

## 城镇居民与乡城移民医疗支出不公平性研究

刘汉辉 廖直东\*

**内容提要** 本文利用 2007 年中国家庭收入调查数据，考察了城镇居民与乡城移民在医疗支出上的不公平性。本文利用非线性分解方法对城镇居民与乡城移民的医疗支出参与差异进行了非线性分解，利用 Blinder-Oaxaca 方法对医疗支出水平差异进行了线性分解。结果表明：在两类居民医疗支出参与差异中，特征效应为 59.44%，系数效应即不公平部分为 40.56%，且与收入有关的不公平相当高；而对于发生了医疗支出的城镇居民与乡城移民，其医疗支出水平差距完全是不公平的。政府应该高度重视城镇化进程中的医疗保健不公平，着力进行户籍制度改革和医疗保障制度改革，消除对乡城移民在医疗服务利用上的歧视，以促进医疗保健公平。

**关键词** 医疗支出 Blinder-Oaxaca 分解 非线性分解

### 一 引言

医疗保健公平一直是健康经济学研究关注的重要主题之一。根据 WHO (1996)，医疗保健公平是指每一个社会成员都能有相同的机会获得医疗卫生服务，且不因社会成员所拥有的特权不同而出现差别。Sen (2002) 指出，医疗保健公平应包括健康公平、医疗服务可及性公平、实际利用公平和筹资公平。国外研究医疗保健公平的实证文献主要关注与经济社会有关的医疗保健不均等以及医疗保健的种族、民族和性别分

\* 刘汉辉，华南师范大学经济与管理学院，电子邮箱：lifelonge@163.com；廖直东，南开大学经济学院，电子邮箱：liao\_zhidong@sina.com。作者感谢广州市哲学社会科学“十二五”规划 2011 年度课题项目“‘民工荒’背景下的广州市人口发展研究：基于人口红利的视角”（项目编号：11B04）和华南市场经济研究中心的资助。

割等 (Fleurbaey & Schokkaert, 2011)。近期, 移民及其子女的医疗保健问题得到学术界的关注, 如 Derose et al. (2009) 研究了移民子女和美国居民子女的医疗保健机会、医疗保健质量和医疗保健支出的不公平性; Tarraf et al. (2012) 使用医疗支出面板数据研究了移民与非移民医疗支出的不公平性等。国内研究医疗支出不公平性的文献不多, 主要关注居民群体内医疗保健不均等问题以及医疗保健的城乡分割问题, 如解巫 (2009) 研究了收入因素在健康不平等、医疗服务利用不平等中的贡献; 魏众和古斯塔夫森 (2005) 研究了农村居民医疗支出不公平性, 并分城乡和分地区作了深入的考察; 刘柏惠等 (2012) 则分析了老年人社会照料以及医疗服务利用的不均等性; 马超等 (2012) 对医疗保健支出的城乡分割进行了考察; 林相森等 (2012) 检验了中国居民医疗消费的不公平问题。然而, 涉及城镇居民与乡城移民<sup>①</sup>医疗消费支出不公平性的文献较少。

自改革开放以来, 中国出现了大量乡城移民。据 2010 年第六次全国人口普查数据, 乡城移民数量高达 2.21 亿<sup>②</sup>。在城市化快速推进的背景下, 今后还将有大量农村人口涌入城市。然而, 受城乡二元分割体制和户籍管理制度的影响, 一方面, 乡城移民在城市劳动力市场上不仅面临同工不同酬的工资歧视, 而且面临就业职位歧视和就业权益保障的缺失, 这意味着乡城移民拥有较低的社会经济地位以及不利的工作生活环境。因而, 乡城移民面临的健康风险更为突出, 健康资本更易受损 (牛建林, 2013)。另一方面, 由于中国现有医疗保障制度与户籍制度挂钩, 乡城移民虽然生活在城市, 但是他们并没有享有城市医疗保障等社会福利, 跨区域诊治和报销在现有医疗保险制度下实际上很难实现, 这就给乡城移民的医疗保健造成困难。乡城移民享有的健康权益与他们为城市经济发展做出的贡献极不相称, 这不仅与中国社会主义市场经济体制的公平诉求相悖, 更与建设和谐社会的内涵不符。

有鉴于此, 本文将考察城镇居民与乡城移民在医疗服务利用上的不公平性, 而医疗支出是医疗服务利用水平的主要指标之一, 因而我们将重点考察城镇居民与乡城移民在医疗支出上的不公平性。我们将测算两类居民医疗支出差距中的不公平部分, 从而研究他们在医疗保健方面的不公平程度。一般而言, 在测算群体内医疗支出不均等

---

① 大部分文献使用“农民工”来指代这一群体。然而, “农民工”这一术语仅仅代表了从农业部门向现代部门转移的劳动力, 本文研究的对象包括农民工及其家属, 而“流动人口”代表的范围更广。借鉴国外相关文献, 本文使用“乡城移民”来指代这一群体。

② 来自国家统计局网站。

时采用集中指数或者泰尔指数，而在测算群体间的不公平部分时可以进行反事实分析。考虑到居民在医疗服务利用时存在是否参与和支出多少两个决策，本文将在两部分模型的基础上，利用2007年中国家庭收入调查数据，对城镇居民与乡城移民的医疗支出参与差异进行非线性分解，以考察两类居民在医疗支出参与上的不公平性，对医疗支出水平差异进行Blinder-Oaxaca线性分解，以考察两类居民在医疗支出上的不公平性。

## 二 实证方法

### （一）两部分模型

根据Grossman（1972，1999），健康是居民人力资本的重要组成部分，居民的健康状况直接影响其效用水平。而且，居民的健康状况是居民收入能力的重要保障，而居民的收入能力是居民实现其他各项消费的前提条件，因而居民的健康状况还会间接影响到其效用水平。居民对健康的需求引起了对健康投资的需求，而医疗支出是居民健康投资的主要形式。因而，凡是会影响居民健康状况的因素都会直接或间接地影响居民的医疗支出。我们根据现有的关于居民医疗支出影响因素的文献（张蕾，2012；韩华为，2010；马超等，2012；Shen，2011；Koopmanschap et al.，2010；Fleurbaey et al.，2011），设定决定居民医疗支出的方程如下：

$$I = i(D, Y, Z, S) \quad (1)$$

其中， $I$ 表示居民的医疗支出水平； $D$ 表示居民的人口社会学特征，如居民的年龄、性别、受教育程度、种族和婚姻状况等； $Y$ 表示家庭特征，包括家庭规模和家庭人均收入等； $Z$ 表示居民健康状况，如是否有慢性病； $S$ 表示居民是否参加医疗保险。

以式（1）为基础，可以设定计量模型，采用适当的方法对居民的医疗支出行为进行计量分析。为了更深入地考察城镇居民与乡城移民之间的医疗支出不公平性，我们把居民的医疗支出决策行为分解为参与决策与支出决策，并使用两部分模型进行估计，在此基础上再对两类居民的医疗支出差异进行分解。

两部分模型的参与方程为：

$$I_i^* = X_{1i}\gamma + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$d_i = \begin{cases} 1, & \text{if } I_i^* > 0 \\ 0, & \text{other} \end{cases} \quad (3)$$

其中, 下标  $i$  表示第  $i$  个家庭;  $I_i^*$  为潜变量, 是居民的医疗支出水平;  $X_{1i}$  表示影响居民医疗支出参与的因素;  $\gamma$  为待估计参数向量;  $\varepsilon_i$  为随机扰动项, 且满足  $\varepsilon_i \sim N(0, 1)$ ;  $d_i$  表示居民是否有医疗支出的二值变量, 如果居民发生了医疗支出, 则取值为 1, 没有发生医疗支出取值为 0。式 (2) 和 (3) 组成了 probit 模型, 可以用极大似然方法进行估计。

两部分模型的支出水平方程为:

$$\ln(I_i) = X_{2i}\beta + \varepsilon_i \quad (4)$$

其中,  $\ln(I_i)$  表示居民医疗支出的对数,  $X_{2i}$  表示影响居民医疗支出的因素,  $\beta$  为待估计参数向量,  $\varepsilon_i$  是随机干扰项, 满足  $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$ 。很显然, 根据式 (4), 只有医疗支出为正的观测才能用于估计支出水平方程。对 (4) 式两边取期望, 得:

$$E(\ln(I_i) | X_{2i}, I_i > 0) = X_{2i}\beta \quad (5)$$

式 (5) 说明, 给定  $X_{2i}$  和  $I_i > 0$ ,  $\ln(I_i)$  的期望为  $X_{2i}\beta$ , 因此, 可以利用医疗支出为正的样本采用普通最小二乘法估计式 (4) (Duan et al., 1983)。

## (二) Blinder-Oaxaca 分解和非线性分解

我们将利用 Yun (2004) 的方法对两组居民医疗支出的参与差异进行非线性分解, 对两组居民的医疗支出水平差异使用 Blinder-Oaxaca 方法分解。Yun 的非线性分解方法是对 Blinder-Oaxaca 分解方法的推广, 是 Blinder-Oaxaca 分解方法在 probit 模型中的拓展。因此, 我们首先介绍如何利用 Blinder-Oaxaca 分解方法对两组居民的医疗支出水平差异进行分解, 再介绍如何利用 Yun 的非线性分解方法对两组居民的医疗支出参与差异进行分解。

以城镇居民中发生医疗支出的样本估计式 (4), 得到回归系数  $b_u$ ; 以乡城移民中发生医疗支出的样本估计式 (4), 得到回归系数  $b_m$ 。则这两个子样本的平均对数医疗支出分别为:

$$\overline{\ln(I_u)} = \overline{X_{2u}}b_u \quad (6)$$

$$\overline{\ln(I_m)} = \overline{X_{2m}}b_m \quad (7)$$

其中, 下标  $u$  代表城镇居民,  $m$  代表乡城移民。 $\overline{\ln(I_u)}$  表示发生了医疗支出的城镇居民的平均对数医疗支出,  $\overline{X_{2u}}$  表示发生了医疗支出的城镇居民样本解释变量的均值, 同理可定义式 (7) 中各变量的含义。发生医疗支出的城镇居民和乡城移民的医疗支出差异可以分解为:

$$\overline{\ln(I_u)} - \overline{\ln(I_m)} = (\overline{X_{2u}} - \overline{X_{2m}})b_m + \overline{X_{2u}}(b_u - b_m) \quad (8)$$

式(8)等号右边的第一部分为可解释的部分,即特征效应,是由城镇居民和乡城移民在各项特征、禀赋上的差异引起的;第二部分为不可解释的部分,即系数效应,它反映了两类居民由于户籍状况以及经济社会地位的差异而导致的医疗支出的差异,可以理解为是发生了医疗支出的城镇居民和乡城移民在医疗支出上的分割,是不公平部分(马超等,2012)。该项就是反事实分析的核心部分(Fiscella et al., 2002; Alegri et al., 2002),它表示城镇居民的平均对数医疗支出与乡城移民如果与城镇居民各项特征、禀赋都相同但保持原来的社会经济地位和户籍性质时的平均对数医疗支出的差。对式(8)右边的两部分作进一步的分解,可以计算发生了医疗支出的两类居民的每项特征差异对总差异的贡献以及每项解释变量的系数效应对总差异的贡献。

Blinder-Oaxaca 分解方法适用于线性回归模型。对于非线性模型,则可以用 Yun 的非线性分解方法。以城镇居民样本和乡城移民样本估计 probit 模型,得到回归系数  $r_u$  和  $r_m$ ,则城镇居民与乡城移民的医疗支出参与差异可以按下式进行分解:

$$\Delta p = \sum_{i=1}^n W_{\Delta X}^i [\overline{F(X_{1u}r_m)} - \overline{F(X_{1m}r_m)}] + \sum_{i=1}^n W_{\Delta r}^i [\overline{F(X_{1u}r_u)} - \overline{F(X_{1u}r_m)}] \quad (9)$$

其中,  $\Delta p$  为城镇居民与乡城移民的医疗支出参与差异,  $i$  表示第  $i$  个解释变量,  $F(\cdot)$  表示标准正态的累积分布函数,  $X_{1u}$  和  $X_{1m}$  分别表示城镇居民样本解释变量和乡城移民样本解释变量。  $W_{\Delta X}^i$  和  $W_{\Delta r}^i$  为权重,分别为:

$$W_{\Delta X}^i = \frac{(\overline{X_u^i} - \overline{X_m^i})r_m^i}{(\overline{X_u} - \overline{X_m})r_m} \quad (10)$$

$$W_{\Delta r}^i = \frac{\overline{X_u^i}(r_u^i - r_m^i)}{\overline{X_u}(r_u - r_m)} \quad (11)$$

$$\sum_{i=1}^n W_{\Delta X}^i = \sum_{i=1}^n W_{\Delta r}^i = 1 \quad (12)$$

式(9)等号右边第一项为城镇居民与乡城移民医疗支出参与差异的可解释部分,即特征效应。同样,它是由城镇居民和乡城移民在各项特征、禀赋上的差异而引起的。第二部分为不可解释部分,即系数效应,它反映了两类居民由于户籍状况以及经济社会地位差异而引起的医疗支出参与差异,是不公平部分。同样,对式(9)右边的两项作进一步的分解,可以计算出两类居民每项特征效应对参与差异的贡献以及每项解释变量的系数效应对参与差异的贡献。

### 三 实证分析

#### (一) 数据说明

本文所用数据全部来自北京师范大学中国收入分配研究院2007年中国家庭住户收入调查数据。该数据调查对象涵盖城镇居民、农村居民和乡城移民,共22个子数据库。本文需要用到乡城移民个人数据库、乡城移民家庭收入支出数据库、城镇居民个人数据库和城镇家庭收入支出数据库共4个子数据库。我们把这4个子数据库合并,共有8446个乡城移民,14683个城镇居民。其中,城镇居民包括了有城镇户籍但不在户籍所在地生活的城镇居民。我们主要考察乡城移民与有城镇户籍且在户籍所在地生活的居民之间的医疗支出不公平性,因而把有城镇户籍但不在户籍所在地生活的个体剔除。同时,把个人医疗支出、个体特征、家庭特征、身体健康状况和参保情况等存在缺失值的个体删除,得到有效样本共13142个个体,其中乡城移民6238人,城镇居民6904人。2007年,乡城移民中有4097人发生了医疗支出,城镇居民中有5317人发生了医疗支出。

#### (二) 变量定义及描述性分析

参与方程的被解释变量是二值变量,用 $d$ 表示:如果居民在2007年发生了医疗支出,取值为1,反之,取值为0。支出方程的被解释变量是在2007年发生了医疗消费居民的医疗支出,使用对数形式,用 $\ln(I)$ 表示。

两部分模型的参与方程与支出方程的解释变量可以完全一样,也可以不同。我们认为,影响居民医疗支出水平的因素都会影响居民的医疗支出参与。因此,参与方程和支出方程的解释变量完全一样。下面逐一定义。

针对居民的个体特征,我们定义了一系列变量。以男性为参照组定义表示居民性别的虚拟变量 $sex$ ;以没有配偶为参照组定义表示居民婚姻状况的虚拟变量 $marriage$ ;以汉族为参照组定义表示居民民族状况的虚拟变量 $nation$ ;以0~25岁居民为参照组,定义虚拟变量 $age1$ 、 $age2$ 、 $age3$ 和 $age4$ 分别表示居民年龄为26~35岁、36~45岁、46~65岁和66岁以上;以最高受教育程度为小学及以下为参照,定义虚拟变量 $junior$ 、 $senior$ 、 $technical$ 、 $college1$ 和 $college2$ 分别表示居民的最高受教育程度为初中、高中、中专、大专和本科以上。

对于居民健康状况,调查问卷中设置了两个问题:“您目前的健康状况如何?”和“最近三个月您是否生过病或受过伤,包括慢性或急性病?”。因此,我们设置两类变量

来表示居民的健康状况。以居民身体状况一般为参照组，设置虚拟变量 *health1*、*health2*、*health3* 和 *health4* 分别表示居民身体状况非常好、好、不好和非常不好；以过去三个月没有疾病为参照组设置虚拟变量 *illness* 表示居民过去三个月是否生病。为了更好地反映居民健康状况，设置虚拟变量 *smoke* 表示居民经常抽烟；以完全没有精神压力为参照组，设置虚拟变量 *psy1*、*psy2* 和 *psy3* 分别表示有一点精神压力、精神压力比较严重和精神压力非常严重。

以没有参加医疗保险为参照组，设置虚拟变量 *medical* 表示居民是否参加了医疗保险；以 *income* 表示居民人均收入的对数；定义变量 *number* 表示家庭人数。

表 1 给出了变量的统计性描述。样本 1 表示城镇居民样本，样本 2 表示乡城移民样本。表 2 给出了发生了医疗支出的样本相应变量的统计性描述，其中样本 3 为发生了医疗支出的城镇居民样本，样本 4 为发生了医疗支出的乡城移民样本。

表 1 相关变量统计性描述

变 量	样本量		均 值		标准差		最小值		最大值	
	样本 1	样本 2	样本 1	样本 2	样本 1	样本 2	样本 1	样本 2	样本 1	样本 2
<i>d</i>	6904	6238	0.770	0.657	0.421	0.475	0	0	1	1
<i>number</i>	6904	6238	3.046	1.931	0.974	1.103	1	1	8	6
<i>sex</i>	6904	6238	0.572	0.402	0.495	0.490	0	0	1	1
<i>age1</i>	6904	6238	0.153	0.292	0.360	0.455	0	0	1	1
<i>age2</i>	6904	6238	0.242	0.245	0.428	0.430	0	0	1	1
<i>age3</i>	6904	6238	0.449	0.0906	0.497	0.287	0	0	1	1
<i>age4</i>	6904	6238	0.127	0.0031	0.333	0.0551	0	0	1	1
<i>marriage</i>	6904	6238	0.884	0.616	0.321	0.486	0	0	1	1
<i>nation</i>	6904	6238	0.0116	0.0181	0.107	0.133	0	0	1	1
<i>health1</i>	6904	6238	0.144	0.408	0.351	0.491	0	0	1	1
<i>health2</i>	6904	6238	0.454	0.437	0.498	0.496	0	0	1	1
<i>health3</i>	6904	6238	0.055	0.0143	0.228	0.119	0	0	1	1
<i>health4</i>	6904	6238	0.0071	0.0014	0.084	0.038	0	0	1	1
<i>junior</i>	6904	6238	0.255	0.499	0.436	0.500	0	0	1	1
<i>senior</i>	6904	6238	0.253	0.274	0.435	0.446	0	0	1	1
<i>technical</i>	6904	6238	0.101	0.0494	0.301	0.217	0	0	1	1
<i>college1</i>	6904	6238	0.169	0.0393	0.374	0.194	0	0	1	1
<i>college2</i>	6904	6238	0.127	0.0056	0.333	0.0747	0	0	1	1
<i>medical</i>	6904	6238	0.754	0.583	0.431	0.493	0	0	1	1
<i>illness</i>	6904	6238	0.182	0.144	0.386	0.351	0	0	1	1

续表

变 量	样本量		均 值		标准差		最小值		最大值	
	样本 1	样本 2	样本 1	样本 2	样本 1	样本 2	样本 1	样本 2	样本 1	样本 2
<i>income</i>	6904	6238	9.696	9.553	0.653	0.537	6.620	7.496	13.440	12.930
<i>psy1</i>	6904	6238	0.594	0.593	0.491	0.491	0	0	1	1
<i>psy2</i>	6904	6238	0.0969	0.0878	0.296	0.283	0	0	1	1
<i>psy3</i>	6904	6238	0.0133	0.0135	0.115	0.115	0	0	1	1
<i>smoke</i>	6904	6238	0.218	0.342	0.413	0.474	0	0	1	1

资料来源：作者根据 2007 年中国家庭收入调查数据计算得到。

表 2 发生了医疗支出的人口样本相应变量的统计性描述

变 量	样本量		均 值		标准差		最小值		最大值	
	样本 3	样本 4	样本 3	样本 4	样本 3	样本 4	样本 3	样本 4	样本 3	样本 4
$\ln(I)$	5317	4097	6.360	4.826	1.394	1.493	-0.431	-1.099	12.210	10.310
<i>number</i>	5317	4097	3.038	1.927	0.992	1.100	1	1	8	6
<i>sex</i>	5317	4097	0.590	0.409	0.492	0.492	0	0	1	1
<i>age1</i>	5317	4097	0.137	0.288	0.344	0.453	0	0	1	1
<i>age2</i>	5317	4097	0.229	0.248	0.420	0.432	0	0	1	1
<i>age3</i>	5317	4097	0.471	0.0908	0.499	0.287	0	0	1	1
<i>age4</i>	5317	4097	0.142	0.0034	0.349	0.0584	0	0	1	1
<i>marriage</i>	5317	4097	0.893	0.621	0.309	0.485	0	0	1	1
<i>nation</i>	5317	4097	0.0117	0.0181	0.107	0.133	0	0	1	1
<i>health1</i>	5317	4097	0.130	0.374	0.337	0.484	0	0	1	1
<i>health2</i>	5317	4097	0.440	0.435	0.496	0.496	0	0	1	1
<i>health3</i>	5317	4097	0.0679	0.0193	0.252	0.138	0	0	1	1
<i>health4</i>	5317	4097	0.008	0.0022	0.0896	0.0468	0	0	1	1
<i>junior</i>	5317	4097	0.262	0.481	0.440	0.500	0	0	1	1
<i>senior</i>	5317	4097	0.244	0.274	0.429	0.446	0	0	1	1
<i>technical</i>	5317	4097	0.102	0.0547	0.302	0.227	0	0	1	1
<i>college1</i>	5317	4097	0.165	0.0408	0.371	0.198	0	0	1	1
<i>college2</i>	5317	4097	0.124	0.0046	0.330	0.0679	0	0	1	1
<i>medical</i>	5317	4097	0.749	0.604	0.434	0.489	0	0	1	1
<i>illness</i>	5317	4097	0.228	0.206	0.419	0.405	0	0	1	1
<i>income</i>	5317	4097	9.699	9.526	0.644	0.544	7.272	7.496	13.440	12.930
<i>psy1</i>	5317	4097	0.597	0.604	0.491	0.489	0	0	1	1
<i>psy2</i>	5317	4097	0.0991	0.103	0.299	0.303	0	0	1	1
<i>psy3</i>	5317	4097	0.0134	0.0166	0.115	0.128	0	0	1	1
<i>smoke</i>	5317	4097	0.207	0.342	0.405	0.474	0	0	1	1

资料来源：作者根据 2007 年中国家庭收入调查数据计算得到。



对比样本 1 和样本 2 发现，与城镇居民相比，乡城移民表现出以下特征：第一，更年轻。乡城移民中，年龄在 25~45 岁之间和 46 岁以上人口比例为 53.7% 和 9.37%，而在城镇居民中相应比例分别为 39.5% 和 57.6%。第二，身体健康状况更好。在乡城移民中，身体状况非常好的比例为 40.8%，而城镇居民中的相应比例仅为 14.4%。第三，受教育程度更低。在乡城移民中，最高受教育程度为初中和高中的人口比例为 77.3%，而在城镇居民中这一比例为 50.8%。此外我们还发现，乡城移民以男性为主、家庭规模更小、人均收入更低和有配偶的人口比例更低等。对比样本 3 和样本 4，能够发现同样的特征和事实，在此不再赘述。这些差异都会引起两类居民的医疗支出差异。

观察表 1 和表 2 发现，城镇居民和乡城移民在医疗支出参与和医疗支出水平两方面都存在差异。但是，有多少差异是由于两类居民在特征、禀赋上的差异而引起的，又有多少差异是由于两类居民在户籍状况、经济社会地位上的差异而引起的呢？下面通过非线性分解和 Blinder-Oaxaca 分解进行深入考察。

### (三) 实证结果

表 3 报告了参与方程的估计结果。模型 (1) 和模型 (2) 是用城镇居民样本进行估计的结果，模型 (3) 和模型 (4) 是用乡城移民样本进行估计的结果。模型 (5) 和模型 (6) 是用发生了医疗支出的城镇居民样本进行估计的结果，模型 (7) 和模型 (8) 是用发生了医疗支出的乡城移民样本进行估计的结果。模型 (1)、模型 (3)、模型 (5) 和模型 (7) 使用居民自评一般健康状况来反映居民健康状况，而模型 (2)、模型 (4)、模型 (6) 和模型 (8) 使用最近是否生病或有慢性病来反映居民的健康状况。居民抽烟情况和精神压力状况能表征个人的长期健康状况，因而进入上述所有模型。我们的重点在于分析参与差异和支出水平差异，故不对估计结果作单独分析，而是结合分解结果进行分析。

表 3 两部分模型估计结果

变 量	参与方程				支出方程			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>number</i>	0.0011 (0.0569)	0.0129 (0.6701)	-0.0591 *** (-3.1183)	-0.0464 *** (-2.4044)	0.0072 (0.3984)	0.0182 (1.0155)	-0.4353 *** (-17.4990)	-0.4245 *** (-17.2107)
<i>sex</i>	0.2127 *** (5.0436)	0.2123 *** (4.9179)	0.0540 (1.3298)	0.0618 * (1.4899)	0.0338 (0.7862)	0.0365 (0.8579)	0.1813 *** (3.4158)	0.1831 *** (3.4859)
<i>age1</i>	0.2419 *** (2.2883)	0.2503 *** (2.3315)	-0.0506 (-0.9683)	-0.0382 (-0.7205)	-0.0126 (-0.0951)	0.0660 (0.5054)	0.0374 (0.5397)	0.0494 (0.7206)

续表

变 量	参与方程				支出方程			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>age2</i>	0.3825 *** (3.5702)	0.3993 *** (3.6700)	-0.0715 (-1.1915)	-0.0494 (-0.8105)	0.0288 (0.2195)	0.1237 (0.9547)	0.0637 (0.8085)	0.0915 (1.1741)
<i>age3</i>	0.6384 *** (5.9270)	0.6344 *** (5.8299)	-0.1483 *** (-1.9607)	-0.1146 * (-1.4851)	0.4515 *** (3.4610)	0.5901 *** (4.5998)	0.1531 * (1.5549)	0.2229 *** (2.2913)
<i>age4</i>	0.7997 *** (6.8881)	0.7630 *** (6.5069)	-0.1054 (-0.3227)	0.0181 (0.0537)	1.0122 *** (7.4873)	1.1721 *** (8.8514)	0.3330 (0.8760)	0.5327 (1.4204)
<i>marriage</i>	0.1291 *** (2.1704)	0.1167 ** (1.9119)	0.1074 *** (1.9865)	0.1025 ** (1.8651)	-0.0010 (-0.0170)	-0.0286 (-0.4747)	0.0286 (0.3981)	0.0228 (0.3204)
<i>nation</i>	-0.0287 (-0.1778)	-0.1101 (-0.6602)	-0.0068 (-0.0546)	-0.0149 (-0.1181)	-0.0785 (-0.4901)	-0.0952 (-0.5995)	-0.2867 ** (-1.7570)	-0.2866 ** (-1.7730)
<i>health1</i>	-0.1762 *** (-3.2458)		-0.5070 *** (-9.0744)		-0.5797 *** (-10.0363)		-0.4222 *** (-6.5042)	
<i>health2</i>	-0.1082 *** (-2.7105)		-0.3916 *** (-7.1102)		-0.5028 *** (-12.5464)		-0.3378 *** (-5.3865)	
<i>health3</i>	0.7918 *** (6.7739)		0.3249 ** (1.7364)		0.8591 *** (11.7130)		0.9315 *** (5.6177)	
<i>health4</i>	0.3206 (1.3353)				1.7234 *** (8.8256)		2.1192 *** (4.5494)	
<i>junior</i>	-0.0020 (-0.0280)	0.0021 (0.0286)	-0.1816 *** (-3.2747)	-0.1852 *** (-3.2574)	0.0316 (0.4843)	0.0284 (0.4395)	-0.0391 (-0.5683)	-0.0571 (-0.8389)
<i>senior</i>	-0.0931 (-1.2998)	-0.0913 (-1.2372)	-0.0841 (-1.3862)	-0.1211 ** (-1.9529)	0.0341 (0.5063)	0.0082 (0.1225)	-0.0006 (-0.0074)	-0.0292 (-0.3917)
<i>technical</i>	0.0576 (0.6864)	0.0503 (0.5797)	0.1507 * (1.5763)	0.1180 (1.2130)	0.1857 *** (2.3684)	0.1428 ** (1.8407)	-0.0856 (-0.7416)	-0.1098 (-0.9620)
<i>college1</i>	0.0981 (1.2349)	0.0882 (1.0809)	0.0174 (0.1713)	-0.0205 (-0.1972)	0.1535 *** (2.0562)	0.1122 * (1.5190)	0.2967 *** (2.3278)	0.2596 *** (2.0579)
<i>college2</i>	0.1232 * (1.4540)	0.1142 (1.3148)	-0.3184 (-1.4022)	-0.2686 (-1.1866)	0.1803 *** (2.2460)	0.1207 * (1.5213)	0.2889 (0.8890)	0.3651 (1.1341)
<i>medical</i>	-0.0528 (-1.2408)	-0.0635 * (-1.4580)	0.1725 *** (5.1022)	0.1506 *** (4.3752)	0.1569 *** (3.7742)	0.1424 *** (3.4577)	-0.0692 * (-1.5511)	-0.0836 ** (-1.8946)
<i>psy1</i>	0.0800 *** (2.0549)	0.0702 ** (1.7827)	0.1676 *** (4.5647)	0.1754 *** (4.7152)	-0.0086 (-0.2181)	0.0223 (0.5721)	0.0857 ** (1.7134)	0.1056 *** (2.1435)
<i>psy2</i>	0.0676 (1.0285)	0.0309 (0.4602)	0.3859 *** (5.6709)	0.4102 *** (5.9369)	0.1140 ** (1.7501)	0.1975 *** (3.0977)	0.3199 *** (3.9638)	0.4012 *** (5.1034)
<i>psy3</i>	-0.1295 (-0.8212)	-0.2328 (-1.4378)	0.4869 *** (2.9630)	0.4020 *** (2.3210)	0.1328 (0.8530)	0.3279 *** (2.1506)	0.7797 *** (4.4727)	0.7854 *** (4.5621)
<i>smoke</i>	-0.0251 (-0.5111)	-0.0144 (-0.2875)	0.0450 (1.0888)	0.0478 (1.1306)	-0.2579 *** (-5.0229)	-0.2370 *** (-4.6549)	-0.0487 (-0.8964)	-0.0561 (-1.0426)
<i>income</i>	0.0396 (1.3728)	0.0341 (1.1626)	-0.1834 *** (-5.4396)	-0.1645 *** (-4.7576)	0.3068 *** (10.3440)	0.2776 *** (9.4629)	0.1577 *** (3.6501)	0.1800 *** (4.2024)
<i>illness</i>		1.1635 *** (16.0976)		1.2295 *** (17.6620)		1.0418 *** (24.7701)		0.7564 *** (14.1605)

续表

变 量	参与方程				支出方程			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
常数项	-0.3513 (-1.1390)	-0.4799* (-1.5305)	2.4707*** (7.2574)	1.7714*** (5.1140)	3.0519*** (9.3550)	2.7457*** (8.5415)	4.2883*** (9.8528)	3.6111*** (8.4110)
观测数	6904	6904	6229	6238	5317	5317	4097	4097
对数似然值	-3.6e+03	-3.4e+03	-3.9e+03	-3.7e+03	-8.7e+03	-8.7e+03	-7.1e+03	-7.1e+03
卡方检验	329.0682	608.3859	271.6556	589.4773				

注：括号内为  $t$  值。\*  $p < 0.15$ , \*\*  $p < 0.10$ , \*\*\*  $p < 0.05$ 。模型 (3) 中  $health4$  由于变异性太小，在模型中剔除。  
资料来源：作者根据 2007 年中国家庭收入调查数据计算得到。

我们用居民自评一般健康状况表示居民身体健康状况，并进行参与差异分解和支出水平差异分解，再以居民是否生病或有慢性病来表示居民身体健康状况，并进行相应的分解。结果发现，当以居民是否生病或有慢性病来表示居民身体健康状况时，参与差异和对数支出差异的可解释部分和不可解释部分都具有显著性。但是，当以居民自评一般健康状况表示居民身体健康状况时，参与差异的不可解释部分和对数支出差异的可解释部分都不具有显著性。因此，我们以居民是否生病或有慢性疾病来表示居民身体状况，并进行相应分解。表 4 汇报了分解结果。

#### (四) 城镇居民与乡城移民医疗支出参与差异的非线性分解

城镇居民的平均医疗支出参与概率为 0.7702，乡城移民的平均医疗支出参与概率为 0.6568，两者医疗支出参与差异为 0.1134。表 4 用非线性分解方法对城镇居民和乡城移民的医疗支出参与差异进行了分解。两类居民的医疗支出参与差异的 59.44% 可由他们在各项特征、禀赋上的差异解释，而不可解释的部分占 40.56%。

表 4 参与差异和支出差异的分解结果

自变量	参与差异分解				支出水平差异分解			
	特 征	百分比 (%)	系 数	百分比 (%)	特 征	百分比 (%)	系 数	百分比 (%)
<i>number</i>	-0.0083	-7.32	0.0485*	42.77	-0.4717***	-30.76	1.3448***	87.70
<i>sex</i>	0.0071***	6.26	0.0225*	19.84	0.0331***	2.16	-0.0865*	-5.64
<i>age1</i>	0.0020	1.76	0.0133*	11.73	-0.0075	-0.49	0.0023	0.15
<i>age2</i>	-0.0000	0.00	0.0336***	29.63	-0.0018	-0.12	0.0074	0.48
<i>age3</i>	0.0200***	17.64	0.0705***	62.17	0.0848*	5.53	0.1730*	11.28
<i>age4</i>	0.0136***	12.70	0.0159***	14.02	0.0737	4.81	0.0907	5.91
<i>marriage</i>	0.0083*	7.32	0.0038	3.35	0.0062	0.40	-0.0459	-2.99

续表

自变量	参与差异分解				支出水平差异分解			
	特征	百分比(%)	系数	百分比(%)	特征	百分比(%)	系数	百分比(%)
<i>nation</i>	0.0001	0.88	-0.0004	-0.35	0.0018	0.12	0.0022	0.14
<i>junior</i>	0.0064 *	5.64	0.0222 *	19.58	0.0125	0.82	0.0224	1.46
<i>senior</i>	0.0006	0.53	0.0025	2.20	0.0009	0.06	0.0091	0.59
<i>technical</i>	0.0008	0.71	-0.0011	-0.97	-0.0051	-0.33	0.0257	1.68
<i>college1</i>	0.0005	0.44	0.0043	3.79	0.0322 *	2.10	-0.0243	-1.58
<i>college2</i>	0.0007	0.62	0.0042	3.70	0.0437	2.85	-0.0304	-1.98
<i>medical</i>	0.0040 **	3.53	-0.0461 ***	-40.65	-0.0121	-0.79	0.1692 ***	11.03
<i>psy1</i>	0.0000	0.00	-0.0193	-17.02	-0.0008	-0.05	-0.0497	-3.24
<i>psy2</i>	0.0006	0.53	-0.0108 ***	-9.52	-0.0014	-0.09	-0.0202 *	-1.32
<i>psy3</i>	-0.0000	0.00	-0.0026 **	-2.29	-0.0025	-0.16	-0.0061	-0.40
<i>smoke</i>	-0.0006	-0.53	-0.0054	-4.76	0.0076	0.50	-0.0375 *	2.45
<i>income</i>	-0.0018	-1.59	0.5903 ***	-520.55	0.0311 ***	2.03	0.9469	61.75
<i>illness</i>	0.0134 ***	11.82	-0.0034	-3.00	0.0161 *	1.05	0.0650 ***	4.24
常数项	0.0000	0.00	-0.6964 ***	-614.11	0.0000	0.00	-0.8655	-56.44
合计	0.0674 ***	59.44	0.0460 ***	40.56	-0.1592 **	-10.38	1.6925 ***	110.38

注：\*  $p < 0.15$ , \*\*  $p < 0.10$ , \*\*\*  $p < 0.05$ 。

资料来源：作者根据 2007 年中国家庭收入调查数据计算得到。

对于可解释部分，我们发现：

第一，两类居民的年龄差异可以解释他们医疗支出参与差异的 32.10%。根据 Grossman (1972, 1999)，居民年龄越大，居民健康资本的折旧率越大，对健康医疗需求越强。表 3 中模型 (2) 表示居民年龄状况的一系列虚拟变量的回归系数符号都为正，且年龄越大系数越大，而模型 (4) 中相应回归系数不具有显著性或者只有微弱显著性。我们注意到，与城镇居民相比，乡城移民更年轻。因而城镇居民比乡城移民更倾向于参与医疗支出。因此，缩小两类居民年龄上的差距可以显著缩小他们在医疗支出参与上的差异。

第二，两类居民在是否参与或购买了医疗保险上的差异仅能解释他们医疗支出参与差异的 3.53%。在中国，医疗保障体系主要由三大保险构成，即城镇居民基本医疗保险、城镇职工基本医疗保险和新型农村合作医疗保险，城镇居民以前两种医疗保障为主，乡城移民主要以新型农村合作医疗保险为主。考虑到两类居民参加医疗保险的类型差异以及乡城移民的报销困难，本文可能低估了两类居民在是否参与或购买了医疗保险上的差异对他们医疗支出参与差异的贡献。

第三，两类居民人均收入对数的差异对他们医疗支出参与差异的贡献为负，但仅

为  $-1.59\%$ 。说明单纯地缩小两类居民的收入差距对消除他们医疗支出参与差异的作用不大，甚至可能起到相反的作用。

第四，两类居民的性别比例差异可以解释医疗支出参与差异的  $6.26\%$ 。男性与女性在各方面存在显著差异，因而医疗需求存在差异。样本 1 中，女性比例为  $57.2\%$ ，而样本 2 中相应比例为  $40.2\%$ 。这说明城镇居民样本中以女性为主，而乡城移民样本中以男性为主。因此，两类居民的性别比例差异可解释部分医疗参与差异。

由于在 probit 模型中，变量的回归系数没有特定含义，这给我们的解释带来了困难，但它们的符号表明了变量作用的方向。不可解释的部分即系数效应占整个医疗支出参与差异的  $40.56\%$ 。相对于可解释部分即特征效应，系数效应的贡献更小。但是对系数效应作进一步分解，我们发现两类居民各变量系数效应对他们医疗支出参与差异的贡献是明显不同的。

第一，两类居民的家庭规模、性别和年龄三个变量的系数效应对他们医疗支出参与与差异的贡献高达  $180.16\%$ ，这说明居民的这些特征对他们的医疗支出参与决策的影响机制存在明显差异。

第二，表示两类居民是否参加或购买医疗保险的变量的系数效应对他们医疗支出参与与差异的贡献为  $-40.65\%$ 。其原因在于，模型（2）中表示居民是否参与或购买了医疗保险的变量 *medical* 的回归系数符号为负；而在模型（4）中，相应回归系数符号为正，都具有显著性。也就是说，对城镇居民而言，参加医疗保险只有财富效应，而对乡城移民而言，参加医疗保险有助于他们参与医疗支出。

第三，居民人均收入对数的系数效应对他们医疗支出参与与差异的贡献高达  $520.55\%$ 。其原因在于，模型（2）中居民人均收入对数的回归系数符号为正，而在模型（4）中，相应系数符号为负，都有统计显著性。也就是说，收入对城镇居民的影响以直接效应占主导，而收入对乡城移民的影响以间接效应即健康效应占主导（叶春辉等，2008）。

第四，常数项差异对两类居民医疗支出参与与差异的贡献为  $-614.11\%$ 。在线性回归中，常数项表示所有解释变量取值为 0 时被解释变量的预测值。因而在线性分解中，常数项的差异表示两类居民中省略组对被解释变量的影响差异。而在非线性分解中，则表示两类居民中省略组的平均参与概率的差异。常数项差异对两类居民医疗支出参与与差异的贡献为  $-614.11\%$ ，说明乡城移民样本中的省略组比城镇居民样本中的省略组更倾向于参与医疗支出。

综合以上分析，我们可以认为，城镇居民与乡城移民的医疗支出参与差异主要是

由两类居民的特征差异引起的,不可解释的部分相对于可解释的部分更小。但是,从总体上来看,两类居民医疗支出参与上的不公平性已经达到了比较高的水平,尤其是与收入相关的不公平部分相当大,因此不能忽视两类居民在医疗支出参与上的不公平。

#### (五) 城镇居民与乡城移民医疗支出水平差异的 Blinder-Oaxaca 分解

城镇居民的对数医疗支出条件均值为 6.3597,乡城移民的对数医疗支出条件均值为 4.8263,两者差异为 1.5334。表 4 用 Blinder-Oaxaca 分解方法对发生了医疗支出的城镇居民和乡城移民的对数医疗支出差异进行了分解。两类居民的对数医疗支出条件均值差异的 -10.38% 是由他们在各项特征、禀赋上的差异引起的,而不可解释的部分即系数效应高达 110.38%。

对特征效应作进一步的分解,我们发现:两类居民家庭规模上的差异对他们医疗支出对数差异的贡献为 -30.76%,这说明缩小他们在家庭规模上的差异反而会扩大他们医疗支出的差距;两类居民在性别比例上的差异对他们医疗支出对数的贡献为 2.16%;两类居民其他方面的特征差异对他们医疗支出对数差异的贡献都很小。

对系数效应进行进一步的分解,我们发现:

第一,家庭规模系数效应对两类居民医疗支出对数差异的贡献为 87.70%。这说明两类居民家庭规模系数的差异很大,即家庭规模对两类居民医疗支出的作用机制存在差异。表 3 的估计结果显示,模型(8)中 *number* 的符号为负,而模型(6)中相应系数不具有显著性。说明乡城移民的家庭规模对居民医疗支出起抑制作用,而城镇居民的家庭规模对居民医疗支出的作用不显著。

第二,两类居民年龄特征变量系数效应对他们医疗支出对数差异的总贡献为 22.78%。这说明,城镇居民比年龄相同的乡城移民进行了更高的医疗保健投资。

第三,两类居民表示是否参加或购买了医疗保险变量 *medical* 的系数效应对他们医疗支出对数差异的贡献仅为 11.03%。

第四,两类居民人均收入对数的系数效应对他们医疗支出对数差异的贡献高达 61.75%,但不具有显著性。这说明两类居民医疗支出水平上的差异可能与他们的收入差异无关。

第五,两类居民常数项的差异对居民医疗支出对数差异的贡献为 -56.44%,说明发生医疗支出的乡城移民样本中的省略组比城镇居民样本中的省略组的医疗支出水平更高。

综合以上分析,对发生了医疗支出的城镇居民和乡城移民而言,特征效应很小,而系数效应即不可解释的部分相当大,即两类居民的医疗支出存在很高的不公平性。

## (六) 以最近三个月生病的人口样本为基础进行进一步分解

为了更深入地分析城镇居民与乡城移民之间的医疗支出不公平性，我们以两类居民中在最近三个月内生病的人口样本为基础，对最近三个月生病的城镇居民与乡城移民的医疗支出参与差异和支出水平差异进行分解。参与方程被解释变量为居民最近三个月是否参与医疗支出，支出水平方程的被解释变量为最近三个月医疗支出的对数，并以因病而不能从事工作、学习和生活的天数 (*days*) 来表示病情的严重程度。分解结果见表 5。

表 5 以最近三个月生病的人口样本进行进一步分解

自变量	参与差异分解				支出水平差异分解			
	特 征	百分比 (%)	系 数	百分比 (%)	特 征	百分比 (%)	系 数	百分比 (%)
<i>number</i>	0.0128	13.38	0.0289	30.20	0.1016	5.81	-0.3465	-19.82
<i>sex</i>	0.0007	0.73	0.0076	7.94	0.0002	0.01	-0.0152	-0.87
<i>age1</i>	-0.0093 *	-9.72	-0.0027	-2.82	0.0012	0.07	-0.0211	-1.21
<i>age2</i>	-0.0057	-5.96	-0.0023	-2.40	-0.0252	-1.44	-0.0436	-4.36
<i>age3</i>	0.0417 ***	43.57	0.0088	9.20	0.0980	5.60	-0.0136	-0.78
<i>age4</i>	0.0258 ***	26.96	-0.0005	-0.52	-0.0923	-5.28	0.2243	12.83
<i>marriage</i>	-0.0032	-3.34	-0.0060	-6.27	0.0628	3.59	-0.1180	-6.75
<i>nation</i>	-0.0001	-0.10	0.0003	0.31	0.0016	0.09	-0.0060	-0.34
<i>junior</i>	0.0027	2.82	-0.0028	-2.93	-0.0025	-0.14	0.0118	0.67
<i>senior</i>	0.0006	0.63	0.0096	10.03	-0.0021	-0.12	-0.0231	-1.32
<i>technical</i>	-0.0006	-0.63	0.0005	0.52	-0.0198	-1.13	0.0505	2.89
<i>college1</i>	0.0013	1.36	0.0031	3.24	-0.0226	-1.29	0.0503	2.88
<i>college2</i>	0.0001	0.10	0.0025	2.61	0.0738	4.22	-0.0902	-5.16
<i>medical</i>	0.0010	1.04	-0.0147	-15.36	-0.0230	-1.32	0.2515 *	14.38
<i>days</i>	0.0133	13.90	0.0356	37.20	0.3652 ***	20.89	-0.2942 ***	-16.83
<i>psy1</i>	0.0001	0.10	-0.0314	-32.81	0.0059	0.34	0.0822	4.70
<i>psy2</i>	-0.0005	-0.52	-0.0083	-8.67	0.0042	0.24	0.0111	0.63
<i>psy3</i>	0.0000	0.00	-0.0021	-2.19	0.0000	0.00	-0.0074	-0.42
<i>smoke</i>	0.0024	2.51	0.0098	10.24	0.0348	1.99	0.0161	0.92
<i>income</i>	0.0005	0.52	0.0180	18.81	0.0368	2.10	0.9014	51.55
常数项	0.0000	0.00	-0.0419	-43.78	0.0000	0.00	0.5296	30.29
合 计	0.0838 ***	87.57	0.0119	12.43	0.5986 *	34.24	1.1499 ***	65.76

注：\*  $p < 0.15$ ，\*\*  $p < 0.10$ ，\*\*\*  $p < 0.05$ 。

资料来源：作者根据 2007 年中国家庭收入调查数据计算得到。

表 5 的结果表明，城镇居民的平均医疗支出参与概率为 0.9762，乡城移民的平均医疗支出参与概率为 0.8805，两者医疗支出参与差异为 0.0957。用非线性分解方法对城镇居民和乡城移民的医疗支出参与差异进行分解，发现两类居民的医疗支出参与差异的

87.57%是由他们在各项特征、禀赋上的差异引起的,年龄起了最主要的作用,其他变量的特征效应都不具有显著性;而不可解释的部分仅占20.79%,且不具有显著性。

城镇居民的对数医疗支出条件均值为6.2068,乡城移民的对数医疗支出条件均值为4.4584,两者差异为1.7485。用Blinder-Oaxaca分解方法对发生医疗支出的城镇居民和乡城移民的对数医疗支出差异进行分解,其差异的34.24%是由他们在各项特征、禀赋上的差异引起的。其中,病情严重程度的特征效应起了主要作用,其他变量的特征效应不具有显著性。而不可解释的部分即系数效应高达65.76%,与病情严重程度有关的系数效应有显著性,但符号为负。两类居民是否参加或购买了医疗保险的变量(*medical*)的系数效应对他们医疗支出对数差异的贡献仅为14.38%。

上述结果说明,对在最近三个月生病的城镇居民和乡城移民而言,医疗支出参与差异上的不公平性较低,但医疗支出水平上的不公平性很高。

### (七) 进一步的讨论

有意思的是,对比城镇居民和乡城移民医疗支出参与差异分解结果和发生了医疗支出的城镇居民和乡城移民医疗支出对数差异的分解结果,我们发现,在医疗支出参与方面的不公平性较小,而在医疗支出方面的不公平性相当高。也就是说,两类居民在医疗服务利用机会上是相对公平的,但是,只要发生了医疗支出,则他们的医疗支出存在很高的不公平性。对最近三个月生病的城镇居民与乡城移民的医疗支出参与差异和支出水平差异的分解结果也说明了这一点。

进一步的分解结果表明,无论是参与差异还是支出差异,家庭规模、年龄、医疗保险状况和人均收入等项的系数效应的贡献都很大,是参与不公平性和医疗支出不公平性的主要来源。我们认为,个人户籍状况是导致城镇居民与乡城移民医疗支出参与不公平性和医疗支出不公平性的主要因素。很长一段时期,中国社会实行城乡二元管理体制并采用严格的户籍登记制度来限制农村人口向城市的流动。得益于改革开放政策,人口流动限制逐渐放松,大量农村人口向城市转移。然而,城乡二元管理体制和户籍登记制度并没有被取消。更为严重的是,在大量农村人口持续涌入城市、城市人口急剧增加的背景下,户籍登记制度成为配置城市公共资源的重要手段,附着在户籍制度上的社会福利在城市内部得以延伸,造成了社会福利在城市内部的不公平配置。乡城移民作为城市外来人口,虽然在城市工作和生活,但并不能轻易获取城市户籍,因而没能享有城市医疗保障等社会福利,因此乡城移民在医疗保健服务可及性和医疗保健服务实际利用方面都存在较大障碍。此外,在现有医疗保险制度下缺乏城乡之间以及区域之间的医疗报销制度的对接,因而跨区域诊治和报销实际上很难实现,这就给乡城移民的医



疗保健增加了困难。在上述背景下，家庭规模、年龄、医疗保险和人均收入对两类居民的医疗支出参与和医疗支出水平的作用存在极大差异。

## 四 结语

本文利用 2007 年中国家庭收入调查数据，考察了城镇居民与乡城移民的医疗支出不公平性。经过测算发现，在两类居民医疗支出参与差异中，特征效应为 59.44%。其中，他们在年龄和健康状况方面的差异起了主要作用，系数效应即不公平部分有 40.56%，但与收入有关的不公平相当高；而对于发生了医疗支出的城镇居民与乡城移民，其医疗支出水平差距完全是不公平的。城镇居民与乡城移民在医疗支出方面如此之高的不公平性，既与社会主义市场经济体制的公平诉求相悖，更与建设和谐社会的内涵不符。

当前，中国正处在城镇化快速推进的时期，政府更是不遗余力地推动新型城镇化建设。我们认为，以人为本和追求公平是新型城镇化的应有之义。医疗保健公平既事关人的身体健康，又是公平正义的重要内容。因此，政府应该高度重视城镇化进程中的医疗保健公平。我们建议，政府应该平稳有序地对现有医疗保障体制进行改革，以实现乡城移民的就地诊治和就地报销。同时，对户籍制度进行大力改革，以消除乡城移民在福利保障方面的歧视，改善他们的工作环境和居住环境，以促进医疗保健公平。

## 参考文献：

- 韩华为 (2010)，《个体医疗需求行为研究综述》，《经济评论》第 4 期，第 146 - 153 页。
- 解垚 (2009)，《与收入相关的健康及医疗服务利用不平等研究》，《经济研究》第 2 期，第 92 - 105 页。
- 林相森、方齐云、艾春荣 (2012)，《我国居民医疗消费不公平问题：一个正式的检验》，载于马颖、马库斯·陶贝、迪特·卡塞尔主编《发展经济学研究（第八辑）》，北京：经济科学出版社，第 403 - 420 页。
- 刘柏惠、俞卫、寇恩惠 (2012)，《老年人社会照料和医疗服务使用的不均等性分析》，《中国人口科学》第 3 期，第 86 - 95 页。
- 马超、顾海、李佳佳 (2012)，《我国医疗保健的城乡分割问题研究——来自反事实分析的证据》，《经济学家》第 12 期，第 57 - 66 页。

- 牛建林 (2013), 《人口流动对中国城乡居民健康差异的影响》, 《中国社会科学》第2期, 第46-63页。
- 魏众、古斯塔夫森 (2005), 《中国居民医疗支出不公平性分析》, 《经济研究》第12期, 第26-34页。
- 叶春辉、封进、王晓润 (2008), 《收入、受教育水平和医疗消费: 基于农户微观数据的分析》, 《中国农村经济》第8期, 第16-24页。
- 张蕾 (2012), 《个体医疗需求及其影响因素研究综述》, 《卫生经济研究》第2期, 第19-22页。
- Alegre, Margarita, Glorisa Canino, Mildred Vera, Dana Rusch & Alexander Ortega (2002). Mental Health Care for Latinos: Inequalities in Use of Specialty Mental Health Services among Latinos, African Americans, and non-Latino Whites. *Mental Health Care*, 53 (12), 1547 - 1555.
- Derosé, Kathryn, Benjamin Bahney, Nicole Lurie & José Escarce (2009). Review: Immigrants and Health Care Access, Quality, and Cost. *Medical Care Research and Review*, 66(4), 355 - 408.
- Duan, Naihua, Willard Manning Jr., Carl Morris & Joseph Newhouse (1983). A Comparison of Alternative Models for the Demand for Medical Care. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1(2), 115 - 126.
- Fiscella, Kevin, Peter Franks, Mark Doescher & Barry Saver (2002). Disparities in Health Care by Race, Ethnicity, and Language among the Insured: Findings from a National Sample. *Medical Care*, 40(1), 52 - 59.
- Fleurbaey, Marc & Erik Schokkaert (2011). Equity in Health and Health Care. In Mark Pauly, Thomas McGuire & Pedro Barros (ed.), *Handbook of Health Economics, Volume 2*. Amsterdam: Elsevier, pp. 1003 - 1092.
- Grossman, Michael (1972). On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. *Journal of Political Economy*, 80(2), 223 - 255.
- Grossman, Michael (1999). The Human Capital Model of the Demand for Health. *NBER Working Paper*, No. 7078.
- Koopmanschap, Marc, Claudine de Meijer, Bram Wouterse & Johan Polder (2010). Determinants of Health Care Expenditure in an Aging Society. *Netspar Panel Paper*, No. 22.
- Sen, Amartya (2002). Why Health Equity? *Health Economics*, 11(8), 659 - 666.

- Shen, Chan (2011). Determinants of Health Care Decisions: Insurance, Utilization, and Expenditures. *Review of Economics and Statistics*, 95(1), 142 – 153.
- Tarraf, Wassim, Patricia Miranda & Hector González (2012). Medical Expenditures among Immigrant and Non-Immigrant Groups in the U. S. : Findings from the Medical Expenditures Panel Survey(2000 – 2008). *Medical Care*, 50(3), 233 – 242.
- WHO (1996). *Equity in Health and Health Care: A WHO/SIDA Initiative*. Geneva: World Health Organization.
- Yun, Myeong-Su (2004). Decomposing Differences in the First Moment. *Economics Letters*, 82(2), 275 – 280.

## The Inequity in Health Care between Urban Residents and Rural-Urban Migrants in China

Liu Hanhui<sup>1</sup> & Liao Zhidong<sup>2</sup>

(School of Economics and Management, South China Normal University<sup>1</sup>;

School of Economics, Nankai University<sup>2</sup>)

**Abstract:** Based on the survey data from Chinese Household Income Project 2007, this paper studies the inequity in health care between urban residents and rural-urban migrants. The difference in health care participation probabilities is decomposed using nonlinear decomposition technique and the difference in the level of health care expenditures is decomposed using Blinder-Oaxaca decomposition technique. The results show that the explained part contributes to 59.44 percent of the difference in participation probabilities, while the coefficient effect (i. e., the inequity part) is just 40.56 percent. Moreover, the income-related inequity is very high. The difference in health care expenditures is fully inequitable. In order to promote health care equity, the government should pay much more attention to the inequity in health care in the process of urbanization. Actions should be taken to reform the *hukou* system and the medical insurance system, and to remove the discrimination against rural-urban migrants in health care.

**Keywords:** health expenditure, Blinder-Oaxaca decomposition technique, nonlinear decomposition technique

**JEL Classification:** I11, I18

(责任编辑: 贾 朋)