶鲁大学公共卫生学院博士后,管理学博士;曲兆鹏,南京大学商学院副教授,经济学博士;宋泽,北京大学国家发展研究院博士后,经济学博士。通讯作者:马超,电子邮箱:machao@seu.edu.cn。本文感谢耶鲁大学Roemer教授、陈希助理教授、南京大学顾海教授的指导,感谢耶鲁大学公共卫生学院健康政策系双周Workshop中各位同仁的建议。此外,本文还在上海青年经济学家联谊会(YESS)、首届中华人民共和国国家卫生和计划生育委员会(简称国家卫计委)“全国流动人口健康与发展论坛”、货殖365研讨会、中国留欧留英经济学年会中报告,感谢众多与会者的建议。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

护社会公平的基本保障制度。然而,由于历史沿革及制度设计缺陷,中国医疗保险制度呈现城乡分割、群体分割的“碎片化”(郑秉文,2009)。农村户口的医疗保险保障水平较低,导致疾病风险分担不足,医保体系的公平正义受损。

人口向中心城市和沿海地区流动和聚集是中国经济社会的发展趋势。国家卫计委数据显示,截至2014年底中国流动人口已达2.4亿<sup>①</sup>。流动人口在城市中的工作和生活条件相对更差,且由于户籍限制导致对医疗保险的需求与受到的保障水平存在巨大差距。部分研究显示,流动人口在受益水平上显著低于本地人口(周钦和刘国恩,2016),存在明显的不公平现象(刘志军等,2015)。

更严重的是,作为弱势中的弱势,持农业户口的流动人口正面临着“双重弱势”困境。以往研究要么针对城乡户籍之间的不公平,要么针对流动人口与本地人口之间的不公平,而忽略了单独考察“双重弱势”中的第二重弱势问题,即农业流动人口与非农流动人口相比的弱势。现行医保制度强化了第二重弱势:城镇职工医疗保险参保(后文简称城职保)与正式劳动合同挂钩。大部分流动人口,因无正式劳动合同,只能在来源地依据户籍分别参保新型农村合作医疗保险(简称新农合)和城镇居民医疗保险(简称城居保)(刘志军和王宏,2014)。新农合和城居保在待遇上存在较大差距(郑秉文,2009)<sup>②</sup>。因此在流入地,流动人口由于户籍不同将面临有差别的医保政策,受到不公平医疗待遇。此外,因异地参保,流动人口报销时更为麻烦(梁金刚和仇雨临,2014),特别是不在同一统筹区域的情况。由于新农合为县级统筹(低层次),流动的新农合参保者很难获得报销,而城居保的统筹层次相对更高,这也会使得农业流动人口在医疗保健方面更为不利。农业流动人口医疗的“第二重弱势”问题目前鲜有研究,而本文将探讨农业流动人口与非农流动人口之间医疗服务的公平性,这是本研究的第一个贡献。

为破除医疗保障的户籍分割,政府开始大力推行城乡医保统筹计划<sup>③</sup>。该计划通过打破户籍限制,使原本参合新农合的农村居民和参合城居保的城镇居民,统一参加并轨管理的城乡居民医疗保险(后文简称统筹医保),以此来解决医疗领域的城乡二元分割问题。显然,医保统筹制度的出台正是聚焦于户籍分割造成的医疗卫生上的不公平,但目前并没有明确的理论框架。本文试图将Roemer机会平等理论与医保统筹政策相结合,为医保统筹的具体政策制定提供理论指导。作为一位马克思主义者,Roemer开创的机会平等理论对于中国的公平性问题有着很强的借鉴价值。本文分别阐述了机会平等鼓励和补偿原则在分析统筹问题时的利弊,并进一步阐述事前补偿原则和事后补偿原则的冲突,这点很容易被政策制定者忽视,从而有可能在实践中走弯路。本文的实证结论也展示了这一冲突,这给政策制定者起到了提示作用<sup>④</sup>。因此,本文不仅可以加深对流动人口医疗保健机会平等的理解,也能从机会公平的理论高度上,对中国的医疗改革实践进一步加以总结,这是本研究的第二个边际贡献。

① 流动人口是指户口在原户籍地,本人在流入地生活一个月及以上的人口,按照户籍性质可以分为农业流动人口与非农流动人口。

② 例如,有研究表明新农合并没有显著降低自付医疗费用(如Wagstaff et al.,2009;Lei and Lin,2009)。

③ 2016年1月12日国务院发布《关于整合城乡居民基本医疗保险制度的意见》,明确提出各城乡统筹试点地区在2016年年底前出台城居保与新农合“二保合一”的具体实施方案。如2016年6月人力资源和社会保障部(简称人社部)发布的第56号文明确指出,要发挥医保在医改中的基础性作用,重点推进城乡医保统筹。在新出台的人社部“十三五”规划中也写到“建立统一的城乡居民基本医疗保险制度”。

④ 马超等(2017a)阐述了机会平等里鼓励原则与补偿原则的冲突,并论证了在我国医疗领域,应优先采用补偿原则思想。但在实践中,补偿原则还分为事前补偿和事后补偿,这两者的冲突目前尚未引起重视。

上文分别从现实背景和理论方面阐述了边际贡献。除此之外,本文还在具体实证策略的总结与评述方面有一定贡献。本文按照事前原则对事后原则、鼓励原则对补偿原则的四分维度,梳理以往研究之间的原则界限,为后续研究提供清晰的脉络。

综上,本文的核心工作在于:首先借鉴 Roemer 机会平等理论构建分析医保统筹问题的理论框架,并以此讨论事前补偿与事后补偿原则的冲突。然后本文利用 2014 年全国流动人口卫生计生动态监测数据,定量分析了非农流动人口与农业流动人口医疗保健的机会不平等。在此基础上,再分析医保统筹制度是否改善了这一不平等,从定量结果上再次反映事前补偿与事后补偿的冲突,以期为政策制定者提供有益借鉴。

后文结构如下:第二部分回顾相关文献、提出理论假说和实证方法,第三部分介绍数据与变量,第四部分是实证检验,第五部分为结语。

## 二、文献回顾、理论假说与实证方法

### 1. Roemer 机会平等理论与健康经济学

在 Rawls(1971)正义论的基础上,Roemer(1998,2002,2012)系统地论述了机会平等理论。即一个人的“优势”(Advantage)由两方面因素导致:将自己不可控的因素称为“环境”(Circumstance,记为  $c$ ),将自己可控的因素称为“努力”(Effort,记为  $e$ )。由“环境”因素而导致个体“优势”上的不平等,是不合理的;由“努力”因素导致个体“优势”的不平等,是合理的。“补偿”由环境造成的不平等,“鼓励”由努力造成的不平等,这就是“补偿原则”与“鼓励原则”的思想。

机会平等理论被越来越多地运用到了健康领域(Rosa Dias and Jones,2007)。大部分研究用个体健康水平或对医疗资源的占用作为个体的“优势”,“环境”因素为造成健康不平等的不合理因素(如种族、父母社会经济地位等),“努力”是造成健康不平等的合理因素(如个体生活习惯等)。在这些研究中,有的度量一国国内机会不平等的程度(如 Rosa Dias,2009;Rosa Dias,2010;Jusot et al.,2013;马超等,2014),有的度量两个群体间的机会不平等程度(如马超等,2017a),有的探讨造成机会不平等的因素(如 Trannoy et al.,2010a;Trannoy et al.,2010b),有的研究面对某特定状况(如死亡)时的机会不平等(如 Balia and Jones,2011;Garcia-Gomez et al.,2015),还有的研究定量分析了某项政策对医疗机会平等的作用(如马超等,2016;马超等,2017b)<sup>①</sup>。目前尚无研究专门考察流动人口医疗服务的机会不平等情况,本文提供了中国流动人口医疗保健机会不平等的代表性证据。

### 2. 直接—间接标准化与鼓励—补偿原则

上文简单介绍了机会平等理论及其在健康经济学领域的运用,但在实证研究中,理论原则之间的不一致容易被研究者忽略。具体说,从计量方法上看,为直接标准化与间接标准化的冲突;从机会平等经济哲学角度看,为鼓励原则与补偿原则的冲突。

(1)直接标准化对间接标准化。想要深刻了解医疗保健机会不平等的实质性不公平,关键在于对表面的数据进行矫正。Wagstaff and van Doorslaer(2000)从计量的角度提出了两种方法,设医疗保健支出  $hc$  是  $c$  和  $e$  的函数,即  $hc_i=f(c_i, e_i)$ ,其中, $c$  代表造成  $hc$  不平等的不合理因素(如户口、医保), $e$  代表造成  $hc$  不平等的合理因素(如医疗需要)。由于合理因素  $e$  和不合理因素  $c$  的交织,在计算  $hc$  的不公平时需要矫正。直接标准化是给定所有人有同样的  $\tilde{e}$ ,医疗保健为  $\tilde{hc}_i=f(c_i, \tilde{e}_i)$ ,直接

<sup>①</sup> 不过上述两项研究采用的是中国健康与养老追踪调查(Charls)两省数据和江苏省 3 地数据,缺乏全国代表性。

本研究不仅度量了群体间的机会不平等程度,还考察了医保统筹政策对机会不平等程度的作用,并给出了具有全国代表性的证据。此外,上述文献的具体结论本文不再展开介绍,有兴趣的读者可参考马超等(2017a)。

计算  $\tilde{hc}_i$  的不平等程度(如基尼系数、集中指数等),这代表了由全部不合理因素造成实质的不公平。间接标准化是给定所有人有同样的  $\tilde{c}$ ,然后计算  $\tilde{hc}_i=f(\tilde{c}_i, e_i)$  的不平等程度,该不平等代表合理的不平等, $f(\tilde{c}_i, e_i)-f(c_i, e_i)$  为实质性的不公平程度。

(2)鼓励原则对补偿原则。从机会平等哲学理念的角度来看,鼓励原则是指鼓励由  $e$  造成的  $hc$  不平等,即  $hc$  的不平等由  $e$  的不同造成。因此在度量机会不平等时首先需要剔除  $e$  的影响(Fleurbaey and Schokkaert,2009)。通常的做法是给定一个  $e$ ,然后计算给定  $e$  之后  $hc$  的不平等程度,这与上面提到的直接标准化做法一致,在经济哲学领域被称为直接不公正(Direct Unfairness)。

从机会平等另一个维度看,补偿原则是指补偿由  $c$  造成的  $hc$  不平等。即对于同样的  $e$ ,无论  $c$  如何,都得到同样的  $hc$ ,若  $hc$  不同,则需对其补偿。通常在度量时,先给定一个“理想”的  $c^*$ ,保持  $e$  不变时理想的  $hc_i^*=f(c^*, e_i)$ ,机会不平等定义为  $hc_i^*-hc_i$ ,这为公正缺口(Fairness Gap)。这一处理与上述间接标准化一致(Fleurbaey and Schokkaert,2011)。

直接标准化和间接标准化计算结果会完全不同,同样,鼓励原则和补偿原则在理念看似一致,但在衡量机会不平等时会造成冲突。直接不公正可能不满足补偿原则:因为即便所有矫正后的  $\tilde{hc}_i$  完全平等(直接不公正为 0),也只能保证在该给定的  $e$  的情况下所有的  $\tilde{hc}_i$  相等,而不能保证任一给定的  $e$  都有相同的  $hc$ 。公正缺口满足补偿原则,但通常不满足鼓励原则:因为公正缺口  $f(c^*, e_i)-f(c_i, e_i)$  会受不同  $e_i$  取值的影响。只有在  $c, e$  独立,  $f(c_i, e_i)$  为  $f(c_i)+f(e_i)$  时,上述两类方法才会相同。

本文更倾向于补偿原则,因为补偿原则强调如何对劣势人群的不公平进行矫正,鼓励原则强调根据不同医疗需要在个体间分配资源,这也与健康经济学中的水平公平思想一致,因此后文将着重分析补偿原则。

### 3. 事前(Ex-ante)补偿对事后(Ex-post)补偿

上述补偿原则与鼓励原则是在理想状况下从理论上进行的界定。然而 Fleurbaey and Peragine (2012)指出,在实践中政府通常会在没有努力信息时(或不管努力信息)直接对差环境下的个体进行补偿,称为事前(Ex-ante)补偿;在知道个体努力信息之后,对同等努力下因环境不同而处于劣势的个体进行补偿,称之为事后(Ex-post)补偿。

具体而言,按照 Ramos and Van de Gaer(2016)的定义,设有  $n$  个个体,集合为  $N=\{1, 2, \dots, n\}$ ,对于个体  $k \in N$ ,有  $hc_k \in R_{++}$ ,  $hc$  完全由  $c, e$  决定。假设总共有  $t^e$  种环境,记为  $p \in \{1, \dots, t^e\}$ ;设有  $t^v$  种环境,记为  $q \in \{1, \dots, t^v\}$ 。因此,社会总医疗保健支出  $HC$  的矩阵形式为  $HC=[HC_{pq}] \in R_{++}^{t^e \times t^v}$ 。事前补偿定义为:对于所有  $HC, HC' \in R_{++}^{t^e \times t^v}$ ,如果:①存在  $p, v$ ,对于所有  $q \in \{1, \dots, t^v\}$ ,  $HC_{pq} \geq HC_{vq}$ ;②存在  $q, u \in \{1, \dots, t^v\}$  时,  $HC'_{pq} > HC_{pq}$ ,且  $HC_{vu} > HC'_{vu}$ ,对于所有  $ab \notin \{pq, vu\}$ ,若  $HC'_{ab} = HC_{ab}$ ,则  $HC > HC'$ 。条件①表明环境  $p$  好于环境  $v$ ;条件②表明相比于  $HC, HC'$  在环境  $p$  和  $v$  之间更不平等。满足这两个条件时,一个按照事前补偿原则的社会更偏好  $HC$ 。

事后补偿定义为:对于所有  $HC, HC' \in R_{++}^{t^e \times t^v}$ ,如果存在  $HC'_{pq} \geq HC_{pq} \geq HC_{vq} \geq HC'_{vq}$ ,且对于所有  $ab \notin \{pq, vq\}$ ,若  $HC'_{ab} = HC_{ab}$ ,则  $HC > HC'$ (Ramos and Van de Gaer,2016)。即事后补偿原则表明,同样的  $e$  下,社会偏好更平等的  $HC$ 。具体而言,事前补偿原则为:社会上存在明确的好环境和差环境,无需根据个体努力的差异,补偿差环境的个体;事后补偿原则为:在得知个体的努力之后,补偿相同  $e$  下因  $c$  不同而处于劣势的个体,尽可能使得同等  $e$  有同等  $hc$ 。

综上所述,Fleurbaey and Schokkaert(2009)界定的补偿原则和鼓励原则,实际上为事后原则。在机会平等文献中,衡量机会平等多采用事后原则。事后补偿原则实现的是更理想情况下的机会平等,而事前补偿原则是实践中大多数平等性政策的做法。Fleurbaey and Peragine(2012)指出,事后补偿和事前补偿同样存在冲突,本研究将在后文通过城乡统筹具体说明。本研究提出:

假说 1a:事前补偿原则与事后补偿原则在计算流动人口医疗保健的机会不平等时,会存在冲突。

#### 4. 对机会不平等的实证度量方法

(1)鼓励原则下的机会不平等。按照直接标准化,只要给定 $\tilde{e}$ ,可直接计算 $f(c_i, \tilde{e}_i)$ 的不平等程度。Rosa Dias(2009)在计算英国人健康的机会不平等时,先对(1)式回归。

$$h_i = \alpha_i + \beta c_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

然后计算出 $h_i$ 的拟合值 $\hat{h}_i$ ,用 $\hat{h}_i$ 的基尼系数 $G(\hat{h}_i)$ 衡量健康的机会不平等。这符合鼓励原则下的直接不公正,因为(1)式中给定的 $\tilde{e}$ 为 0。由于不需要 $e$ 的信息,从事前事后的角度来看,这符合事前鼓励原则。如果在(1)式中加入给定的 $\tilde{e}_i$ (例如 $e$ 的均值,或者某个特定群体的 $e$ ),再计算 $G(\hat{h}_i)$ ,则符合事后鼓励原则。

Trannoy et al.(2010a)采用了类似的方法计算法国的健康机会不平等,他们用(1)式作为基准回归,随后不断加入一些 $e$ 变量,用类似渠道分析(Path Analysis)的方式逐步考察 $c$ 对 $e$ 的偏效应。因此,Trannoy et al.(2010a)可以看做是从事前鼓励逐渐转向到事后鼓励。

本研究主要考察户籍与医保双重分割带来的机会不平等。计算群体间机会不平等时, $c$ 代表群体分割变量(Fleurbaey and Schokkaert,2011),即户籍和医保类型; $e$ 代表其他影响医疗保健的因素;被解释变量为本文关注变量 $hc$ 。本研究分别计算事前鼓励原则和事后鼓励原则下的机会不平等。由于在回归时两原则所包含的信息不同,会导致计算的基尼系数存在差异,因此本研究提出:

假说 1b:事前鼓励原则与事后鼓励原则在计算流动人口医疗保健的机会不平等时,也会存在差异。

(2)事前补偿原则下的机会不平等。补偿原则下度量机会不平等,是构造个体在理想环境下的 $f(c^*, e_i)$ ,减去实际值 $f(c_i, e_i)$ ,计算出公正缺口。在事前补偿原则下,由于无需 $e$ 的信息,假设“城镇户口+统筹医保”为理想环境,参保统筹医保农业流动人口面对的公正缺口为:假设其他特征不变,户口变成城镇户口所占用的医疗保健 $hc_i^*$ ,减去他们实际占用的医疗保健 $hc_i$ 。同样的思路计算“城镇户口+城居保”与“农村户口+新农合”之间的机会不平等。

(3)事后补偿原则下的机会不平等。计算事后补偿原则下“城镇户口+统筹医保”与“农村户口+统筹医保”之间的机会不平等,医疗保健水平方程的线性形式为:

$$hc_i = \alpha_i + \beta c_i + (\gamma + \mu c_i) e_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

$c$ 为户籍(1为城镇户口,0为农村户口), $e$ 为流动人口其余特征变量, $\beta$ 为户籍间 $hc$ 截距上的差异, $\mu$ 为户籍间 $hc$ 斜率上的差异(Fleurbaey and Schokkaert,2011;马超等,2017a)。假设“城镇户口+统筹医保”为理想环境, $hc_i^* = f(c^*, e_i)$ 为个体其他因素不变条件下,户籍为城镇时的医疗保健水平。假设非农流动人口的实际医疗保健 $hc_i$ 与理想环境下的医疗保健 $hc_i^*$ 相等,公正缺口 $hc_i^* - hc_i$ 为其他因素不变条件下,农业流动人口的户籍变为城镇的医疗保健,减去他们实际的医疗保健,即:

$$f.g_{\cdot R_i} = hc_{R_i}^* - hc_{R_i} = \hat{\beta} + \hat{\mu} e_{R_i} \quad (3)$$

其中,下标  $R$  代表农业流动人口,  $\hat{\beta}$ 、 $\hat{\mu}$  为(2)式参数的估计值,  $f.g_{\cdot R_i}$  就代表户口造成的公正缺口。根据同样的处理,计算事后补偿原则下的“城镇户口+城居保”与“农村户口+新农合”之间的机会不平等。

(3)式显示,公正缺口取决于城乡居民边际效应之差。假设医疗保健水平只受收入影响,城乡收入的边际效应分别为 0.2 和 0.1,则收入为 3000 元的农业流动人口会占用 300 元医疗资源,如果农业流动人口假设为城镇户口,这将会占用 600 元医疗资源,而 300 元的差额是机会不平等。事前补偿原则忽略了由协变量边际效应造成的差异,而事后补偿原则并没有。

需要注意的是, Roemer(1998)强调了“偏环境效应”(Partial Circumstance),即一个人的“努力”受“环境”因素的影响很大,社会应对“环境”因素承担责任,需要考虑“环境”对“努力”的偏效应,即户籍差异除了影响边际效应外,同样会对收入等其他因素产生影响。因此, Roemer 提出,社会应根据人们在所属“环境”中的相对努力程度(Degree)来分配资源,而不是他们的绝对努力水平(Level)。假设收入 3000 元是农业流动人口收入的中位数,非农流动人口的收入中位数为 5000 元, Roemer 认为处在同一收入分布上的个体付出了同样的努力程度(Degree),个体在分布上的差异是社会的责任,而不是该环境下个体的责任。因此,应该用收入 3000 元(医疗保健支出  $3000 \times 0.1 = 300$ )的农业流动人口和收入 5000 元(医疗保健支出  $5000 \times 0.2 = 1000$ )的非农流动人口进行比较,两者医疗保健上 700 元差距为机会不平等,这被 Ramos and Van de Gear(2016)称为 RIA 识别方法(Roemer Identification Assumption)。

借鉴 Fleurbaey and Schokkaert(2011),本文将努力变量  $e$  进一步分为  $e^1$  和  $e^2$  两类,  $e^1$  代表政策法规、医保制度和社会经济地位,  $e^2$  代表个体就医需要等。由户籍差异造成  $e^1$  分布上的差异并进一步导致医疗保健上的差异,也被视为不公正。因此,本文在建立方程时采用了 RIA 思想,用城乡居民在所在户籍内部的分位数  $\pi^1$  替换相应变量实际值  $e^1$ ,如(4)式:

$$hc_i = \alpha_i + \beta c_i + (\gamma + \mu c_i) \pi_i^1 + (\nu + \omega c_i) e_i^2 + \varepsilon_i \quad (4)$$

因此,RIA 思想下的公正缺口如(5)式:

$$R.f.g_{\cdot R_i} = \hat{\beta} + \hat{\mu} \pi_{R_i}^1 + \hat{\omega} e_{R_i}^2 \quad (5)$$

$\hat{\beta}$ 、 $\hat{\mu}$ 、 $\hat{\omega}$  为(4)式参数的估计值,  $R.f.g_{\cdot R_i}$  代表机会不平等。在计算  $\pi$  时,当  $e^1$  是连续型变量时,可以直接计算其在城镇或农村样本中的分位数;当  $e^1$  是离散型变量时,先通过 Ordered Probit 模型回归,再通过线性预测将其转化为连续型数值,从而确定分位数  $\pi$ (Doorslaer and Jones, 2003)。

通过前文介绍,事后补偿原则是比事前补偿原则更苛刻的哲学思想,在事后补偿原则下计算的机会不平等会更大。因此,本文提出:

假说 2:事后补偿原则下的机会不平等数值会更大。

## 5. 城乡医保统筹与补偿原则

目前对统筹城乡医疗保障制度的界定,基本按事前补偿的思想。例如,王保真等(2009)将城乡医保统筹界定为“将城乡居民都纳入到统一的基本医保制度框架和体系内,打破城乡壁垒二元结构的户籍限制、身份地位等人为因素造成的种种待遇差别”;苗艳青和王禄生(2010)认为医保统筹制度的主要任务是衔接城居保和新农合两种制度,做到城乡并轨;雷海潮(2011)将医保统筹定义为“从根本上打破以城乡居民身份来圈定医疗保障待遇的格局”。

由此可以发现,城乡医保统筹的思路在于:首先认定城乡医保统筹目的在于打破户籍分割带来的医保分隔,虽然城镇户籍显然优于农村户籍,但无需加入每个个体的努力信息直接对农村户口进行“补偿”,使之与城镇户口个体享有同样的医保待遇。目前,中国医保统筹采用的是事前补偿原则的思路,而事前补偿与事后补偿存在冲突(Fleurbaey and Peragine,2012),本文参照Ramos and Van de Gaer(2016)收入分配的例子,通过举例进行直观说明:

按照户口和是否“统筹”可以把 $c$ 分成4类:城镇户口+统筹医保、城镇户口+城居保、农村户口+统筹医保、农村户口+新农合。简化起见,假设按照 $e$ 只分成2类,高医疗需要、低医疗需要。如表1,表中数字代表 $hc$ 。

**表1** 事前补偿与事后补偿在城乡统筹中的冲突

	Panel A		Panel B	
	高 $e$	低 $e$	高 $e$	低 $e$
城镇户口+城居保	21	15	20	15
农村户口+新农合	15	9	15	10
城镇户口+统筹医保	30	7	30	6
农村户口+统筹医保	24	1	25	1

按照事前补偿原则的思想(社会上存在明确的好环境和差环境,然后补偿差环境的个体,无需知道每个个体的努力),B要优于A,原因在于:无论是统筹医保还是非统筹医保,B都比A拉近了城镇户口与农村户口之间的距离<sup>①</sup>。

但按照事后补偿原则的思想,A要优于B。原因在于:事后补偿原则要求,同等 $e$ 要对应同等 $hc$ ,或者说同等 $e$ 的情况下偏好 $hc$ 更平等。对于高 $e$ 来说,A的 $hc$ 更加平等;对于低 $e$ 来说,则A的 $hc$ 更加平等<sup>②</sup>。

因此,这个简单的例子反映了事前补偿原则和事后补偿原则在城乡统筹中可能存在冲突。同时可以推测,由于事前补偿是医保统筹实践中最直观最常见的思路,因此,医保统筹的政策效果在事前原则下度量会显得更好。反之,考虑到事前事后原则存在冲突,医保统筹并不是按照事后原则进行实施的,因此,医保统筹的政策效果在事后原则下度量可能就没有效果。由此,本文提出:

**假说3:**按事前补偿原则度量的城乡医保统筹的政策效果会更好,按事后补偿原则度量的政策效果可能不显著。

从上文可以发现,不同理念下的结论可能有冲突,后文将通过实证进行验证,这将帮助理解城乡医保统筹及政策推进。同时,本文在Ramos and Van de Gaer(2016)基础上,增加了一些中国的或健康领域的文献,对机会平等研究进行了梳理,具体如表2。

<sup>①</sup> 以统筹医保为例,表1B中,城镇 $hc$ 和农村 $hc$ 分别为36和26,表1A分别为37和25。同样,以非统筹医保为例,表1B中,城镇 $hc$ 和农村 $hc$ 分别为35和25,表1A分别为36和24。城镇是好环境,农村是差环境,从表1A变成表1B,相当于城镇补偿了农村1个单位 $hc$ 。

<sup>②</sup> 如对于低 $e$ ,表1A是15、9、7、1,表1B是15、10、6、1。表1A的4个值更加平等。

表 2

对机会平等实证文献的归纳

		事前	事后
直接标准化	鼓励原则	马超等(2014) <sup>H,C</sup> Rosa Dias(2009) <sup>H</sup> Trannoy et al.(2010a) <sup>H</sup> Zhang and Eriksson(2010) <sup>C</sup> Aaberge et al.(2011) Ferreira and Gignoux(2011) 本文 <sup>HRTC</sup>	胡鞍钢和魏星(2009) <sup>RC</sup> 江求川等(2014) <sup>RC</sup> 赵广川等(2015) <sup>H,C</sup> 龚峰等(2017) <sup>RC</sup> Roemer(1993) <sup>R</sup> Trannoy et al.(2010a) <sup>H</sup> Aaberge et al.(2011) Jusot et al.(2013) <sup>HR</sup> Garcia-Gomez et al.(2015) <sup>H</sup> 本文 <sup>HRTC</sup>
间接标准化	补偿原则	Checchi and Peragine(2010) 本文 <sup>HRTC</sup>	马超等(2016) <sup>H,TC</sup> 马超等(2017a) <sup>H,RC</sup> 马超等(2017b) <sup>HRTC</sup> Bourguignon et al.(2007) Checchi and Peragine(2010) Jusot et al.(2013) <sup>HR</sup> 本文 <sup>HRTC</sup>

注:上标 H 代表健康方面的研究,T 代表有关城乡医保统筹,R 代表在计算中用了 Roemer RIA 思想,C 代表来自中国的证据。

### 三、数据与变量

本研究使用全国流动人口卫生计生动态监测调查数据。该数据由国家卫计委负责实施调研,在全国 31 个省份和新疆建设兵团按历年人口年报数据为基本抽样框,采取分层、多阶段、与规模成比例的 PPS 方法进行抽样,对在流入地居住了一个月以上非本区县户口的 15—59 周岁流入人口进行调研。数据涵盖了家庭人口学基本信息、流动与就业特征、基本医疗卫生服务等。目前已经公布了 2009—2015 年每年的数据,样本量大,数据具有代表性。

本文采用流动人口动态监测调查数据的原因在于:本研究主旨是考察流动人口户籍分割、制度分割造成医疗保健的机会不平等,并讨论城乡医保统筹是否有效促进机会的平等。因此流动人口监测数据非常符合本文的要求。首先该数据是一套专门针对流动人口的数据,并且在 2014 年问卷中包含了是否参合统筹医疗保险这个问题。而国内其他针对流动人口的数据比如中国城乡移民调查(RUMiC),没有医保统筹方面的问题,因此本文无法采用。此外,流动人口监测数据样本量大,2014 年有超过 19 万个个体,符合度量机会平等需要大样本量的特性(Rosa Dias,2009)。2013 年及以前的数据没有关于是否统筹的信息,2015 年数据缺少医疗保健的信息,因此本文仅采用 2014 年截面数据。

不过本文使用的数据也有一定的局限性:调研没有公布流入地的社区数据,因此只能使用个体信息,而无法控制社区层面的变量,更无法通过社区层面变量作工具变量去进行因果推断;同时也缺乏个体来源地的信息,统筹医保、新农合和城居保都是属地原则,即个体按照户籍地所在县参合医保,但本数据只能知道个体来源于哪个省而没有更进一步的市县信息,因此无法知道当地医保的具体政策信息,而只能知道个体所在户籍地是否开展了医保统筹。此外,该数据缺乏个体疾病信息,

因此,无法控制个体就医需要,只能通过住院原因变量加以控制。

具体而言,本文因变量为最近一次住院花费。在以往文献中,住院信息是衡量医疗保健利用的有效代理变量(解垩,2009;齐良书和李子奈,2011)。自变量  $c$  为户籍和医保种类; $e^1$  具体包括:受教育情况、家庭人均收入、报销额、工作信息; $e^2$  具体包括:年龄、性别、民族、婚姻状况、流入时间、家庭规模、是否有养老金、住院原因。

本研究选取出参合了新农合、城居保或统筹医保的个体,剔除缺失值,得到 141799 个样本。其中,农村户口 129409 个(新农合 122444 个,统筹 6965 个),城镇户口 12390 个(城居保 6050 个,统筹 6340 个),农业流动人口住院费用均值为 242.77 元,非农流动人口的均值为 278.88 元,城镇户口明显高于农村户口,这反映了户籍分割导致流动人口医疗保健上的不平等。再按照医保制度分割将样本分为参合新农合的农业流动人口、参合统筹医保的农业流动人口、参合城居保的非农流动人口、参合统筹医保的非农流动人口,具体变量的描述信息见表 3。这里有两点值得注意:统筹制度极大提升了农业流动人口的医疗保健支出(新农合均值为 238.69 元,参加统筹医保的均值为 314.54 元),对于非农流动人口,城居保和统筹差距不大(分别为 280.74 和 277.11 元)。因为医保统筹通常采用“就高不就低”的方式,即让新农合向城居保“看齐”,然后统一成同一种医保。因此统筹后,对非农户口影响不大,而对农业户口影响大。此外,农业流动人口的医疗费用超过了非农流动人口,可能的原因是农业流动人口由于有更高的医疗需要等原因本该花更多钱,直到统筹之后才释放这部分医疗需求,因此花费比非农流动人口还要多。

其他关键变量上,家庭人均收入、教育水平平均显示城镇户口明显优于农村户口;报销额农村户口统筹医保的最多、新农合最少,这可能是因为医保统筹后释放了农业流动人口的医疗需求。不过,变量描述信息仅给读者提供一个直观印象,具体户籍分割带来了多少就医的机会不平等,医保统筹是否有效促进了就医机会平等,事前事后原则在医保统筹问题上是否有冲突等一系列问题,需要后文更为严格的实证分析。

## 四、实证检验

### 1. Heckman 模型

在进行机会平等分解之前,本文首先进行回归分析,以考察流动人口在医疗保健方面的影响因素,给读者一个直观印象。因变量住院费用有很多 0 值,是否住院是个体自选择行为。如果把 0 值全去掉后用普通最小二乘(OLS)直接进行回归显然不妥,因为医疗保健指标要反映整体情况,去不去住院本身也是医疗保健的一方面。因此,本文采用 Heckman 两步法进行估计,结果如表 4。

第(1)列是 Heckman 模型的选择方程,因变量为是否住院,可以发现,户口和是否统筹对于住院的选择并不显著。因为住院通常是大病,是否选择住院更多是根据身体状况的被动结果。流动人口医疗上的户籍分割可能更多体现在医疗支出上。在第一步中,本文除第二步中的控制变量外,额外加入了流入时间和是否打算长期居住流入地作为排他性条件。因为,流入时间越长可能越适应当地环境从而减少住院的可能性,也可能因为熟悉了当地的医院和医疗流程而增加住院可能性;有长期居住流入地意愿的人生病更有可能在本地住院治疗,而不是先扛着等以后回老家再说。即,这两个变量会与是否住院有联系,而在给定一系列控制变量后,该变量与在医院的实际花费关系较小,因此,本文用这两个变量作为 Heckman 选择方程的排他性条件,从而可以更准确地估计第二步方程。

第(2)列是经过样本选择调整后住院支出的决定方程,可以发现,住院医疗支出与城镇户口有

表3

描述统计

变量	农业流动人口				非农流动人口			
	新农合		统筹		城居保		统筹	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
住院费用(元)	238.6902	2835.4674	314.5426	4628.3190	280.7382	3241.6704	277.1061	2680.3932
家庭人均收入(元)	2450.3991	2564.1973	2491.1349	4740.2354	3064.6291	4082.6888	3341.0492	25718.2801
受教育程度(%)								
未上过学	1.8001		1.5438		0.4328		1.2921	
小学	14.5723		14.4583		3.9318		6.5489	
初中	59.9729		55.2823		34.1317		40.2538	
高中	18.4285		20.7025		33.2565		29.0541	
大学专科	4.3208		6.0301		19.2889		15.9759	
大学本科	0.8845		1.9137		8.6136		6.4427	
研究生	0.0209		0.0693		0.3447		0.4325	
报销额(元)	69.9102	1118.1743	94.7314	1168.8936	83.2002	1560.9092	70.8119	901.2046
职业(%)								
无业	12.5115		15.1939		17.2589		14.2080	
单位负责人、专业技术员	3.6125		4.5548		5.6725		7.2226	
公务员、办事员	0.3158		0.5681		0.8790		1.2836	
商业、服务人员	56.1348		49.403		63.8179		58.1663	
农林牧渔、生产建筑运输人员	24.4716		26.5702		9.7417		16.2028	
其他	2.9538		3.7100		2.6301		2.9167	
单位性质(%)								
无单位	12.5115		15.1939		17.2589		14.2080	
机关事业单位	0.6337		1.2146		1.4437		1.8032	
国有、集体企业	5.3317		11.9626		3.3352		5.7878	
个体工商户、私营企业	67.8101		59.0138		70.6601		67.9778	
外资、中外合资企业	2.0884		2.5076		1.1856		2.6153	
其他	11.6233		10.1105		6.1152		7.6135	
就业身份(%)								
无	12.5115		15.1939		17.2589		14.2080	
雇员	44.8132		40.7170		38.0808		45.1107	
雇主	8.0101		12.5178		12.6278		10.9870	
自营劳动者	33.3743		29.5557		30.4294		27.8513	
其他	1.2916		2.0170		1.6003		1.8489	
性别(1=女,0=男)	0.4120	0.4918	0.4267	0.4953	0.4524	0.4983	0.4312	0.4952
年龄	33.7822	9.4583	34.4090	9.7818	35.2503	9.5368	33.9473	9.1363

(续表 3)

变量	农业流动人口				非农流动人口			
	新农合		统筹		城居保		统筹	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
民族(1=汉族,0=其他)	0.9223	0.2682	0.9233	0.2668	0.9407	0.2359	0.9354	0.2460
婚姻(1=在婚,0=其他)	0.7879	0.4090	0.7814	0.4142	0.7459	0.4352	0.7622	0.4259
流入时间(年)	4.5022	4.6940	5.8413	5.5649	4.6623	4.6144	4.3220	4.4058
家庭规模	2.6263	1.1991	2.7391	1.1804	2.4224	1.0563	2.4410	1.1228
是否有养老金(1=是,0=否)	0.7634	0.4262	0.5613	0.4962	0.6751	0.4692	0.7092	0.4537
住院原因(%)								
无需要无住院	96.5402		96.7338		96.6702		96.0104	
疾病	0.7904		1.0329		0.7135		0.6930	
损伤中毒	0.1146		0.0276		0.1121		0.1286	
康复	0.0486		0.0430		0.0000		0.0222	
计划生育手术	0.0447		0.0442		0.0678		0.1104	
分娩	1.5479		1.1475		1.5365		1.9858	
其他	0.1068		0.0437		0.1003		0.1058	
有需要但没住院	0.8068		0.9273		0.8092		0.9479	
样本量	122444		6965		6050		6340	

表 4 Heckman 回归

	(1)	(2)
	是否住院	对数住院医疗支出
城镇户口	-0.0393 (0.0309)	0.2514*** (0.0693)
(对照组:农村户口)		
统筹医保	-0.0103 (0.0290)	0.0718 (0.0639)
(对照组:其他医保)		
城镇户口×统筹医保		-0.3356*** (0.1075)
流入时间(年)	-0.0047*** (0.0018)	
打算长期居住流入地	0.1142*** (0.0166)	
(对照组:不打算)		
样本量	141799	141799

注:\*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著, 括号内为稳健标准误。控制变量包括报销额、家庭人均收入、性别、教育、年龄、民族、是否有养老金、住院原因、职业、单位性质、就业身份、户籍所在地、流入地、流动范围。

显著正相关关系,表明流动人口在医疗资源的利用上存在严重的城乡户籍分割。为了分析医保统筹制度是否有效缓解了城乡分割,本文加入了户口和统筹医保的交互项,交互项前的系数显著为负,表明施行统筹医保与住院支出的户籍分割存在负相关。其他控制变量系数的符号和显著性也比较符合预期。由于表4的分析并不是本研究的重点,因此不再过多进行阐述。具体事前—事后机会不平等数值需要下文进一步分析。

## 2. 鼓励原则下的机会不平等

根据公式(1)计算事前鼓励原则下流动人口住院服务的机会不平等(表5)。第一列是直接用观测值计算出的住院费用的基尼系数 $G(hc_i)$ ,该值高达0.9825,是因为住院费用的特殊性,有约97%的人0花费,剩下住院的人会有高额花费。该值代表了结果上观测到的不平等,由于机会不平等考察的是 $c$ 造成的不平等,而 $G(hc_i)$ 包含了所有因素,因此 $G(hc_i)$ 代表了机会不平等的上限(Rosa Dias, 2009)。

第二列是用拟合值 $\widehat{hc}_i$ 计算的基尼系数 $G(\widehat{hc}_i)$ ,衡量了由 $c$ 造成的不平等,即由户籍和医保双重分割造成的不平等,反映了机会不平等的绝对程度,为0.0261。在算 $G(hc_i)$ 时包含了所有因素,算 $G(\widehat{hc}_i)$ 时只包含了 $c$ 的代理变量,因此认为 $G(\widehat{hc}_i)$ 代表了机会不平等的下限(Ferreira and Gignoux, 2011)。0.0261这个值过于低的原因在于公式(1)中 $c$ 只包含了户籍和医保类型,但户籍和医保还会通过影响其他变量而造成机会不平等,这在(1)式中被忽略,因此机会不平等的绝对数值过低。这与马超等(2014)的结果接近,他们发现户籍制度分割在解释医疗利用机会不平等的下限是0.0190。第三列 $G(\widehat{hc}_i)/G(hc_i)$ 代表了机会不平等的相对值。

考虑到包含所有个体计算的基尼系数过大,因此本文剔除了未住院个体重复了上述计算,代表结果不平等的基尼系数大幅下降,变为0.5376。但是机会不平等的绝对程度并未发生太大变化(从0.0261变为0.0256)。按照事后鼓励原则看,全部样本的机会不平等的绝对程度为0.9112;剔除未住院个体的机会不平等为0.4276。

**表5 鼓励原则下机会不平等的测度**

	结果不平等 $G(hc_i)$	机会不平等绝对程度 $G(\widehat{hc}_i)$	机会不平等相对程度 $G(\widehat{hc}_i)/G(hc_i)$	样本量
<b>事前鼓励</b>				
全部样本	0.9825	0.0261	0.0266	141799
剔除未住院样本	0.5376	0.0256	0.0476	4147
<b>事后鼓励</b>				
全部样本	0.9825	0.9112	0.9274	141799
剔除未住院样本	0.5376	0.4276	0.7954	4147

综上可以发现,事前鼓励原则下使用全部样本的机会不平等上界为0.9825,下界为0.0261;仅使用住院样本的机会不平等上界为0.5376,下界为0.0256。事前鼓励原则计算的上界过高,下界过低,使得结论没有参考价值。而事后鼓励原则则大大缩小了这一区间(下界分别提高到了0.9112和0.4276),说明引入更多的信息后,可以获得更精确的结果。这也验证了假说1b:事前鼓励原则与事

后鼓励原则在计算流动人口医疗保健的机会不平等时,会存在差异。

由于鼓励原则并不是本研究倾向的做法,只是为了文章结构的完整性而报告。因此不再做过多叙述,下文将从补偿原则角度重点分析流动人口医疗的机会不平等。

### 3. 补偿原则下的机会不平等

(1)事前补偿。如实证分析部分所述,按照公式(1)构造反事实,设“城镇户口+统筹医保”为理想的环境,对于持农村户口并参合了统筹医保的流动人口来说,用他们保持其他特征不变把户口变成城镇户口所占用的医疗保健  $hc_i^*$ ,减去他们实际占用的医疗保健  $hc_i$ ,就是公正缺口。同样的思路可以计算“城镇户口+城居保”与“农村户口+新农合”之间的公正缺口。结果见表 6 上半部分。

由于事前补偿原则仅基于户籍和医保信息构造反事实,因此“农村户口+新农合”在理想环境下的反事实  $hc_i^*$  等于“城镇户口+城居保”的  $hc_i$ ,“农村户口+统筹”在理想环境下的反事实  $hc_i^*$  等于“城镇户口+统筹”的  $hc_i$ ,这与描述统计中城镇户口的医疗利用数值一样。这也是为什么前文说在实践中一般平等性政策都可以认为是基于事前补偿的思想,因为都着眼于各群体的描述统计均值。

参合新农合的农业流动人口所面临的公正缺口为 42.05 元,在 1% 水平上显著,这说明如果换成城镇户口,将会多花费 42.05 元,这反映非统筹地区由户籍造成的医疗机会不平等。参合统筹医保的农业流动人口面临的公正缺口为 -37.44 元,并不显著。

(2)事后补偿。如前文所述,加入一系列  $e$  之后,保持  $e$  不变,仅通过改变  $c$  构造反事实,这就是事后补偿原则的思路,如公式(4)和(5)。这样计算的公正缺口结果如表 6 下半部分。

结果显示,事后补偿原则下,参合新农合的农业流动人口面临的公正缺口为 312.23 元,参合统筹医保的公正缺口为 340.22 元,均在 1% 水平上显著,且绝对数值比事前补偿原则下更大。这也验证了假说 1a 和假说 2;事前补偿原则与事后补偿原则在计算流动人口医疗保健的机会不平等时,会存在冲突;事后补偿原则下的机会不平等数值会更大。

**表 6 补偿原则下农业流动人口面临的机会不平等**

	$hc_i$	$hc_i^*$	Fairness Gap	样本量
事前补偿原则				
新农合	238.6901	280.7379	42.0478***	122444
统筹	314.5433	277.1061	-37.4372	6965
事后补偿原则				
新农合	238.6901	550.9181	312.2280***	122444
统筹	314.5433	654.7617	340.2186***	6965

造成前后冲突的原因,从定量分析的角度来看,因为信息集的不同,导致控制变量后系数发生了改变;从机会平等哲学角度来看,是因为事前事后原则对公平的界定方式不一样。这也提示了,从政策实践角度来看,制定统筹政策前一定要首先明确一种公平原则,否则在原则模糊的情况下进行具体操作,可能会有误导。

前文中已多次提到在讨论城乡医保统筹问题时,补偿原则是比鼓励原则更合适的原则,不再赘述。这里仅讨论事前事后补偿原则与医保统筹的结合问题。事前补偿原则直观简便,是目前大多数政策在实践中暗含的指导原则,并且通过比较不同群体的“优势”来评价政策好坏。然而,本文认为,

事后补偿原则相比事前补偿是个更合理的选择,原因在于:①如引言所述,仅关注不同群体均值上优劣(事前原则)可能会有误导,事后原则基于更多信息,可以对个体社会经济地位、健康需要等因素进行矫正,从而更好地发掘实质不公平。②事后原则与水平公平原则相一致,按照事后补偿原则进行统筹,最终会趋近于水平公平这种更合理的状况,而不仅仅是城乡间均值上的拉近。因此,事后原则代表了一种更深层次的不公平,也反映了中国农业流动人口面临着严重的水平不公。③事后原则符合社会学里“瞄准机制”的思想,即一项补偿性或公平性的公共政策,需要精确瞄准到目标人群,这需要更多的事后信息(汪三贵等,2007;韩华为和徐月宾,2013)。④各地经办机构都在大力开展信息化建设,充分考虑每个个体特征状况后进行补偿,从事前转为事后原则的思路在技术上也具有可行性,这代表了更先进的理念。

#### 4. PSMDD 统筹政策绩效

上文已经借鉴 Roemer 机会平等理论构建一个可用于分析医保统筹问题的理论框架,并在此框架下讨论事前补偿与事后补偿原则的冲突。然后又利用 2014 年全国流动人口数据,定量分析了非农流动人口与农业流动人口医疗保健的机会不平等。接下来,本文还将试图进一步考察医保统筹制度是否改善了这一机会不平等。

公正缺口本身就是个“差分”的思想,是用农村户口个体真实值与在城镇户口下的反事实值做差,再加上是否实施了统筹这个维度,就可以形成一个“双重差分”。具体而言,参合统筹医保的农业流动人口是处理组,参合新农合的农业流动人口是控制组。参合统筹医保的农业流动人口面临的公正缺口,就是处理组的差分;同理,参合新农合的农业流动人口的公正缺口是控制组的差分。用处理组的差分减去控制组的差分,就是“双重差分”,代表了统筹政策对于缓解流动人口公正缺口的政策效果。

由于只有截面数据,无法考察新农合群体和统筹群体之前是否有“共同趋势”;并且户籍地是否统筹不是随机的,而是内生于当地的经济、人口状况,因此简单的双重差分可能偏误较大。在这种情况下,用倾向得分匹配法可以最大限度地缓解非随机试验的混杂偏倚和样本选择偏倚(Rosenbaum and Rubin, 1985)。因此,本研究采用倾向得分匹配法对这个“双重差分”进行分析。需要注意的是,在现实中,决定一个地区统筹的因素太多,尤其是一些不可观测因素无法控制。虽然本文通过匹配尽可能使样本具有可比性,但在政策内生的情况下,本文结论严格来说并不具有因果性,而仅是相关性的描述。

本文分别使用最邻近法、分层匹配法和核匹配法进行分析,以考察医保统筹是否缓解了流动人口户籍分割造成的机会不平等,结果如表 7。结果显示,在事前补偿原则下无论采用哪种匹配方式,处理组的平均处理效应(ATT)均为负值,即医保统筹政策缓解户籍分割带来的事前公正缺口。采用最邻近法通过了 1% 显著性检验,核匹配法通过了 10% 显著性检验,分层匹配法虽然在 10% 水平下不显著,但也比较接近 10% 的显著性水平。因此,本文认为从事前角度看,医保统筹有效促进了户籍的机会平等。

事后补偿原则的 ATT 系数均不显著,且系数相对较小,这与事前原则下医保统筹的效果不一致。可能的原因是,在实践中,决策者遵从事前补偿原则,并按事前补偿原则来评估,因此仅在事前补偿原则下政策有显著效果。这也验证了假说 3:按事前原则度量的城乡医保统筹的政策效果会更好,按事后原则度量的政策效果可能不显著。这进一步体现了事前补偿与事后补偿的冲突。政策制定者按照事前原则制定执行政策,所以可以在事前原则下得到比较好的政策效果,然而在更为重要的事后原则方面效果不明显,这点被忽视了。

表 7

PSMDD 下的统筹效应

		处理组样本量	控制组样本量	ATT 公正缺口	标准差
事前补偿	最邻近法	6965	9820	-152.2292***	59.1554
	分层匹配法	6964	122388	-78.7173	57.4973
	核匹配法	6965	122387	-79.9536*	47.8182
事后补偿	最邻近法	6965	9820	-43.3997	64.8007
	分层匹配法	6964	122388	8.2843	48.1983
	核匹配法	6965	122387	26.4490	26.2773

需要说明的是,这里有两个关键变量:户口和是否统筹。如果个体在这两个变量中出现了严重的自选择,那么本文结论将会有偏误。例如,一般而言农村居民中能将自己农业户口转变为非农户口的那些人可能本身就具有相对较高的社会经济地位;或者某些地区施行了一系列“农转非”政策,这些地区可能本身城乡差距就小。因此,户籍的转变可能会影响本文结论。幸运的是,本研究中出现户籍改变的个体仅占总样本的 0.78%,将这些个体剔除之后结论并未发生明显变化,因此本文认为户口自选择问题对本文影响不大。但是,是否有个体因为别的区县有统筹医保而把自己的户口转过去,这一点由于数据原因本文无法验证。但通常情况下,一个人选择转换户口所在地很少是因为是否统筹医保这个原因,而一旦户籍地确定,在剔除了职工医保的情况下,个体参合的医疗保险种也由当地政策决定,个体选择余地很小,因此本文认为个体自选择对本文结论影响不大。

## 五、结语

在研究统筹问题时,本文阐述机会平等补偿原则优于鼓励原则。在补偿原则中,又可以分为事前补偿和事后补偿,二者可能存在一定的冲突。本文将机会平等理论各原则、健康经济学实证方法与医保统筹实际问题相结合,并在此框架下利用 2014 年全国流动人口卫生计生动态监测数据,对个体医疗保健的户籍机会不平等进行实证分析,很好地验证了本文提出的三个理论假说。具体实证结果如下:在事前补偿原则下,参加新农合的农业流动人口面临显著的因户籍造成的机会不平等,而参加统筹医保的则不显著。在事后补偿原则下,无论参加新农合还是统筹医保,农业流动人口面临的户籍机会不平等均显著,且公正缺口数值很大,这反映了事前事后原则的差别,也表明中国农业流动人口面临严重的实质不公平,本研究更偏向事后补偿原则。此外,PSMDD 显示,从事前角度来看,统筹政策对缓解户籍分割造成的住院机会不平等作用显著,而从事后角度没有发现显著的效果。这进一步说明了事前事后原则的冲突,并给决策者提供参考。

党的十九大报告提出了“完善统一的城乡居民基本医疗保险制度”,至于在实践中具体如何去完善推行城乡医保统筹,目前并没有统一的理论框架。本文认为作为影响中国居民基本福利状况的医疗和社会保障体制改革不能总是缺乏全局观,应该进一步加强“顶层设计”,否则容易陷入“头疼医头,脚疼医脚”和“顾此失彼”的尴尬境地。而在这方面,马克思主义者 Roemer 的机会平等理论,可以提供一个独特而有意义的视角和分析框架:机会平等是一种蕴涵了平等主义的自由主义思想,并不要求所有人的医疗服务都一样,而是要消除由户籍分割、制度分割所带来的不合理的不平等,这

点非常契合我国医疗现状。而且,机会平等理论从哲学脉络上帮助本文厘清了鼓励原则与补偿原则的冲突、事前补偿与事后补偿的冲突,这些冲突在直觉上并不直观,很容易被忽视。而本文的数据也表明,这种冲突是显著存在的,这对政策制定者起到提示作用。

本文的不足之处在于实证结果未能给出严格的因果推断,本质上还是描述分析。不过正如 Checchi and Peragine(2010)所述,关于某项政策对机会平等效应的研究“才刚刚起步”。这些为数不多的讨论政策对机会平等效应的文献也多是描述性质的,缺乏严格的因果推断(如 Chen(2012)在评估英国 1972 年义务教育改革是否促进机会平等)是一种常态。因此,本研究是该领域的一个初探,本文的机会平等与医保统筹理论搭建以及翔实的文献归纳,为今后的相关研究提供了基础性工作;本文实证结论反映出的事前事后冲突,也可以给政策制定者起到提示作用;本文对 RIA 公正缺口的讨论是对公平观的又一层推进,为将来条件成熟时的统筹理念打开了思路,而更为细致严格的对政策效果的因果推断将是未来的研究重点。

此外,目前中国关于流动人口医保的文献中,研究多为“是否有医保”(王震,2007;刘志军和王宏,2014),在中国基本医疗保险已经接近全覆盖的情况下,对流动人口医疗问题的研究重点应逐渐转移到“不同种类医保”的研究中,本文正是在医保统筹背景下研究参合不同种类医保流动人口的医疗公平问题,这也同样可以给相关学者带来启发。

#### [参考文献]

- [1] 龚峰,李智,雷欣. 努力对机会不平等的影响:测度与比较[J]. 经济研究, 2017,(3):76–90.
- [2] 韩华为,徐月宾. 农村最低生活保障制度的瞄准效果研究——来自河南、陕西省的调查[J]. 中国人口科学, 2013,(4):117–125.
- [3] 胡鞍钢,魏星. 区域发展政策的公平性分析——机会平等视角下的实证研究[J]. 公共管理学报, 2009,(2):14–23.
- [4] 江求川,任洁,张克中. 中国城市居民机会不平等研究[J]. 世界经济, 2014,(4):111–138.
- [5] 雷海潮. 城乡统筹医疗保障制度的内涵与实现策略[J]. 中国卫生政策研究, 2011,(3):1–3.
- [6] 梁金刚,仇雨临. 流动人口医保关系转移接续满意度及影响因素研究——基于北京、上海、广州、天津、杭州、贵阳的问卷调查[J]. 社会保障研究, 2014,(2):123–131.
- [7] 刘志军,王宏. 流动人口医保参保率影响因素研究——基于全国流动人口动态监测数据的分析[J]. 浙江大学学报(人文社会科学版), 2014,(5):161–174.
- [8] 刘志军,王宏,刘天剑. 流动人口医保参与影响因素研究述评[J]. 中国卫生经济, 2015,(2):21–24.
- [9] 马超,顾海,韩建宇. 中国健康服务利用的机会不平等研究——基于 CHNS2009 数据的实证分析[J]. 公共管理学报, 2014,(2):91–100.
- [10] 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[J]. 经济学(季刊), 2017a,(4):1261–1288.
- [11] 马超,顾海,孙徐辉. 医保统筹模式对城乡居民医疗服务利用和健康实质公平的影响[J]. 公共管理学报, 2017b,(2):97–109.
- [12] 马超,宋泽,顾海. 医保统筹对医疗服务公平利用的政策效果研究[J]. 中国人口科学, 2016,(1):108–117.
- [13] 苗艳青,王禄生. 城乡居民基本医疗保障制度案例研究:试点实践和主要发现[J]. 中国卫生政策研究, 2010,(4):9–16.
- [14] 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.
- [15] 王保真,徐宁,孙菊. 统筹城乡医疗保障的实质及发展趋势[J]. 中国卫生政策研究, 2009,(8):32–35.
- [16] 汪三贵, A. Park, S. Chaudhuri, G. Datt. 中国新时期农村扶贫与村级贫困瞄准[J]. 管理世界, 2007,(1):56–64.
- [17] 王震. 乡城流动工人医疗保险覆盖率及其影响因素的经验分析——基于大连、上海、武汉、深圳、重庆五城市调查数据[J]. 中国人口科学, 2007,(5):60–71.

- [18]解垩.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.
- [19]赵广川, 马超, 顾海, 孙徐辉. “环境”还是“努力”?——医疗服务利用不平等的夏普里值分解[J]. 经济学报, 2015,(3):84–114.
- [20]郑秉文. 中国社保“碎片化制度”危害与“碎片化冲动”探源[J]. 甘肃社会科学, 2009,(3):50–58.
- [21]周钦, 刘国恩. 医保受益性的户籍差异——基于本地户籍人口和流动人口的研究[J]. 南开经济研究, 2016,(1): 77–94.
- [22]Aaberge, R., M. Mogstad, and V. Peragine. Measuring Long-term Inequality of Opportunity [J]. Journal of Public Economics, 2011,95(4):193–204.
- [23]Balia, S., and A. M. Jones. Catching the Habit: a Study of Inequality of Opportunity in Smoking-Related Mortality[J]. Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society), 2011,174(1):175–194.
- [24]Bourguignon, F., F. H. Ferreira, and M. Ndez. Inequality of Opportunity in Brazil [J]. Review of Income and Wealth, 2007,53(4):585–618.
- [25]Checchi, D., and V. Peragine. Inequality of Opportunity in Italy [J]. Journal of Economic Inequality, 2010,8 (4):429–450.
- [26]Chen, J. An Analysis of Policy Effect on Equality of Opportunity for Health[D]. Yale University, 2012.
- [27]Doorslaer, V., and A. M. Jones. Inequalities in Self-Reported Health: Validation of a New Approach to Measurement[J]. Journal of Health Economics, 2003,22(1):61–87.
- [28]Ferreira, F., and J. Gignoux. The Measurement of Inequality of Opportunity: Theory and an Application to Latin America[J]. Review of Income and Wealth, 2011,57(4):622–657.
- [29]Fleurbaey, M., and E. Schokkaert. Equity in Health and Health Care [M]. Waltham, MA: North Holland, 2011.
- [30]Fleurbaey, M., and E. Schokkaert. Unfair Inequalities in Health and Health Care [J]. Journal of health economics, 2009,28(1):73–90.
- [31]Fleurbaey, M., and V. Peragine. Ex Ante versus Ex Post Equality of Opportunity [J]. Economica, 2012, 80 (317):118–130.
- [32]García-Gómez, P., E. Schokkaert, O. Van, and T. Bago D’Uva. Inequality in The Faceof Death [J]. Health Economics, 2015,24(10):1348–1367.
- [33]Jusot, F., S. Tubeuf, and A. Trannoy. Circumstance and Effort: How Important is Their Correlation for the Measurement of Inequality of Opportunity in Health[J]. Health Economics, 2013,22(12):1470–1495.
- [34]Lei, X., and W. Lin. The New Cooperative Medical Scheme in Rural China: Does More Coverage Mean More Service and Better Health[J]. Health Economics, 2009,18(2):25–46.
- [35]Ramos, X., and D. Van de Gaer. Approaches to Inequality of Opportunity: Principles, Measures, and Evidence[J]. Journal of Economic Surveys, 2016,30(5):855–883.
- [36]Rawls, J. A Theory of Justice[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1971.
- [37]Roemer, J. E. A Pragmatic Theory of Responsibility for the Egalitarian Planner [J]. Philosophy & Public Affairs, 1993,22(2):146–166.
- [38]Roemer, J. E. Equality of Opportunity[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1998.
- [39]Roemer, J. E. Equality of Opportunity: A Progress Report [J]. Social Choice and Welfare, 2002,19 (2):455–471.
- [40]Roemer, J. E. On Several Approaches to Equality of Opportunity [J]. Economics and Philosophy, 2012,28(2): 165–200.
- [41]Rosa Dias, P. Inequality of Opportunity in Health: Evidence from a UK Cohort Study [J]. Health Economics, 2009,18(9):1057–1074.

- [42]Rosa Dias, P. Modelling Opportunity in Health Under Partial Observability of Circumstances [J]. *Health Economics*, 2010, 19(3):252–264.
- [43]Rosa Dias, P., and A. M. Jones. Giving Equality of Opportunity a Fair Innings [J]. *Health Economics*, 2007, 16(2):109–112.
- [44]Rosenbaum, P. R., and D. B. Rubin. Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity Score[J]. *The American Statistician*, 1985, 39(1):33–38.
- [45]Trannoy, A., S. Tubeuf, F. Jusot, and M. Devaux. Inequality of Opportunities in Health in France: A First Pass[J]. *Health Economics*, 2010a, 19(8):921–938.
- [46]Trannoy, A., S. Tubeuf, and F. Jusot. Inequality of Opportunities in Health in Europe: Why So Much Difference Across Countries[R]. Health, Econometrics and Data Group (HEDG) Working Papers, 2010b.
- [47]Wagstaff, A., and E. van Doorslaer. Measuring and Testing for Inequity in the Delivery of Health Care[J]. *Journal of Human Resources*, 2000, 35(4):716–733.
- [48]Wagstaff, A., M. Lindelow, J. Gao, L. Xu, and J. 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.
- [49]Zhang, Y., and T. Eriksson. Inequality of Opportunity and Income Inequality in Nine Chinese Provinces, 1989—2006[J]. *China Economic Review*, 2010, 21(4):607–616.

## **Inequality of Opportunity of Floating Population's Health Care under the Integrated Medical Insurance System——Paradox of the Ex-ante or Ex-post Compensation Principle**

MA Chao<sup>1,2</sup>, QU Zhao-peng<sup>3</sup>, SONG Ze<sup>4</sup>

(1. School of Public Health, Southeast University, Nanjing 210009, China;

2. School of Public Health, Yale University, New Haven 06510, U.S.;

3. School of Business, Nanjing University, Nanjing 210093, China;

4. National School of Development, Peking University, Beijing 100871, China)

**Abstract:** Based on theory of Equality of Opportunity, this paper constructs a framework to analyze the Integrated Medical Insurance System(IMIS). Under the theory framework, This paper employs survey of the floating population wave 2014 to measure the inequality of opportunity between rural and urban floating population. The results show that the rural floating population who participate in the New Cooperative Medical Scheme(NCMS) face significant inequality of opportunity of health care under Ex-ante compensation principle, while the person who participates in the ISIM will not. Correspondingly, under Ex-post compensation principle, no matter what kind of medical insurance the rural floating population participate in, they all face significant inequality of opportunity, and the fairness gap is much bigger. Moreover, PSMDD result shows that there is a conflict between Ex-ante and Ex-post compensation principle. Considering that the IMIS is based on the Ex-ante concept in practice, while Ex-post concept reflects the essential equality of opportunity. Therefore, the findings are relevant to the top-level design for the IMIS.

**Key Words:** equality of opportunity; health care; equity; Urban –Rural Integrated Medical Insurance System; floating population

**JEL Classification:** B24 D63 D69

[责任编辑:姚鹏]