

新农合对改善医疗服务利用不平等的影响

——基于 2004 年和 2006 年的调查数据

封进* 刘芳

复旦大学经济学院 上海 200433

【摘要】考察了新农合对与收入相关的医疗服务利用不平等的影响,以及新农合对 2004 和 2006 年之间医疗服务利用不平等改善的贡献。为此,将医疗服务利用不平等分解为四个部分,收入、与医疗需要相关的变量、其他变量和残余项。农村地区以“是否就诊”度量的不平等程度较小,但以“是否去较高级医疗机构就诊”度量的不平等程度则明显有利于富人,这一不平等程度到 2006 年有所改善。新农合在 2004 年有利于富人的医疗服务利用,但这一作用在 2006 年有所下降。在 2004—2006 年,新农合的覆盖面迅速扩大,新农合对医疗服务利用不平等的改善有所贡献,尤其对女性医疗服务利用不平等的改善更为明显。但新农合对于在较高级机构就诊的不平等改善贡献不明显,主要的贡献来自于收入效应。

【关键词】新型农村合作医疗; 医疗服务利用; 不平等; 性别

中图分类号:R197 文献标识码:A doi: 10.3969/j.issn.1674-2982.2012.03.010

The effect of New Rural Cooperative Medical Scheme on inequalities in health care utilization: Evidence from 2004 and 2006 survey

FENG Jin, LIU Fang

School of Economics, Fudan University, Shanghai 200433, China

【Abstract】 We assess the impact of the New Rural Cooperative Medical Scheme (NRCMS) from a new perspective by estimating the contribution of health insurance to the inequality of health care utilization in rural China. The paper decomposes income-related inequality in the utilization of health care services into four sources: direct income effect; need related indicators; non-need related indicators and a residual term. NRCMS increases the utilization of health care, but not for using higher level (township, county and city) facilities. Accordingly, NRCMS has a positive contribution in increasing the pro-poor inequality in health care utilization both in men and women. But it causes no improvement in inequality in using township and county level hospitals, which are employed more qualified health care staffs and provide health services of relatively higher quality. NRCMS contributes more in the pro-poor outcome of health care in women.

【Key words】 New Rural Cooperative Medical Scheme; Health care utilization; Inequalities; Gender

随着经济的发展,医疗服务利用的不平等受到广泛关注。根据国家卫生服务调查,2003—2008 年期间,有病不治的比例有所上升,且低收入组显著高于高收入组,其中大约 76% 的农村居民认为经济困难是有病不治的主要原因。经济体制改革 30 年多来,与收入相关的医疗服务利用不平等对农村

居民而言更为突出,主要是因为这期间大部分农村居民没有医疗保险。根据中国健康与营养调查数据,2000 年只有 9% 的男性和 5.8% 的女性有不同形式的医疗保险。对于女性而言,医疗保险对医疗需求的影响更大^[1],首先,女性具有特殊的健康需求,国家卫生服务调查数据表明,女性的疾病发病

* 基金项目:国家自然科学基金项目(70573024;70973027)

作者简介:封进,女(1968 年—),教授,主要研究方向为卫生经济学。E-mail:jfeng@fudan.edu.cn

率和慢性病发病率均高于男性。其次,在家庭资源分配中,女性经常处于不利地位,其医疗需求受到收入的制约更大。有鉴于此,在研究中我们区分对于男性和女性不同的影响。

2003年开始在农村试点的新型农村合作医疗制度(以下简称“新农合”)大幅度提高了农村医疗保险覆盖率,到2011年底,新农合已经覆盖了超过8亿的农村人口。已有众多研究评价了新农合的效果,例如新农合提高了农民对医疗服务和预防保健服务的需求^[2-3],但同时新农合也提高了县级医院的医疗服务价格^[4]。而对于新农合对医疗服务利用不平等的影响尚未有研究。新农合的主要目的之一是更好地满足低收入者的医疗服务需求,因而本文对新农合是否改善了医疗服务利用的不平等程度做出评价。我们将首先度量中国农村的医疗服务利用不平等程度,然后考察新农合对医疗服务利用不平等的影响,再分解2004—2006年之间医疗服务利用不平等程度的变化,并评价新农合的作用。

1 资料与方法

1.1 数据来源

本文数据来源于中国健康与营养调查(China Health and Nutrition Survey, CHNS),该调查涉及了广西、贵州、黑龙江、河南、湖北、湖南、江苏、辽宁和山东共9个的家庭及家庭成员的基本情况、健康状况、参加医疗保险情况及就医行为等多项内容。本文采用新农合开始实施之后2004和2006年的农村样本,并将样本年龄限定为15岁以上。

我们采用两个虚拟变量分别度量医疗服务利用,一是生病后是否就诊(HC₁),二是是否去较高级别的医疗机构(指乡镇卫生院、县医院及市医院等)就诊(HC₂)。较高级别的医疗机构的质量普遍高于村诊所,可以更好的满足病人的需要,对利用较高级别医疗服务不平等的分析更加有意义。另一方面,较高级别医疗机构的费用亦较高,利用的不平等程度可能更大。因此,我们将特别考察新农合是否改善了对较高级别医疗机构利用的不公平性。被解释变量中需求变量为:疾病严重程度(哑变量)、自评健康状况(哑变量);其他变量为:是

否参加新农合(虚拟变量)、年龄(分组,哑变量)、是否结婚、教育程度(分组,哑变量)、职业是否为纯农民(虚拟变量)、是否有其他保险(虚拟变量)以及地区(哑变量)。

样本中2004年新农合覆盖率,男性为10.5%,女性为11.4%,2006年样本中新农合覆盖率有了大幅增加,男性为37.2%,女性为39.4%。

1.2 医疗服务利用不平等的分解方法

本文利用Wagstaff等^[5]对不平等的分解方法,这一方法被广泛运用于分析各国医疗利用不平等的影响因素^[6-7]。与收入相关的不平等程度可用集中度指数(C)度量,其计算公式如(1)式:

$$C = \frac{2}{n\mu} \sum_{i=1}^n y_i R_i - 1 \quad (1)$$

其中 y_i 表示个体 i 的医疗利用情况, μ 为 y_i 的均值, n 为样本量, R_i 为个体 i 在收入分布中的相对位置,其定义如式(2):

$$R_i = \sum_{j=1}^i \frac{1}{n} \quad (2)$$

C 的取值范围为(-1, 1)。若 C 为正数,则表明 y 的分布是有利于富人的(pro-rich),即富人较穷人更多地利用了医疗服务;如果 C 的取值为负,则 y 的分布为有利于穷人(pro-poor),即穷人更多地利用了医疗服务。设 y 有一系列影响因素 x_k ,可写成线性模型(3):

$$y_i = \delta + \sum_k \gamma_k x_{ik} + \varepsilon_i \quad (3)$$

可以证明 y 的集中度指数为每个影响因素 x_k 的集中度指数的线性组合,即公式(4):

$$C = \sum_k \eta_k C_k + GC_\varepsilon / \mu \quad (4)$$

其中 η_k 的定义为公式(5),其含义是 x_k 对 y 影响的弹性, \bar{x}_k 为变量 x_k 的均值, μ 为 y 的均值。

$$\eta_k = \gamma_k \bar{x}_k / \mu \quad (5)$$

$$GC_\varepsilon = \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n \varepsilon_i R_i \quad (6)$$

y 的影响因素可以分为三类,第一类为收入;第二类为需求变量(z_e),即直接与人们的健康需要相关的变量,如自评健康状况、疾病的严重程度等;第三类为非需要变量(z_p),指个人特征与家庭特征,如教育程度、职业、医疗保险状态,家庭成员数量等。此外,地区的固定效应也包含在回归和分解中。

表 1 各因素对医疗服务利用的影响

变量	2004				2006			
	男		女		男		女	
	HC ₁	HC ₂	HC ₁	HC ₂	HC ₁	HC ₂	HC ₁	HC ₂
Ln(家庭人均收入)	0.002 (0.005)	0.012*** (0.005)	0.006 (0.005)	0.009* (0.005)	-0.007 (0.005)	0.001 (0.004)	0.000 (0.005)	0.003 (0.004)
是否实施新农合(是=1)	0.024 (0.035)	0.018 (0.030)	0.051 (0.033)	-0.000 (0.030)	0.033** (0.017)	-0.001 (0.014)	0.051*** (0.017)	-0.018 (0.016)
是否参加其它保险(是=1)	-0.015 (0.017)	0.023 (0.014)	-0.003 (0.021)	-0.024 (0.019)	-0.006 (0.016)	0.002 (0.013)	0.011 (0.019)	0.024 (0.017)
年龄(参照组:15~)								
25~	-0.011 (0.020)	0.003 (0.017)	0.014 (0.022)	-0.017 (0.020)	0.015 (0.020)	-0.010 (0.017)	-0.018 (0.022)	-0.020 (0.020)
40~	-0.025 (0.021)	-0.010 (0.018)	0.014 (0.023)	-0.012 (0.020)	0.016 (0.021)	-0.013 (0.017)	-0.033 (0.022)	-0.030 (0.021)
55~	-0.010 (0.022)	0.010 (0.019)	-0.019 (0.024)	-0.034 (0.021)	0.019 (0.022)	-0.009 (0.018)	-0.055** (0.023)	-0.047** (0.021)
婚姻状况(已婚=1)	0.005 (0.014)	0.000 (0.012)	-0.008 (0.014)	0.016 (0.012)	0.005 (0.013)	0.018 (0.011)	0.015 (0.013)	0.039*** (0.012)
受教育年限(参照组:~)								
0~	0.001 (0.035)	-0.024 (0.030)	-0.016 (0.042)	-0.036 (0.037)	0.032 (0.028)	0.002 (0.023)	0.030 (0.032)	0.000 (0.030)
1~	-0.004 (0.030)	-0.006 (0.025)	-0.006 (0.041)	-0.039 (0.036)	0.012 (0.024)	-0.026 (0.020)	0.020 (0.031)	-0.014 (0.029)
7~	0.004 (0.029)	0.007 (0.025)	-0.008 (0.040)	-0.034 (0.035)	0.016 (0.023)	-0.020 (0.019)	0.020 (0.030)	-0.004 (0.027)
是否是农民(是=1)	-0.004 (0.010)	-0.007 (0.009)	-0.014 (0.013)	-0.011 (0.012)	0.001 (0.010)	-0.008 (0.008)	0.005 (0.012)	-0.004 (0.011)
疾病严重程度								
不严重(是=1)	0.463*** (0.015)	0.137*** (0.013)	0.493*** (0.016)	0.146*** (0.014)	0.520*** (0.016)	0.135*** (0.013)	0.541*** (0.015)	0.166*** (0.014)
比较严重(是=1)	0.568*** (0.016)	0.255*** (0.013)	0.594*** (0.015)	0.276*** (0.013)	0.618*** (0.015)	0.235*** (0.013)	0.708*** (0.014)	0.302*** (0.013)
很严重(是=1)	0.733*** (0.029)	0.360*** (0.024)	0.786*** (0.027)	0.479*** (0.024)	0.763*** (0.032)	0.449*** (0.027)	0.781*** (0.027)	0.421*** (0.025)
自评健康(参照组:非常好)								
差	-0.001 (0.013)	0.004 (0.011)	0.010 (0.016)	0.005 (0.014)	0.007 (0.013)	-0.002 (0.011)	0.009 (0.016)	-0.005 (0.015)
一般	0.006 (0.015)	0.020 (0.012)	0.020 (0.017)	0.005 (0.015)	-0.003 (0.014)	-0.004 (0.012)	0.008 (0.017)	0.005 (0.015)
好	0.052** (0.024)	0.113*** (0.020)	0.077*** (0.023)	0.084*** (0.021)	0.037* (0.022)	0.064*** (0.018)	-0.005 (0.022)	0.020 (0.021)
样本量	2 787	2 787	2 964	2 626	2 626	2 964	2 926	2 926
调整后的 R ²	0.514	0.245	0.542	0.267	0.568	0.246	0.605	0.252

注:1. 括号中为标准差。***表示显著性水平为 0.01, **表示显著性水平为 0.05, *表示显著性水平为 0.1。

2. 控制了省级哑变量。

医疗利用的集中度指数 C 包含了由于个体健康状况不同导致的差异,这一差异不涉及医疗利用是否公平,我们将由于需求变量导致的差异排除,从而得到公平指数 HI,其含义是相同的医疗需求是否得到了相同的满足,若 HI 指数不为零,则说明存在一定的医疗服务利用不平等,HI 指数越大,说明不平等程度越高;若 HI 指数为正数,则表明在标准化了医疗需求的情况下,富人更多的利用了医疗资源;若 HI 指数为负数,则说明这一不公平偏向穷人。HI 的定义为公式(7):

$$HI = C - \sum_e \eta_e C_e \quad (7)$$

为考察新农合对医疗服务利用不平等改善的影响,我们对集中度指数的变化进行分解。基于公式(4),采用如(8)或(9)式的分解方法(Oaxaca 分解),可将集中度指数的变化分解为某一变量弹性的变化和集中度指数的变化两大部分。

$$\Delta C = \sum_k \eta_{kt} (C_{kt} - C_{kt-1}) + \sum_k C_{kt-1} (\eta_{kt} - \eta_{kt-1}) + \Delta(GC_{el}/\mu_t) \quad (8)$$

或

$$\Delta C = \sum_k \eta_{kt-1} (C_{kt} - C_{kt-1}) + \sum_k C_{kt} (\eta_{kt} - \eta_{kt-1}) + \Delta(GC_{el}/\mu_t) \quad (9)$$

2 结果

2.1 医疗服务利用影响因素的回归结果

根据公式(3)分性别和年份所做的回归结果列于表 1。由于是否参加新农合存在内生性,回归中采用了工具变量法。工具变量为虚拟变量“所在县是否实施新农合”,这一变量与个体是否参与新农合有关,在有新农合的县,个体参与新农合的程度显然要高,但这一变量与个体是否就诊无直接关系。^[3]新农合在针对是否去任何等级医院就诊(HC₁)的回归中均为正,其中 2006 年的结果显著性较高,表明参加新农合的个人更可能去医院看病。但针对是否去较高级医疗机构就诊(HC₂)的回归,新农合的影响并不显著。家庭人均收入对是否就诊并无显著影响,但对于是否去较高级医疗机构就诊的显著性较高,尤其是在 2004 年。与医疗需要相关的一系列变量,如疾病的严重程度和自评健康状况,均非常显著,且与预期一致。而教育程度、婚姻状况、年龄等

缺乏显著性。

2.2 医疗服务利用的集中度指数与公平指数

根据公式(1)所计算的 2004 年与 2006 年医疗利用的集中度指数列于表 2。其中,男性的分别为 -0.0061 和 -0.0795,这两年的不平等均是对穷人有利的,即穷人比富人更多地利用医疗服务(需要注意的是这里集中度指数没有剔除个人需求的不平等,也就是说负的集中度指数可能是由于同等需求下穷人能够更多的利用医疗资源,也可能是由于穷人本身医疗服务需求更高,而实际满足使用医疗资源的情况一般)。女性的集中度指数在 2004 年为 0.0089,2006 年变为 -0.0387,从利富变为利贫。可见,男性与女性的医疗服务利用不平等程度在两年间均有所改善,即变化的方向有利于穷人更多的利用医疗资源。就是否去较高级医疗机构就诊(HC₂)而言,集中度指数在 2004 年均为正,在 2006 年,男性的集中度指数变为负,而女性依然为正,但其数值大幅下降,可见,到较高级机构就诊的不平等程度在两年间也是改善的。

为进一步考察医疗服务利用的公平性,我们根据公式(7),将集中度指数中与医疗服务需要相关的变量的影响去除,得到公平指数。表 2 的结果显示,公平性在两年间同样得到改善。值得注意的是,在 HC₂ 上反映出更高的医疗服务利用不公平,对男性而言,其不公平程度的改善大于女性。

表 2 集中度指数与公平指数

变量	2004		2006		
	男	女	男	女	
是否就诊 (HC ₁)	集中度指数 C	-0.0061	0.0089	-0.0795	-0.0387
	公平指数 HI	-0.0151	0.0037	-0.0741	-0.0152
是否去较高级医疗机构就诊(HC ₂)	集中度指数 C	0.1176	0.0422	-0.0612	0.0003
	公平指数 HI	0.1293	0.0507	-0.0134	0.0350

注:根据 CHNS 数据计算。

2.3 对医疗服务利用不平等的分解

为考察新农合对医疗利用不平等的贡献,按照公式(4)的方法进行分解,可以得到每一个影响因素的作用,由于篇幅限制,中间过程省略,最后汇总的结果列于表 3。新农合对医疗服务利用 HC₁ 不平等的贡献在两年均是正的,即有利于富人,这一结果说

明富人更多地使用了新农合。新农合有利于富人的程度在 2006 年有所下降,其背后的原因是,到 2006 年越来越多的穷人被新农合所覆盖,而参加新农合会增加医疗服务利用,因而对富人有利的不平等程度下降。值得重视的是,表 3 的结果中,新农合对 HC₂ 的不平等的贡献非常小,这与表 1 回归结果中新农合对 HC₂ 的影响不显著是一致的。

对不平等程度贡献较大的是与医疗需要相关的变量,在大多数情况下,这一变量的贡献是负值,即对穷人有利。这一结果源于两个方面:首先,在回归结果中,疾病严重程度等对医疗服务利用有非常显著的影响;其次,相对于较富的人,穷人的健康状况较差。因而,与医疗需要相关的变量反映出穷人更多利用医疗服务。

收入变量对到较高层级医疗机构就诊的不平等的贡献大于对总体就诊的不平等的贡献,这一结果符合直觉,说明收入对是否去较高层级医疗机构就诊影响更大,因而对 HC₂ 不平等的影响是有利于富人的。

2.4 对医疗服务利用不平等变化的分解

就诊的不平等指数在 2004—2006 年间的变化男性为 -0.0735,女性为 -0.0476,二者均向有利于穷人的方向变动。我们进一步按照公式(8)或(9)的方法将这一变化进行分解,以考察其中新农合的贡献,结果列于表 4。由于篇幅限制,中间计算过程省略。

表 4 中百分比结果应基于 C 解读,以 HC₁ 男性一栏为例,2004 年和 2006 年的集中度指数的差值(ΔC)为 -0.0735,其中医疗需求变量、非需求变量(新农合、地区变量、其他)、收入变量和残差四大类的贡献值相加为 100%,正向的百分比说明该类变量的贡献方向与集中指数变化方向相同,例如新农合的贡献为 3.09%,说明在 2004—2006 年之间能够被新农合参与情况变化解释的集中度指数变化值为 -0.00227,占总集中度变化的 3.09%;而负向的百分比说明该类变量的贡献方向与集中指数变化方向相反,例如残差占比 -2.42%,表明 2004—2006 年之间残差变化导致的集中度指数变化值为 -0.0977。

表 3 对医疗服务利用不平等的分解结果

变量	年份	性别	集中指数	对集中度的贡献*						HI
				与医疗需要相关的变量	非医疗需要变量			收入	残差	
					新农合	地区变量	其他变量			
就诊的不平等分解(HC ₁)	2004	男	-0.0061	0.0090	0.0040	-0.0153	0.0090	0.0097	-0.0032	-0.0151
		女	0.0089	0.0053	0.0087	-0.0241	0.0053	0.0201	0.0004	0.0037
	2006	男	-0.0795	-0.0055	0.0017	-0.0265	-0.0055	-0.0318	-0.0087	-0.0741
		女	-0.0387	-0.0235	0.0015	-0.0253	-0.0235	0.0016	-0.0013	-0.0152
到较高层级医疗机构就诊的不平等分解(HC ₂)	2004	男	0.1176	-0.0117	0.0066	-0.0055	0.0193	0.1157	-0.0068	0.1293
		女	0.0422	-0.0085	0.0000	-0.0112	-0.0082	0.0659	0.0042	0.0507
	2006	男	-0.0612	-0.0478	-0.0002	-0.0050	-0.0122	0.0131	-0.0091	-0.0134
		女	0.0003	-0.0347	-0.0013	-0.0218	0.0351	0.0223	0.0007	0.0350

注: * 对集中度 C 的贡献为: $\sum_k \eta_k C_k$

表 4 对医疗服务利用不平等变化的分解结果

变量	性别	集中指数变化(ΔC)	对集中度指数变化的贡献(%)					
			与医疗需要相关的变量	非医疗需要变量			收入	残差
				新农合	地区变量	其他变量		
对就诊不平等变化的贡献(HC ₁)	男	-0.0735	19.69	3.09	15.32	7.82	56.51	-2.42
	女	-0.0476	60.32	15.07	2.63	21.64	38.73	-38.39
对到较高层级医疗机构就诊不平等变化的贡献(HC ₂)	男	-0.1787	20.15	3.80	-0.24	33.62	57.42	-14.75
	女	-0.0419	62.54	3.12	25.39	-68.61	103.97	-26.41

新农合对 HC₁ 集中度指数变化的贡献在男性和女性中均为正向百分比,说明在 2006 年新农合参与情况变得更加有利于穷人医疗服务利用。男性与女性比较看来,新农合在 2004—2006 年的参与情况变化对女性中贫富就诊不平等的改善更大。表 4 数据显示,新农合对男性医疗服务利用不平等的改善贡献率只有 3.09%,也就是 96.91% 的男性不平等改善是由于其他因素变化解释的(例如收入变化),新农合贡献非常小;但对女性医疗服务利用不平等改善中新农合的贡献率则高达 15.07%,远远高于男性的对应数值。收入的变化是医疗服务利用不平等改善的重要原因,对 2004—2006 年间男性就诊不平等的改善贡献了 56.51%,对女性的贡献为 38.73%。

对 HC₂ 不平等的变化方向也是对穷人有利的,男性变化为 -0.1787,女性变化为 -0.0419。但其中新农合的贡献较小,男性和女性均为 3% 左右。贡献较大的为收入,对男性 HC₂ 不平等的改善,收入贡献了 57.42%,对女性则贡献了 103.97%。对女性不平等改善贡献更多的原因在于收入对女性去较高级别就诊的影响更大。

3 结论与建议

通过分析新农合对与收入相关的医疗服务利用不平等的影响,以及新农合对 2004—2006 年之间医疗服务利用不平等改善的贡献,并区分对男性和女性的影响,结果表明,以“是否就诊”度量的不平等程度较小,但以“是否去较高级别医疗机构就诊”度量的不平等程度则明显有利于富人。需要注意的是,这两种方法度量的医疗服务利用不平等指数到 2006 年均有所改善,即低收入人群看病就医等医疗服务使用情况增加了。其中,研究发现,新农合在 2004 年刚起步阶段表现为有利于富人利用医疗服务,主要可能的解释是由于报销起付线、封顶线和个人承担比例均不利于穷人,富人更有意愿和能力参保。但这一作用在 2006 年明显下降。在 2004—2006 年间,新农合的覆盖面迅速扩大,进入门槛降低,这有利于农村低收入人群享受医疗保险福利,减少有病不治的情况,因此,新农合确实一定程度上改善了农村中收入相关的医疗服务利用不平等情况,

尤其对女性群体中医疗公平的贡献较大。但同时,我们应当注意到新农合的引入和发展没有显著改善到较高级别医疗机构就诊不平等情况。相比而言,在 2004—2006 年间,农村中收入情况变化(表现为贫富差距缩小)大幅提升了医疗服务利用的公平性;在对于改善医疗服务公平有贡献的各类因素中,收入因素贡献最大,而新农合的贡献较小。

值得注意的是,本文仅分析了 2004 年和 2006 年的数据,而在 2009 年新医改后,新农合参保率已经达到 95% 以上,且政府补贴缴费 240 元/人年,报销比例也提高到 60%~70%,这将大大增强新农合对于农村医疗服务利用不平等的调节能力。

新农合是一项有着较多政府补贴的医疗保险项目,其主要的目的之一是改善低收入者的医疗可及性,为此仅仅扩大医疗保险覆盖面是不够的,还需要其他的相关改革。

首先,已经有较多研究指出,医疗保险会导致供给方提高医疗服务价格^[8-9],也有研究发现新农合会导致县医院费用上涨,且报销比率越高,费用上涨幅度越大,报销比率每增加 10 个百分点,医疗价格上涨 9.5%,补贴和价格上涨差不多相互抵消^[4]。其原因在于,县级医疗机构具有营利性和垄断性的双重特征。因此,加强医疗机构的公益性无疑是最为理想的途径。在市场机制下,发挥竞争的作用也不可忽视。按照传统布局,每个县只有一个县医院,其他绝大多数为民营医院,且不被医保所覆盖。给予合格的民营医院同等的医保待遇,引入竞争机制,是今后需要考虑的政策内容。同时,需采取有效措施加强对民营医院的监管,减少信息不对称带来的医疗费用上涨。

其次,为保障低收入群体的利益,新农合制度本身还面临着制度设计方面的问题,即医疗保险是补偿众多一般风险还是补偿小部分重大风险?对于低收入群体而言,即使是门诊费用,占其收入的比例也是较大的,如果医疗保险不报销门诊费用,则其医疗负担仍然比较重。另一方面,住院治疗除了医疗费用外,还包括保险不负担的其他费用,如家人陪护发生的费用和误工成本等,因而,低收入群体选择住院治疗的概率也比较小。^[10]因此,住院服务对象更多集

中在较高收入群体,由此出现穷人补贴富人的情况,或者穷人从政府补贴中获益十分有限。新农合的报销规则设计应该更多考虑公平,满足低收入群体的医疗消费需求,减轻他们的医疗负担。

参 考 文 献

- [1] Chen L, Standing H. Gender equity in transitional China's health care policy reforms[J]. *Feminist Economics*, 2007, 13(3-4): 189-212.
- [2] Wagstaff A, Lindelow M, Jun G, et al. 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.
- [3] Lei X, Lin W. The New Cooperative Medical Scheme in rural China: does more coverage mean more service and better health? [J]. *Health Economics*, 2009, 18(Suppl 2): S25-46.
- [4] 封进, 刘芳, 陈沁. 新型农村合作医疗制度对县村两级医疗价格的影响[J]. *经济研究*, 2010(11): 127-140.
- [5] Wagstaff A, Van Doorslaere E, Watannabe N. On decomposing the causes of health sector inequalities with an applica-

- tion to malnutrition inequalities in Vietnam[J]. *Journal of Econometrics*, 2003, 112(1): 207-223.
- [6] Van Doorslaere E, Koolman X, Jones A M. Explaining income-related inequalities in doctor utilization in Europe[J]. *Health Economics*, 2004, 13(7): 629-647.
- [7] Lu J R, Leung G M, Kwon S, et al. Horizontal equity in health care utilization evidence from three high-income Asian economies [J]. *Social Science and Medicine*, 2007, 64(1): 199-212.
- [8] Yip W, Hsiao W C. Non-evidence-based policy: how effective is China's new cooperative medical scheme in reducing medical impoverishment? [J]. *Social Science and Medicine*, 2009, 68(2): 201-209.
- [9] Feldstein M. The Welfare Loss of Excess Health Insurance [J]. *The Journal of Political Economy*, 1973, 81(2): 251-258.
- [10] 封进, 李珍珍. 中国农村医疗保障制度的补偿模式研究[J]. *经济研究*, 2009(4): 103-115.

[收稿日期:2012-02-10 修回日期:2012-02-20]

(编辑 薛云)

· 信息动态 ·

卫生部提出未来十年妇幼卫生事业发展目标

2012年2月17日,卫生部印发了《贯彻2011—2020年中国妇女儿童发展纲要实施方案》,明确了今后一个时期妇幼卫生工作的指导思想、目标原则、主要任务和保障措施等,描绘了妇幼卫生改革与发展的蓝图。

《实施方案》提出的总目标是:建立覆盖城乡妇女儿童的基本医疗卫生制度,健全妇幼卫生服务体系,保障妇女儿童平等享有基本医疗卫生服务,不断提高妇女儿童健康水平。到2015年,全国孕产妇死

亡率下降到22/10万,婴儿和5岁以下儿童死亡率分别下降到12‰和14‰。到2020年,全国孕产妇死亡率下降到20/10万,婴儿和5岁以下儿童死亡率分别下降到10‰和13‰。

《实施方案》还围绕保障妇女儿童生命安全、提高出生人口素质、预防控制妇女儿童疾病、改善妇女儿童营养状况、健全妇幼卫生服务网络提出了一系列具体目标。

(来源:卫生部网站)