



医疗领域的城乡差距与城乡不公正

——以门诊患者为例

顾海¹, 马超², 吉黎³

(1. 南京大学 公共卫生管理与医疗保障政策研究中心, 江苏 南京 210093;

2. 东南大学 公共卫生学院, 江苏 南京 210009; 3. 上海理工大学 管理学院, 上海 200093)

摘要:医疗领域的城乡差距并不能代表城乡不公正的观点,后者才是更有价值更值得关注的话题。文章利用倾向值加权方法双稳健的优良特性,计算了城乡门诊医疗的实质不公正,并与传统的O-B分解进行对比。使用CHNS2009年截面数据进行实证分析,研究表明:对数门诊支出的平均处理效应ATE和处理组平均处理效应ATT,分别为0.556和0.519,以此作为对门诊医疗支出城乡不公正的度量,他们占城乡差异的比重分别为64.0%和68.6%。结合O-B分解的结论,城乡门诊差异中有60%~90%属于城乡不公正。文章认为,政策制定者应将焦点由“城乡差异”逐步转向“城乡不公正”,应逐步拉平城乡居民的补偿待遇,并通过适当的累进性的筹资机制,缓解因城乡收入差距过大而造成的不公正。同时,还应大力推进城乡医疗资源均等化,从而逐步消弭医疗领域的城乡差距。

关键词:城乡差距;城乡不公正;医疗支出;倾向值

中图分类号:F840.684 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2015)04-0053-09

一、引言

关注国民健康水平与医疗服务利用问题有着重要的意义。因为健康作为一项极为重要的人力资本,对国民经济的发展起到促进作用,同时健康本身就是人类所追求的固有目标。保障公民基本的医疗服务需求可以保证公民获得健康的权利,是政府义不容辞的责任。

然而,我国城乡居民间医疗服务利用上的差异巨大,《2011年中国卫生事业发展情况统计公报》显示,2010年我国人均卫生费用为1490.1元,其中,城市2315.5元,农村666.3元。农村人均卫生费用不及城市的30%。我国城乡居民在健康水平、医疗服务利用、卫生筹资、卫生服务可及性这四个方面都存在较大的不平等现象。^[1]陈浩和周绿林(2011)从医疗资源的角度进行了实证研究,发现中国的卫生不均等中以城乡间差距最为突出。^[2]刘柏惠等(2012)对老年人医疗服务利用的不均等进行研究,发现城乡分布的作用在2008年对不均等的贡献率达29.12%,超过收入(25.32%)成为最主要的因素。^[3]医疗上巨大的城乡差异是当下“城乡医保统筹”政策产生的一大重要原因。

收稿日期:2014-09-21

基金项目:国家自然科学基金项目“统筹城乡医疗保障制度对城乡居民健康及医疗利用的影响研究——基于自然实验框架下的分析”(71373120)

作者简介:顾海,男,南京大学公共卫生管理与医疗保障政策研究中心主任,南京大学政府管理学院教授、博士生导师,主要研究方向为健康经济与社会保障。E-mail:ghai1008@sina.vip.com

马超,男,东南大学公共卫生学院讲师,博士,研究方向为微观应用计量、健康经济学与社会保障。

吉黎,女,上海理工大学管理学院讲师,博士,研究方向为劳动经济学。

学术界对健康服务利用不平等程度的测度指标主要是基尼系数与集中指数。基尼系数(Gini coefficient)的优势在于能快速简明地给出不平等程度,但是它的一大弊端在于:基尼系数测算的是“不平等(inequality)”程度,而不是“不公平(inequity)”程度^[4]。因此,我国越来越多的学者开始利用集中指数 CI 进行研究^[5-7],以洞悉隐藏在表面不平等背后的实质不公正,并得出了相近的结论:我国健康服务利用上存在着亲富人的不平等。但这些研究并不适用于研究 2 个群体之间不公正。

在对 2 个群体之间医疗的不公正研究方面,美国医学研究所(IOM,2002)给出了清晰的界定:除健康需要、个人偏好以及适当的干预等因素外,由于其他因素造成的不同群体之间医疗保健上的差异。^[8]此后很多研究均延用了这个理念,McGuire et al. (2006)在此基础上用秩排序的方法分解出了医疗差异中的不公正部分^[9];Cook et al. (2007)将倾向得分匹配的思想用于研究该问题^[10];Cook et al. (2010)结合了秩排序和倾向得分匹配的方法研究了种族之间的医疗不公平,并指出传统劳动经济学的 O-B 分解方法可以看做是一种线性均值分解法^[11]。Fleurbaey and Schokkaert (2011)在健康经济学手册中明确指出,医疗服务利用上的群体间差异不代表群体间不公正,在讨论公正性问题之前,需对数据校正。^[12]因此,本研究借助倾向值加权法的一些优良特性,对城乡门诊医疗不公正进行度量 and 分解,并与传统 O-B 分解进行对比。

二、理论、方法与数据

1. 医疗公正观理论回顾

有关医疗服务利用公平性的研究中,欧美学者通常都基于同一个前提:医疗服务利用的分配应根据需要而不是财富和支付能力。这也是大多数早期经典研究对医疗公正性的界定。例如,Tobin (1970)将医疗保健公正定义为,个体所获得的治疗取决于其身体状况和症状,而不是支付能力。^[13] Andersen (1975)认为一个公正的分配应该是“医疗保健总量只高度取决于与需要相关的指标,而独立于收入等与需要无关的因素”^[14]。Le Grand (1978)的研究也是始于这一前提,即医疗的获得应该根据需求而非社会经济地位的排序。^[15] Mooney (1986)指出,经济学家们通常认为公正是医疗领域的重要政策目标,公正的优先级高于其它的目标,甚至在与效率的取舍中亦是如此。^[16]在诸多有关医疗保健的平等问题的社会正义理论中,医学伦理学家 Gillon (1986)最早总结了这些社会正义理论,并讨论了其在医疗领域的适用性,他认为医疗资源的分配不同于其它资源的分配,“按需分配”的原则得到医生和医疗卫生领域其他工作者的广泛支持。^[17] Williams (1993)将公正原则定义为获得医疗保健是每个公民的权力,而不应受财富和收入的影响。^[18]作为这些研究的补充,又有许多探索健康和医疗保健不平等的研究,他们所关注的是分配不平等的程度,特别是在不同的社会经济组别之间,例如不同收入组间(如 Wagstaff and van Doorslaer,2000)。^[19]

2. 研究方法

(1) 基准方法:O-B 分解

通常医疗服务利用(health care)可视为社会经济地位(socioeconomic status)、健康需要(health care needs)和个体偏好(preferences)决定的函数,如(1)式。

$$hc_i = \alpha + \beta T_i + \gamma \psi(SES_i) + \delta \chi(hn_i) + \theta \nu(P_i) + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中,hc 代表医疗服务利用,SES 代表社会经济地位,hn 代表健康需要,P 代表偏好,T 代表群体虚拟变量。在本研究中,T=1 为城镇户口,T=0 为农村户口。

考虑到由 hn 和 P 造成的城乡差异是合理的,并不被视为城乡不公正。因此一种简单的度量城乡不公正的方法如(2)式。

$$dis = \hat{\beta} + \hat{\gamma}(E(\psi(SES_i) | U) - E(\psi(SES_i) | R)) \quad (2)$$

其中,U 代表城镇户口,R 代表农村户口。(2)式的含义非常直观,前一项代表由户籍直接造成的城乡医疗差异,后一项代表由于城乡居民社会经济地位差异而导致的城乡医疗差异。这样做的一个隐含的假设就是:居民各个体特征在对医疗支出上的效应不存在城乡差异,即如(1)式所示,城乡

居民在系数上无差异。如果放宽这个假定,即认为城乡居民不仅在截距上存在差异,在系数上同样存在固有的差异,则可将(1)式设为如下形式。

$$hc_i = \alpha + \beta T_i + (\gamma + \mu T_i) \psi(SES_i) + (\delta + \eta T_i) \chi(hn_i) + (\theta + \tau T_i) \nu(P_i) + \varepsilon_i \quad (3)$$

那么就可以纳入到劳动经济学中经典的 O-B 分解框架下进行计算,城乡不公正如(4)式。

$$\begin{aligned} dis = & \hat{\beta} + \hat{\gamma} (E(\psi(SES_i) | U) - E(\psi(SES_i) | R)) \\ & + \hat{\mu} E(\psi(SES_i) | R) + \hat{\eta} E(\chi(hn_i) | R) + \hat{\tau} E(\nu(P_i) | R) \end{aligned} \quad (4)$$

O-B 分解将 2 群体差异分解为由个体特征差异和特征回报差异所解释的部分,前者通常称为特征效应,后者通常称为系数效应。按照(4)式的分解,城乡不公正可以分解为特征效应中由社会经济地位造成的((4)式第一行)和系数效应((4)式第二行)。O-B 分解可以作为一种基准分解,用于与其他分解方法的比较(如 Cook et al., 2009; Cook et al., 2010)^[20,11]。

(2) 倾向值加权

自 Rosenbaum and Rubin(1983)首次在生物统计学领域提出了倾向值方法^[21],该方法越来越多的出现在我国医疗领域的研究中^[22]。但是几乎所有的研究都是运用倾向值进行匹配,即倾向值匹配法(PSM)^①,而忽略了运用倾向值进行分析的另一种思路——倾向值加权法。该方法的 3 个优良特性很好的适用在对“城乡不公正”的度量问题上。第一,倾向值加权法并不对数据进行再抽样,因此避免了不必要的样本损耗^[23-25]。这在样本量不算大的情况下尤为重要。第二,将倾向值用作权重类似于抽样调查中的再加权程序,根据纳入样本的概率对观测值进行调整,可以提供两种对于政策制定者非常有用的信息:平均处理效应 ATE 和处理组平均处理效应 ATT^[26]。第三,倾向值加权具有“双稳健”特性,即第一阶段的倾向值估计和第二阶段的结果产出模型,只要有一个是正确设定的,那么估计值仍具有一致性^[27]。

由此,本文研究方法如下:在第一阶段利用居民的健康需要和就医偏好估计倾向值,如(5)式。

$$e(x_i) = pr(T_i = 1 | hn_i, P_i) \quad (5)$$

在医疗服务利用由 SES、hn、P 决定的前提下,在第一阶段故意遗漏 SES,仅包含 hn 和 P,这样实际上就是使城乡间在合理因素方面尽可能的平衡,这样在第二阶段结果产出模型的计算时,度量的就是城乡间不合理的医疗差异,即城乡不公正。因为有“双稳健”特性,只要在第二阶段结果产出模型中加入 SES 还是可以获得一致估计。

第二阶段就是普通的加权回归(WLS)。在计算 ATE 时,相应的权重为:

$$\omega(T, x) = \frac{T}{\hat{e}(x)} + \frac{1-T}{1-\hat{e}(x)} \quad (6)$$

在计算 ATT 时,相应的权重为:

$$\omega(T, x) = T + (1-T) \frac{\hat{e}(x)}{1-\hat{e}(x)} \quad (7)$$

3. 数据与变量

本文使用中国健康营养调查数据集(CHNS)。CHNS 是由美国北卡罗纳州大学人口中心、中国疾病预防控制中心组织的一项长期研究项目,该调研覆盖了我国 9 个省的城镇和农村,采用了多阶段分层整群随机抽样方法。该数据涵盖了被调查者的人口学特征、收入状况、医疗保险、医疗服务利用、健康状况等信息。由于城镇居民医疗保险从 2007 年才开始试点,因此在 CHNS 的 8 次调查中,仅 2009 年包含三种基本医疗保险的参保情况,据卫生部数据显示,截止到 2010 年底,三项基本医疗保险制度已经覆盖了全国 94.6% 的人口。在基本实现全民医保的前提下,研究重点不再是有无医保人群之间的差异,而是城乡居民在不同医保类型之间的差异。因此,本研究选用 CHNS2009 年的截面数据进行分析。

本文以过去四周因病就诊所发生的门诊医疗费用为被解释变量。如前文所述,解释变量包括社

① 考虑到 PSM 相关文献已经很多,对于该方法本文不再赘述。

会经济地位 SES、健康需要 hn 和个体偏好 P。SES 包括医保类型、共付率、地域、家庭人均收入、受教育年限。hn 包括年龄、性别、婚姻状况等人口学变量及 4 周患病的疾病严重程度、是否有慢性病。本文用问卷中“当你感到不舒服时,你是怎么做的”这一问题,一定程度上控制偏好因素 P。变量基本信息见表 1。

由表 1 可以看出,农村居民的门诊医疗支出仅为城镇居民的 32.8%,差值高达 947.5 元。但是不能武断下定论这个 947.5 元“城乡差异”就是“城乡不公正”。因为我们发现样本中城镇居民的平均年龄更大,且慢性病比例更高,这些因素会导致城镇居民有更多的医疗需要,而这部分差异不能代表医疗不公正。另一方面,在收入和共付率上,农村居民劣势明显,由这些不合理因素造成的城乡门诊差额才是城乡不公正。本文强调,试图缩小城乡差距的公共政策应瞄准“城乡不公正”,而不公正具体是多少,需要进一步的实证分析。

表 1 变量基本信息

| 变量名称 | | 总体 | | 城镇 | | 农村 | |
|----------------|---------------------|---------|---------|----------|---------|---------|---------|
| | | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 |
| 因变量:过去 4 周门诊支出 | | 724.47 | 4003.72 | 1409.07 | 7003.15 | 461.61 | 1778.90 |
| 社会经济地位 (SES) | 受教育年限 | 5.60 | 4.15 | 7.38 | 4.43 | 4.92 | 3.82 |
| | 医保类型 | | | | | | |
| | (0=新农合,1=城镇居民,2=职工) | 0.38 | 0.71 | 1.31 | 0.74 | 0.02 | 0.15 |
| 健康需要 (hn) | 家庭人均收入(元) | 9251.42 | 9843.84 | 12231.67 | 9915.75 | 8107.08 | 9580.77 |
| | 共付率(%) | 62.06 | 44.52 | 51.23 | 45.41 | 66.21 | 43.51 |
| | 地域(0=东部,1=其他) | 0.55 | 0.50 | 0.55 | 0.50 | 0.55 | 0.50 |
| | 慢性病(0=否,1=是) | 0.33 | 0.47 | 0.46 | 0.50 | 0.28 | 0.45 |
| | 疾病严重程度 | | | | | | |
| | (1=不严重,2=一般,3=很严重) | 1.72 | 0.63 | 1.69 | 0.64 | 1.73 | 0.63 |
| | 婚姻(0=未婚,1=已婚) | 0.78 | 0.42 | 0.74 | 0.44 | 0.79 | 0.41 |
| | 年龄(岁) | 53.28 | 18.03 | 56.19 | 17.78 | 52.16 | 18.01 |
| | 性别(0=男,1=女) | 0.58 | 0.49 | 0.54 | 0.50 | 0.59 | 0.49 |
| | 就医偏好 | | | | | | |
| 个体偏好 (P) | (1=自我治疗,2=卫生员,3=医生) | 2.60 | 0.65 | 2.69 | 0.78 | 2.57 | 0.60 |
| 样本量 | | 829 | | 230 | | 599 | |

三、实证分析

1. 门诊支出影响因素

本文首先对城镇居民和农村居民分别进行分位数回归分析,以全面地探究影响居民医疗支出的因素,并比较城乡居民间的异同。相比于古典的条件均值 OLS 回归,在刻画城乡居民门诊支出的影响因素时,分位数回归有着强大的优势:它可以刻画自变量对因变量条件分布的位置及形状的影响,获得更多的信息;能估计具有异方差的模型;而且对异常值的敏感程度大大降低。按照习惯,本文汇报了 0.1、0.25、0.5、0.75 和 0.9 这 5 个分位点上的系数估计值,结果见表 2。

由于样本中城镇居民很少有参加新农合的,而农村居民基本都是参加的新农合,几乎没有参加城镇居民医保和职工医保,因此在回归方程中设置参保类型虚拟变量就没有太大意义。考虑到不同医保类型最直接的表现是共付率的不同,因此在方程中放入共付率这一变量,就可以很好的起到考察医保制度的作用。

表 2 城镇居民门诊支出的分位数估计

| 变量 | | 分位点 | | | | |
|--------------|---------------------|-------------------------|-------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | | 0.1 | 0.25 | 0.5 | 0.75 | 0.9 |
| 社会经济地位 (SES) | 受教育年限 | -0.127 *** (0.0341) | -0.0802 *** (0.0297) | -0.0241 (0.0307) | 0.0229 (0.0337) | -0.0253 (0.0532) |
| | 家庭人均收入 | 0.347 ** (0.134) | 0.343 *** (0.126) | 0.354 *** (0.133) | 0.282 * (0.168) | 0.350 (0.303) |
| | 共付率 | -0.00461 * (0.00263) | -0.00400 (0.00249) | -0.00214 (0.00279) | -0.00400 (0.00300) | -0.00269 (0.00489) |
| | 东部地区 (对照组:中西部) | -0.149 (0.268) | -0.135 (0.258) | -0.00474 (0.257) | 0.101 (0.263) | 0.444 (0.471) |
| 健康需要 (hn) | 有慢性病 (对照组:无) | 0.506 (0.313) | 0.234 (0.288) | 0.153 (0.283) | -0.105 (0.348) | -0.124 (0.510) |
| | 疾病一般严重 (对照组:不严重) | 1.072 *** (0.340) | 0.652 ** (0.288) | 0.643 ** (0.297) | 0.629 * (0.337) | 0.758 (0.540) |
| | 疾病很严重 (对照组:不严重) | 1.671 *** (0.412) | 1.160 *** (0.362) | 1.172 ** (0.471) | 1.309 (1.178) | 2.838 ** (1.263) |
| | 已婚 (对照组:未婚) | 0.697 * (0.391) | 0.173 (0.328) | 0.439 (0.316) | 0.243 (0.297) | 0.764 (0.591) |
| | 年龄 | -0.0160 (0.0102) | 0.00489 (0.00793) | 0.00304 (0.00813) | 0.0108 (0.0104) | 0.00182 (0.0153) |
| | 男性 (对照组:女性) | 0.0822 (0.248) | 0.120 (0.235) | 0.229 (0.251) | 0.361 (0.319) | 0.175 (0.454) |
| | 个体偏好 (P) | | | | | |
| | 找卫生员 (对照组:自我治疗) | -0.249 (0.783) | -0.933 (0.725) | -1.108 * (0.613) | -0.799 (0.523) | -0.612 (0.957) |
| | 看医生 (对照组:自我治疗) | 0.187 (0.766) | -0.104 (0.657) | -0.550 (0.479) | -0.117 (0.479) | 0.230 (0.817) |
| 常数项 | | 1.282 (1.560) | 1.493 (1.367) | 1.960 (1.292) | 2.472 * (1.482) | 2.792 (3.000) |
| 样本量 | | 230 | 230 | 230 | 230 | 230 |

注:1. 因变量为过去 4 周门诊支出对数值;2. 括号内为标准差。3. *、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。
4. 在估计过程中本文采用 bootstrap 法在一定程度上减轻样本量较少的问题。下同。

对比表 2 和表 3,在社会经济地位变量中,家庭人均收入与农村居民的医疗支出并没有显著的相关关系,而与城镇居民的医疗支出有着显著的正向关系。可能的原因是城市居民在就医时是考虑自身经济实力的,根据自身家庭收入的高低选择不同质量的治疗。也就是说医疗费用高的城镇居民通常有着高收入,这缓解了他们的压力;而有着高医疗消费的农村居民却不一定有着高的收入,农村居民生病时的就诊往往是迫不得已的。这一点同样可以解释农村居民受教育年限与医疗支出间没有显著关联,而在城镇,医疗支出较低的那部分人的医疗支出与受教育年限呈反向关系,这主要是因为受教育程度高的人本身具备了较好的自我治疗知识,同时由于受教育程度高的人通常有着更高的时间成本。共付率虽然不是在每个分位点上都显著,但在每个分位点上的系数都为负,表明无论城乡,共付率低的参保人群倾向于购买更高质量更贵的医疗服务,体现了不同医保类型对于个人医疗消费的影响。

表 3 农村居民门诊支出的分位数估计

| 变量 | | 分位点 | | | | |
|-------------|---------------------|------------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | | 0.1 | 0.25 | 0.5 | 0.75 | 0.9 |
| 社会经济地位(SES) | 受教育年限 | -0.00311 (0.0252) | 0.0133 (0.0281) | -0.0135 (0.0256) | 0.0110 (0.0259) | -0.000166 (0.0336) |
| | 家庭人均收入 | -0.168 (0.134) | -0.0557 (0.0740) | -0.00540 (0.0642) | 0.0401 (0.0866) | -0.0219 (0.116) |
| | 共付率 | -0.00191 (0.00194) | -0.00167 (0.00199) | -0.00346 (0.00214) | -0.00380 * (0.00206) | -0.00624 * (0.00326) |
| | 东部地区 (对照组:中西部) | -0.172 (0.186) | 0.212 (0.176) | 0.402 * * * (0.150) | 0.527 * * * (0.173) | 0.567 * * (0.244) |
| 健康需要(hn) | 有慢性病 (对照组:无) | 0.525 * * (0.259) | 0.662 * * * (0.193) | 0.657 * * * (0.193) | 0.519 * * (0.232) | 0.357 (0.262) |
| | 疾病一般严重 (对照组:不严重) | 0.292 * (0.172) | 0.525 * * * (0.167) | 0.459 * * (0.182) | 0.600 * * * (0.185) | 0.647 * * * (0.246) |
| | 疾病很严重 (对照组:不严重) | 1.977 * * * (0.308) | 1.788 * * * (0.271) | 1.606 * * * (0.297) | 1.651 * * * (0.321) | 1.719 * * * (0.399) |
| | 已婚 (对照组:未婚) | 0.370 * (0.220) | 0.289 (0.207) | 0.486 * * (0.199) | 0.408 * * (0.202) | 0.892 * * * (0.218) |
| | 年龄 | 0.00251 (0.00555) | -0.00290 (0.00497) | -0.00132 (0.00500) | 0.00535 (0.00476) | 0.00272 (0.00497) |
| | 男性 (对照组:女性) | -0.233 (0.175) | -0.00320 (0.158) | -0.0532 (0.165) | -0.102 (0.196) | -0.371 (0.247) |
| | 个体偏好(P) | 找卫生员 (对照组:自我治疗) | -0.362 (0.396) | -0.625 (0.518) | -0.897 * (0.457) | -0.832 * * (0.352) |
| | 看医生 (对照组:自我治疗) | 0.161 (0.386) | 0.0769 (0.523) | -0.315 (0.454) | -0.471 (0.344) | -0.514 (0.453) |
| | 常数项 | 3.797 * * * (1.218) | 3.646 * * * (0.869) | 4.357 * * * (0.763) | 4.567 * * * (0.833) | 6.102 * * * (1.308) |
| | 样本量 | 599 | 599 | 599 | 599 | 599 |

健康需要类变量对医疗支出有着显著的影响,无论城乡,疾病越严重,医疗支出越高,这很符合常理。同时,有无慢性病对于农村居民的医疗支出,有着显著的正向影响。此外,健康需要类变量中的人口学变量,如婚姻状况、年龄、性别,对城乡居民的医疗支出影响不大。

另外方程中加入了个体偏好变量,用以控制不同个体对于医疗行为的不同偏好,使得下文对城乡医疗差异的分解更加合理。

2. 城乡不公正分解研究

按照第二部分给出的 O-B 分解思路,本研究对城乡门诊支出差异进行了分解,结果见表 4。同时,本研究给出了基于倾向值加权分析的结果,见表 5。

由表 4,本文发现系数效应占到 69.9%,这表明假设城乡居民在所有的个体特征都同样的情况下,仍会因为特征回报上的差异而导致医疗支出不同。对此本文的解释是:第一,城乡居民在就医观念上存在着根深蒂固的差异,城镇居民更偏好于对健康人力资本的投资;第二,城乡医疗质量上的差异,同样的疾病,城镇居民可享受更好的药物与器材,因而费用也更高。以上二者都可以视为一种医疗上的城乡歧视效应。前文的公正性理论回顾中提到,Cook et al. (2010)将群体差异分为个人特征、

社会经济地位和歧视三部分,这里的 69.9% 的系数效应对应的就是第三部分,由歧视造成的。^[11]此外,不合理的特征效应占到18.8%,即城镇居民在社会经济地位上比农村居民有着明显的优势,即便城乡居民在特征回报上无差异,也会因为城乡社会经济地位上的差异而导致 18.8% 的差额。这对应了 Cook et al. (2010)界定群体差异的第二部分。这两部分加在一起就是城乡不公正,为 88.0%。通俗说来,如果我们观测到城乡居民在门诊医疗上相差 100 元,那么有 88 元是城乡不公正,只有 12 元是合理的差异。

| 表 4 城乡不公正 O-B 分解 | | | | 表 5 城乡不公正的倾向值加权估计 | | |
|------------------|-----------|-------|--------|-------------------|--------------|--------------|
| 变量 | 效应 | 标准差 | 占比 | 变量 | ATE | ATT |
| 受教育年限 | -0.155 | 0.158 | -0.192 | 城镇户籍 | 0.556 *** | 0.519 *** |
| 家庭人均收入 | 2.759 *** | 1.053 | 3.403 | | (0.125) | (0.126) |
| 共付率 | 0.037 | 0.168 | 0.045 | 受教育年限 | -0.00205 | -0.00959 |
| 东部 | -0.133 | 0.127 | -0.164 | | (0.0149) | (0.0171) |
| 有慢性病 | -0.137 ** | 0.071 | -0.169 | 家庭人均收入 | 0.0405 | 0.116 * |
| 疾病严重程度一般 | 0.126 | 0.136 | 0.156 | | (0.0527) | (0.0607) |
| 疾病很严重 | 0.005 | 0.040 | 0.006 | 共付率 | -0.00417 *** | -0.00441 *** |
| 已婚 | -0.094 | 0.223 | -0.116 | | (0.00118) | (0.00134) |
| 年龄 | 0.114 | 0.397 | 0.141 | 东部地区 | 0.303 *** | 0.263 ** |
| 男性 | 0.152 | 0.138 | 0.187 | (对照组:中西部) | (0.100) | (0.116) |
| 找卫生员 | 0.017 | 0.158 | 0.021 | 有慢性病 | 0.459 *** | 0.332 ** |
| 看医生 | 0.034 | 0.260 | 0.042 | (对照组:无) | (0.118) | (0.134) |
| 常数项 | -2.158 * | 1.250 | -2.662 | 疾病一般严重 | 0.594 *** | 0.698 *** |
| 系数效应 | 0.566 | | 0.699 | (对照组:不严重) | (0.108) | (0.130) |
| 受教育年限 | -0.070 | 0.045 | -0.086 | 疾病很严重 | 1.658 *** | 1.669 *** |
| 家庭人均收入 | 0.167 *** | 0.030 | 0.206 | (对照组:不严重) | (0.189) | (0.256) |
| 共付率 | 0.049 ** | 0.024 | 0.061 | 已婚 | 0.501 *** | 0.492 *** |
| 东部 | 0.000 | 0.013 | 0.001 | (对照组:未婚) | (0.122) | (0.146) |
| 不合理的特征效应 | 0.147 | | 0.181 | 年龄 | 0.00121 | 0.00142 |
| 有慢性病 | 0.015 | 0.033 | 0.018 | | (0.00304) | (0.00377) |
| 疾病严重程度一般 | -0.031 | 0.021 | -0.038 | 男性 | -0.0433 | 0.00670 |
| 疾病很严重 | 0.005 | 0.038 | 0.007 | (对照组:女性) | (0.106) | (0.123) |
| 已婚 | -0.020 | 0.019 | -0.025 | 找卫生员 | -0.774 *** | -0.720 *** |
| 年龄 | 0.013 | 0.015 | 0.017 | (对照组:自我治疗) | (0.232) | (0.245) |
| 男性 | -0.008 | 0.007 | -0.010 | 看医生 | -0.198 | -0.166 |
| 找卫生员 | 0.153 *** | 0.057 | 0.189 | (对照组:自我治疗) | (0.220) | (0.231) |
| 看医生 | -0.031 | 0.038 | -0.038 | 常数项 | 3.803 *** | 3.193 *** |
| 合理的特征效应 | 0.097 | | 0.120 | | (0.535) | (0.595) |
| 城乡不公正 | 0.713 | | 0.880 | 样本量 | 829 | 829 |

注:门诊支出对数;城镇 5.501,农村 4.6%,城乡差异 0.811。

注:括号内为稳健标准误。

由表 5 给出了倾向值加权估计的结果。在倾向值加权估计,实际上是在健康需要 h_n 和偏好 P 上对城乡居民进行一种平衡,简单说来,第二阶段的估计结果就可以解释为城乡居民在健康需要和偏好相近的时候,却还存在着门诊支出上的差异,那么这个差异就可以认为是城乡不公正。相比于 O-B 分解,该方法的缺点在于无法得知具体每个协变量的效应,也无法在特征效应与系数效应间做区分。但优点在于,可以通过不同的权重,而得到对政策制定者来说相当有用的 2 个值:平均处理效应 ATE

和处理组平均处理效应 ATT(把户籍看作一种“处理(Treatment)”)。由表5所示,平均处理效应 ATE 为 0.556,占总差异的 68.6%。即对于全部样本而言,给定其他条件一定的情况下,户籍为城镇的情况下,会让他们的门诊支出对数值比户籍为农村时多 0.556。处理组平均处理效应 ATT 为 0.519,占总差异的 64.0%。即对于那些城镇居民而言,在其他条件均不变的情况下,把他们的户籍改为农村,将会使他们少 0.519 的对数门诊支出。从这个角度来看,ATE 和 ATT 可以作为对城乡不公正的度量,二者均通过了显著性检验。

用倾向值加权方法来分解城乡医疗差异中不公正程序(即城乡不公正),是一种很有创意并且易于实施的尝试。但该方法具有一些局限性:Freedman and Berk(2008)研究表明,倾向值加权法仅仅在 3 种情况下是最优的:(1)研究对象是独立同分布的;(2)处理是外生的;(3)选择方程被正确设定,即具有正确的预测变量和函数形式。^[28]如果条件不满足,可能加权会增加估计值的随机误差。因此,本文提示,在进行城乡医疗不公正分解研究时,最好使用多种方法,例如以 O-B 分解作为一种基准分解,以检验结论的稳健性。具体而言,本研究使用倾向值加权法得到的城乡不公正为 64.0% 和 68.6%,与 O-B 分解的 88% 有一些差距。不过我们可以得出这样的结论:我国门诊支出上存在巨大的不公正现象,城乡差异中有 60%~90% 的部分属于不合理^①,需要在未来城乡医保统筹中缓解。

四、结论

我国医疗领域存在严重的城乡差异是不争的事实,但是通过对卫生经济学中公正的界定后,本文发现,统计数据上的“城乡差异”并不能代表实质上的不公正,如果我们仅将目光对准城乡差异,很可能对政策制定产生误导。因此,本研究从理论上进行分析,以“城乡不公正”作为对城乡间实质不公正的度量,借助倾向值加权的优良特性提出了一种简便易行的度量方法,并利用 CHNS2009 年截面数据进行实证分析。本文认为,我国医疗服务利用上存在巨大的城乡间不公正现象,城乡差异中有 60%~90% 的部分属于不合理。

本研究希望能为我国将大力推行的“城乡医保统筹”制度提供有效的政策建议:政策制定者应将焦点由“城乡差异”转向“城乡不公正”。从补偿农村居民个体特征的角度出发,政府应逐步拉平城乡居民的补偿待遇,并通过适当的累进性的筹资机制,缓解因城乡收入差距过大而造成的不公正。同时,还应大力推进城乡医疗资源均等化,逐步取消各种造成城乡不公正的制度,以消除“歧视”效应带来的城乡不公正现象。

参考文献:

- [1] 胡琳琳,胡鞍钢. 从不公正到更加公正的卫生发展:中国城乡疾病模式差距分析与建议[J]. 管理世界,2003(1): 78-87.
- [2] 陈浩,周绿林. 中国公共卫生不均等的结构分析[J]. 中国人口科学,2011(6): 72-83.
- [3] 刘柏惠,俞卫,寇恩惠. 老年人社会照料和医疗服务使用的不均等性分析[J]. 中国人口科学,2012(3): 86-95.
- [4] 马超,顾海,韩建宇. 我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.
- [5] 胡琳琳. 我国与收入相关的健康不平等实证研究[J]. 卫生经济研究,2005(12): 13-16.
- [6] 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.
- [7] 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.
- [8] Iom. *Confronting Racial and Ethnic Disparities in Health Care*[M]. Washington D C: National Academies Press, 2002.
- [9] McGuire T G, Alegria M, Cook B L, et al. Implementing the Institute of Medicine Definition of Disparities: an Application to Mental Health Care[J]. *Health Services Research*, 2006(5): 1979-2005.

① 当然,本研究不可能放入所有影响门诊支出的变量,必定会有遗漏,因此本文只是先给出一个大致估计值,具体每个变量的因果效应需要进一步地研究。

- [10] Cook B, Mcguire T, Miranda J. Measuring Trends in Mental Health Care Disparities, 2000–2004[J]. *Psychiatric Services*, 2007(12): 1533–1540.
- [11] Cook B L, Mcguire T G, Lock K, et al. Comparing Methods of Racial and Ethnic Disparities Measurement across Different Settings of Mental Health Care[J]. *Health Services Research*, 2010(3): 825–847.
- [12] Fleurbaey M, Schokkaert E. *Equity in Health and Health Care*[M]. Waltham, MA: North Holland, 2011.
- [13] Tobin J. On Limiting the Domain of Inequality[J]. *Journal of Law and Economics*, 1970(2): 263–277.
- [14] Andersen R. *Health Service Distribution and Equity*[M]. Ballinger, Cambridge, MA: Equity in Health Services, 1975.
- [15] Legrand J. The Distribution of Public Expenditure: the Case of Health Care[J]. *Economica*, 1978(178): 125–142.
- [16] Mooney G. *Economics, Medicine, and Health Care*[M]. Brighton: Wheatsheaf, 1986.
- [17] Gillon R. Philosophical Medical Ethics. Conclusion: the Arthur Case Revisited. [J]. *British Medical Journal*, 1986(6519): 543–545.
- [18] Williams A. *Equity in Health Care; the Role of Ideology*. In van Doorslaer E, Wagstaff A, Rutten F, eds[M]. Oxford: Oxford University Press, 1993.
- [19] Wagstaff A, van Doorslaer E. Measuring and Testing for Inequity in the Delivery of Health Care[J]. *Journal of Human Resources*, 2000(4): 716–733.
- [20] Cook B L, Mcguire T G, Meara E, et al. Adjusting for Health Status in Non-Linear Models of Health Care Disparities [J]. *Health Serv Outcomes Res Methodol*, 2009(1): 1–21.
- [21] Rosenbaum P R, Rubin D B. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects[J]. *Biometrika*, 1983(70): 41–55.
- [22] 程令国,张晔. “新农合”:经济绩效还是健康绩效? [J]. *经济研究*, 2012(1): 120–133.
- [23] Rosenbaum P R. Model-based Direct Adjustment[J]. *Journal of the American Statistical Association*, 1987(82): 387–394.
- [24] Robins J M, Ronitzky A. Semiparametric Efficiency in Multivariate Regression Models with Missing Data[J]. *Journal of the American Statistical Association*, 1995(90): 122–129.
- [25] Hirano K, Imbens G. Estimation of Causal Effects using Propensity Score Weighting: An Application to Data on Right Heart Catheterization[J]. *Health Services and Outcomes Research Methodology*, 2001(2): 259–278.
- [26] Macaffrey D F, Ridgeway G, Morral A R. Propensity Score Estimation With Boosted Regression for Evaluating Causal Effects in Observational Studies[J]. *Psychological Methods*, 2004(4): 403–425.
- [27] Alex Z Fu,唐艳,陈刚. 倾向得分法综述[J]. *中国药物经济学*, 2008(02): 27–34.
- [28] Freedman D A, Berk R A. Weighting Regressions by Propensity Scores[J]. *Evaluation Review*, 2008(4): 392–409.

(责任编辑:李良木)