

新型农村合作医疗对农民 卫生服务利用影响的实证研究

——以江苏省为例

孟德锋 张兵 王翌秋*

摘要:以江苏省为例,借助倍差分析方法考察了新型农村合作医疗对农民卫生服务利用的总体影响。结果表明,新型合作医疗对农民四周就诊率、就诊自付费用产生了负向影响,对就诊费用负担产生了正向影响,但是三者没有显示出统计上的显著性。这说明新型合作医疗一定程度上能降低农民医疗费用,但效果不是很显著,而且注重“保大病”的模式对门诊服务关注不够,需要在今后的政策中加以完善。

关键词:新型农村合作医疗 卫生服务利用 倍差法 Heckman两阶段模型

一、引言

卫生服务是存在外部性的公共物品,政府干预是解决医疗卫生市场失灵的有效手段之一。为了提高政府在农村卫生领域的作用,进一步提升农民的卫生服务利用水平,减轻农民因疾病带来的经济负担,2002年中共中央、国务院在《关于进一步加强农村卫生工作的决定》中明确提出在农村地区逐步建立由政府组织、引导、支持,农民自愿参加,个人、集体和政府多方筹资,以大病统筹为主的农民医疗互助共济制度,即新型合作医疗制度(简称NCMS)。

与发达国家医疗保险制度改革相比,中国新型合作医疗制度有几点不同之处:一是目的不同,发达国家主要是减少政府的卫生支出,而新型合作医疗则是通过逐步增加政府在农村的卫生投入从而减少农民的卫生支出;二是受益对象不同,发达国家的受益对象主要是雇工及政府雇员,而新型合作医疗着眼于全体农民;三是民主程度不同,发达国家实行新的医疗保险计划要求该计划覆盖范围内的居民全部参加,而新型合作医疗是农民自愿参加;四是共付率不同,发达国家的医疗保险计划中不同医疗服务项目的共付率是全国统一的,且有逐渐提高的趋势,而我国新型合作医疗的共付率由各个试点县制定,没有统一标准,普遍较低的共付率是为了扩大覆盖面。

一般观点认为,合作医疗能为大多数农民提供基本医疗卫生服务。与自费看病的农民相比,参与农村合作医疗的农民在花费相同成本的前提下能享受到更多的医疗卫生服务(Gu and Tang, 1995),但我国部分学者的研究却发现农民参加新型合作医疗并不能降低农民的医疗支出,在推行新型合作医疗地区,参合农民和不参合农民患病后就医的概率并无显著差异(陈在余、蒯旭光, 2007),新型合作医疗对农民的医疗支出的影响并不明显(王兰芳等, 2007)。这些研究都是对新型合作医疗实施后的截面数据进行分析,并没有研究新型合作医疗实施前后农民卫生服务利用的变化。而且,对农民卫生服务利用的研究除就诊率(或就医概率)以及医疗支出外,还应考察农民医疗经济负担的变化,因为新型合作医疗的目标在于减少农民“因病致贫”。

* 孟德锋,南京农业大学经济管理学院,邮政编码:210095,电子信箱:mengdefeng2007@163.com;张兵,南京农业大学经济管理学院,邮政编码:210095,电子信箱:zhangbing@njau.edu.cn;王翌秋,南京农业大学经济管理学院,邮政编码:210095,电子信箱:wangyiqiu@njau.edu.cn。

本文系国家社会科学基金项目(编号:07BJY097)、教育部人文社会科学基金项目(编号:06JA790054)的阶段性成果。作者感谢匿名评审专家提出的宝贵修改意见,当然文责自负。

医疗费用的“共付率”,是指农民在花费的医疗总费中自己付费的比例,和医疗费用“报销比例”是一个相互解释的概念,如C县门诊医疗费用的共付率为100%,是指个人为医疗费用付费100%,而医疗保险负责报销0,也就是说在C县,农民门诊服务费用不给报销。

“因病返贫”问题。基于此,本文建立了农民就诊行为决策模型,具体考察新型合作医疗实施前后农民四周就诊率、就诊自费用以及就诊费用负担的变化,从而衡量新型合作医疗对农民卫生服务利用产生的影响。因为各试点县新型合作医疗的具体政策有所不同,所以本文衡量的是新型合作医疗对农民卫生服务利用产生的总体影响。

本文结构安排如下:第二部分是数据的描述统计,第三部分是研究方法以及计量模型,第四部分是实证结果,最后是全文的结论及相关讨论。

二、数据的描述统计

本文采用北卡罗莱纳大学提供的中国家庭营养与健康调查(CHNS)中江苏农民的调查数据。该调查采用多阶段分层整群随机抽样方法,选取了江苏省四个县,基本涵盖了江苏不同经济发展水平的农村地区,样本代表性较强。调查内容包括家庭的基本情况、个人的收入状况、医疗保险状况、健康情况以及医疗支出等。该数据集包含了许多同一被调查者在不同年份同一时间段的个人健康及医疗卫生的详细信息,这使本文分析同一位农民在新型合作医疗实施前后卫生服务利用的变化情况成为可能。

从1989年开始,CHNS对江苏省已进行了7次调查。本文选择了新型合作医疗制度2003年正式实施前后2000年和2006年两年的调查数据。这两年的农户数据的不同点之一是2006年CHNS对成人及未成年人数据做了细分。现有研究一般认为未成年人和老年人的健康特征及卫生服务利用情况与成年人区别较大,所以本文将主要研究成年人的卫生服务利用情况,将年龄限定为18~65岁,即2000年和2006年的同一个被调查对象,2000年的年龄为18岁及18岁以上,但2006年的年龄不大于65岁。最后选择了364位农民。

(一)被调查县新型合作医疗制度

由于缺乏被调查的江苏省四个县新型合作医疗制度的具体信息,所以本文选取该县所有农户问卷中新型合作医疗相应指标的众数作为指标估计值,这样做与实际会有一些偏差,但基本上符合实际情况。江苏的参合率在90%以上,熟悉新型合作医疗基本情况的人很多,因而人们了解最多的数值也是该项指标的估计值。

四个县新型合作医疗制度模式可划分为风险型、福利型和风险福利型(朱玲,2000)。三种类型新型合作医疗制度模式的设计有一些共性。如表1所示,除了门诊服务的起付线全都为零外,农民个人缴纳的保险金数额都在10~15元间,参合的门槛比较低,有利于扩大覆盖面;四个县的住院费用封顶线分为20000和30000元两种,数额也不大。但是,在共付率、起付线和封顶线三项指标上四个县差异较大。风险型的C县除了不报销门诊费用外,住院费用的报销比例、封顶线在四个县中最低,而住院费用的起付线却是最高。福利型的B县除了在住院费用上设置较低的报销比例和较低的封顶线外,对门诊费用100%报销,而且设置了30元的封顶线。而风险福利型的A、D两县与其他两县的不同之处在于,缴纳费用最低,均为10元,但30000元的封顶线要高于B、C两县20000元的封顶线,另外,A、D两县的住院报销比例也最高,均为60%。

表1 2006年被调查县新型合作医疗制度

被调查县		A	B	C	D
新型合作医疗模式	类型	风险福利型	福利型	风险型	风险福利型
	特征	起付线较高,既保大病也保小病	起付线和封顶线都较低,主要保小病	仅报销住院服务费用,只保大病不保小病	起付线较高,既保大病也保小病
个人需缴纳保险金数额(元)		10	15	15	10
起付线(元)	门诊	0	0	0	0
	住院	500	0	1000	300
共付率(%)	门诊	94	0	100	85
	住院	40	55	80	40
封顶线(最高支付限额,元)	门诊	-	30	-	-
	住院	30000	20000	20000	30000
县经济发展水平(元)	2000年	2135.25	4638.59	5227.63	3948.21
	2006年	2908.04	5249.21	5898.33	5261.37

注:(1)“-”表示农户问卷中没有该项问题的答案;(2)衡量县经济发展水平的指标是县人均纯收入,用该县全体样本户的人均纯收入的平均值表示。

资料来源:作者根据CHNS数据整理。

可以看出,各县的新型合作医疗制度都贯彻了中央文件对新型合作医疗以“大病统筹”为目的的基本要

求,同时又根据各县的具体情况,对小病的门诊服务需求做出了各自的规定,相对来说经济发展水平高的地区可能更关注的是大病住院服务需求。

(二)农民的基本特征与患病就诊情况

表 2反映了被调查农民的基本特征。从 288位参合农民和 76位不参合农民的个人特征可以看出:两组农民男性比例相差不大,但不参合农民的男性比例相对更高;参合农民的平均年龄约高出不参合农民 1岁,两组农民 2006年平均年龄与 2000年的差值不是整数的 6年,这可能与调查时所记录不同农民的周岁和虚岁的差别有关;不参合农民的平均受教育年限比参合农民高出约 3年;参合农民的已婚比例稍高,两组农民 2006年已婚比例均高于 2000年。

在家庭特征方面,与不参合农民的家庭相比,参合农民的家庭规模更大,组内差异也更高;参合农民家庭人均纯收入约为不参合农民家庭人均纯收入的 60%~65%,这应该与当地的经济发展水平相关,参合农民所在县的经济发展水平相对要差一些。

表 2 被调查农民的基本特征

		(1)参合农民		(2)不参合农民	
		2000年	2006年	2000年	2006年
个人特征	男性 (%)	42.71	42.71	47.36	47.36
	年龄 (岁)	42.23 (10.52)	48.03 (10.52)	40.89 (9.81)	46.66 (9.83)
	受教育年限 (年)	5.81 (3.75)	5.81 (3.75)	8.96 (3.60)	8.96 (3.60)
	已婚 (%)	93.75	95.13	92	93.42
家庭特征	家庭规模 (人)	3.97 (1.44)	3.89 (1.70)	3.38 (0.98)	3.62 (1.67)
	家庭人均纯收入 (元)	3 186.97 (2299.58)	4 273.53 (5992.59)	5 307.75 (3138.69)	6 661.69 (6115.35)
	县经济发展水平 (元)	3 685.89 (1196.19)	4 546.81 (1208.40)	4 266.50 (1331.59)	5 009.88 (1284.83)
	样本数	288		76	

注:括号内数值为标准差。

资料来源:作者根据 CHNS数据整理。

表 3给出了农民在调查前四周的患病就诊情况。参合农民的四周患病率不仅高于不参合农民,而且 2006年与 2000年相比,参合农民患病率上升幅度比不参合农民更高,而且上升幅度较大的是中度和重度的疾病。这说明了新型合作医疗可能存在一定的逆向选择和道德风险。

表 3 农民患病就诊情况

		(1)参合农民		(2)不参合农民	
		2000年	2006年	2000年	2006年
四周患病情况	四周患病率 (%)	9.02	18.75	2.63	9.21
	患病程度轻 (%)	6.94	7.29	1.31	3.94
	患病程度中 (%)	1.39	9.02	1.31	5.26
	患病程度重 (%)	0.69	2.43	0	0
四周就诊情况	四周就诊率 (%)	7.63	10.41	2.63	7.89
	门诊 (%)	7.63	9.72	2.63	7.89
	住院 (%)	0	0.69	0	0
	四周未就诊率 (%)	1.39	8.34	0	1.32
	就诊自付费用 (元)	10.35 (80.41)	52.14 (403.61)	2.23 (14.84)	11.25 (49.19)
	就诊费用负担 (%)	0.004 (0.002)	0.017 (0.007)	0.016 (0.016)	0.007 (0.004)
	样本数	288		76	

注:括号内数值为标准差。

资料来源:作者根据 CHNS数据整理。

文中涉及到的价格、收入等变量均按当年价格计算,因为在市场经济条件下,所有微观主体都根据价格信号来调整资源配置,剔除价格因素虽然可以消除通货膨胀的影响,但同样会损害到各种资源之间已经发生的各种替代关系(李谷成等, 2006)。

参合农民的四周就诊率显然比不参合农民要高,这与参合农民更高的患病率有关。但参合农民的四周未就诊率比不参合农民更高,且参合农民四周未就诊率的提高幅度是不参合农民的 5 倍多,新型合作医疗的实施似乎并未改善农民患病后未就诊的情况。从农民就诊服务的类型来看,参合农民提高了住院服务利用,门诊服务利用相对提高很少,这可能与新型合作医疗的主要目标在于“保大病”从而减少农民住院服务费用,但却较少关注农民的门诊服务有关,对此还需要做进一步的分析。

表 3 还显示,参合农民的就诊自付费用比不参合农民要高,而且参合后农民的就诊费用负担相对加重。参合农民就诊自付费用高与 2006 年发生住院费用有一定的关系。本文定义的就诊费用负担是就诊自付费用占家庭人均纯收入的比重,这一指标与家庭人均纯收入是负相关关系,所以就诊费用负担加重说明,新型合作医疗中可能存在不公平现象。从组内差异来看,参合农民就诊费用负担的组内差异比不参合农民更小。所以,有必要做出进一步的计量分析。

三、研究方法与计量模型

(一)研究方法

卫生服务包括医疗服务与预防保健服务,卫生服务利用包括医疗服务利用和预防保健服务利用。受数据限制,本文农民卫生服务利用主要指农民的就诊情况,即医疗服务利用,并且对门诊服务和住院服务不作详细划分。

分析农民就诊情况首先需要考察样本选择问题。因为农民就诊行为包括两个行为决策过程:第一个行为决策是农民是否就诊,第二个行为决策是农民的就诊费用的数量。我们能观察到的是农民的就诊自付费用的信息,但无法观察到未就诊农民的就诊自付费用情况,由此可能会产生样本选择问题。样本选择问题会使模型估计结果有偏且不一致。为此,我们首先需要进行 Heckman 两阶段估计,考察是否存在样本选择问题,如果不存在,则可以在加入控制变量的基础上,运用倍差法对农民的卫生服务利用进行估计。

倍差法 (Difference - in - Differences,简称 DD)是项目评估和政策分析中广泛使用的一种计量分析方法。倍差法的基本原理是将受政策变化影响的处理组与不受政策变化影响的对比组同一指标的变化量进行比较,所得差值即 DD 值反映了该项政策或项目的真实影响。

倍差法的具体估计方法主要有 2×2 方格分析法和计量模型估计法。在计量模型估计法中,非观测效应面板数据模型应用广泛。非观测效应面板数据倍差法模型主要有固定效应、一阶差分、随机效应等模型。就源自横截面的大量随机抽样而言,随机效应模型更有意义。由于采用了 2000 年和 2006 年的两期面板数据,因此本文使用非观测效应面板数据的随机效应模型倍差法分析农民参合前后时期卫生服务利用的变化。

(二)模型设定与变量选择

农民就诊行为决策过程中第一个行为决策是农民是否就诊,常用的变量有两周就诊率、四周就诊率等。本文根据 CHNS 调查问卷选择“在调查前四周内农民是否到诊所或医院看病”即四周就诊率来衡量,调查前四周去诊所或医院看过病记为 1,没去看过病记为 0,这是一个二元的选择变量,本文选择 Probit 二元选择模型,而且采用相应的随机效应模型控制农民个体的不可观测的异质性的影响。

农民就诊行为决策过程中第二个行为决策是农民就诊费用的数量,本文选用了就诊自付费用和就诊费用负担两个变量。在一定的共付率条件下,对农民就诊自付费用变化的考察将比农民就诊费用总支出更有意义,因为就诊自付费用更能反映新型合作医疗实施前后农民因为疾病造成的经济状况的变化。而且,本文也选择了就诊费用负担即就诊自付费用占农民家庭人均纯收入的比重来直接反映农民卫生经济负担,没有选择就诊自付费用占农民家庭消费支出的比重的原因是就诊费用负担更能反映农民对就诊自付费用的承受能力,而减轻农民的卫生经济负担,增加农民对卫生费用的承受能力显然是新型合作医疗实施的初衷。对于这两个数量型变量,可采用随机效应广义最小二乘法 (GLS) 模型进行分析。

结合以往研究文献,以个人特征、家庭特征、地区特征以及与疾病有关变量等为解释变量,具体考察新型合作医疗制度对农民四周就诊率、就诊自付费用以及就诊费用负担的影响。计量模型分别设定如下:

四周就诊率模型:

$$Prob(Clinic_{it} = 1) = \alpha_0 + \alpha_1 T + \alpha_2 D_{it} + \alpha_3 T \times CMS_{it} + \alpha_4 X_{it} + v_{it} \quad (1)$$

就诊自付费用模型:

$$Fee_{it} = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 D_{it} + \beta_3 T \times CMS_{it} + \beta_4 X_{it} + v_{it} \quad (2)$$

就诊费用负担模型:

$$Burden_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 T + \gamma_2 D_{it} + \gamma_3 T \times CMS_{it} + \gamma_4 X_{it} + v_{it} \quad (3)$$

三个模型中, $Clinic_i$ 为农民四周就诊率即是否就诊的变量, 赋值为 1 表示调查前四周去过诊所或医院; 为 0, 则相反。 Fee_i 表示农民就诊自付费用的数量。 $Burden_i$ 为农民就诊费用负担的大小。 T 是时期虚拟变量, 赋值 1 为新型合作医疗实施后, 为 0 表示新型合作医疗实施前。 CMS 为参与与否的变量, 参加新型合作医疗农民为 1, 相反为 0。 $T \times CMS$ 表示参与农民在新型合作医疗实施后的变化量。 X_i 是一组解释变量, 如农民的个人特征、家庭特征、地区特征以及与疾病有关的其他变量等。 v_i 是不可观测的个体异质性误差和时变误差的复合误差项。 β_1 、 β_2 和 β_3 ($i=1, 2, 3$) 是待估参数, β_3 衡量新型合作医疗对农民卫生服务利用的影响; β_1 是待估计参数向量, 考察控制变量对卫生服务利用的作用。

相关解释变量选择如下:

(1) 农民的个人特征: 选择农民的性别、年龄、受教育程度、婚姻 4 个变量。

(2) 农民的家庭特征: 选择家庭规模和家庭人均纯收入 2 个变量。

(3) 地区特征: 首先, 选择县经济发展水平变量, 以农民所在县的调查样本中农民人均纯收入来表示。其次, 以风险型新型合作医疗模式的 C 县作为对照, 加入另外三个县的虚拟变量, 控制由于地理区位、当地风俗习惯、新型合作医疗制度模式等不同所带来的可能影响农民卫生服务利用的因素。

(4) 其他解释变量: 患病程度变量, 分轻、中、重三级, 患病程度越重, 农民就诊自付的费用越高。患病史变量, 以农民曾经患过高血压、糖尿病、心肌梗塞、中风、骨折等五种疾病中的至少一种来表示, 有患病史的农民健康风险规避意识可能更强, 会比没有患病史的农民倾向于就诊和支付较高的就诊费用。其他保险变量, 参加其他保险可以提高农民的就诊意识和就诊费用保障水平。感冒治疗费用变量, 即农民在就诊机构治疗一次感冒所需的费用, 在一定程度上反映了医疗服务价格, 与农民的卫生服务利用可能呈反向关系。农民的家到最近医疗点的距离变量, 它反映了医疗可及性, 距离越远, 农民可能越会减少就诊概率。相关变量的解释及描述见表 4。

表 4 变量的定义和描述

变量名称	变量解释	均值	标准差	最小值	最大值
$Clinic$	=1, 去就诊	0.08	0.01	0	1
Fee	就诊自付费用 (元)	26.13	9.64	0	6000
$Burden$	就诊费用负担 (%)	0.01	0.00	0	1.73
T	=1, 为 2006 年	0.50	0.02	0	1
CMS	=1, 为参与	0.79	0.02	0	1
$gender$	=1, 为男性	0.44	0.02	0	1
age	年龄 (岁)	44.85	0.40	14	65
edu	受教育年限 (年)	6.42	0.15	0	16
$marital$	=1, 为已婚	0.94	0.01	0	1
$hhsz$	家庭规模 (人)	3.84	0.06	1	9
$lnpcinc$	家庭人均纯收入对数	7.92	0.04	0	11.32
$sev1$	=1, 为患病程度轻	0.06	0.01	0	1
$sev2$	=1, 为患病程度中	0.05	0.01	0	1
$sev3$	=1, 为患病程度重	0.01	0.00	0	1
$hist$	=1, 有患病史	0.10	0.01	0	1
$otherins$	=1, 有其他保险	0.10	0.01	0	1
pm	感冒治疗费用 (元)	27.04	1.00	1	200
$distance$	到最近医疗点距离 (分钟)	8.38	0.23	0	60
$lncountyinc$	县人均纯收入对数	8.29	0.01	7.67	8.68
$county1$	=1, 为 A 县, C 县为对照组	0.33	0.47	0	1
$county2$	=1, 为 B 县, C 县为对照组	0.21	0.40	0	1
$county4$	=1, 为 D 县, C 县为对照组	0.23	0.42	0	1

资料来源: 作者根据 CHNS 数据整理。

四、实证结果

(一) 样本选择偏误性检验

在对农民就诊情况进行计量分析前, 需要对农民是否就诊以及就诊自付费用多少的情况进行 Heckman 模型估计, 对可能的偏差进行纠偏。从表 5 的估计结果可以看出, 逆米尔斯比率的 z 值不显著, 说明不存在样本选择问题所以无需纠偏, 即本文使用 Heckman 模型估计不妥, 因此, 直接利用随机效应 GLS 模型对农民的就诊情况进行计量分析。

表 5

Heckman 二阶段模型估计结果

解释变量	第一阶段: Probit模型		第二阶段: 极大似然 (ML)模型	
	以 <i>Clinic</i> 为被解释变量		以 <i>Fee</i> 为被解释变量	
	系数估计值	Z 统计量	系数估计值	Z 统计量
<i>T</i>	- 0.671	- 0.50	1043.880	1.01
<i>CMS</i>	0.374	0.43	736.720	1.36
<i>T × CMS</i>	- 1.253	- 1.17	255.319	0.43
<i>gender</i>	- 0.434	- 1.10	608.489**	2.23
<i>age</i>	- 0.022	- 1.17	3.775	0.26
<i>edu</i>	- 0.031	- 0.59	18.585	0.59
<i>marital</i>	- 0.205	- 0.22	- 371.648	- 0.78
<i>hhsiz</i>	- 0.174*	- 1.87	41.557	0.49
<i>lnpcinc</i>	- 0.248	- 1.36	40.197	0.48
<i>sev1</i>	4.260***	7.54	- 1919.563	- 0.64
<i>sev2</i>	3.983***	7.05	- 1424.734	- 0.49
<i>sev3</i>	3.652***	4.64	- 1803.580	- 0.65
<i>hist</i>	0.567	1.41	- 56.621	- 0.18
<i>otherins</i>	- 0.883	- 1.29	1580.379***	4.13
<i>pn</i>	0.009	1.33	0.640	0.18
<i>distance</i>	0.018	0.83	28.351**	2.22
<i>lncountyinc</i>	5.352	1.33	- 5610.613*	- 1.79
<i>county1</i>	4.066	1.25	- 3710.392	- 1.52
<i>county2</i>	0.062	0.09	424.037	1.07
<i>county4</i>	0.249	0.29	- 237.293	- 0.49
<i>constant</i>	- 44.891	- 1.33	47367.160*	1.69
观察值数	728		审查样本 668	
逆米尔斯比率	-		- 313.3039	- 0.34
Wald 检验			187.63***	

注: **、*、* 分别表示 1%、5%、10% 显著性水平。

(二) 农民就诊模型估计结果

表 6 给出了新型合作医疗对农民就诊 (门诊与住院) 影响的三个回归模型结果。表 7 显示的是新型合作医疗对农民门诊服务的另外三个模型结果, 整体上与表 6 较为相似。所有模型均通过了 Wald 检验, 模型整体效果良好。

表 6 新型合作医疗对农民就诊 (含住院服务利用) 的影响

解释变量	(1) RE - Probit模型		(2) RE - GLS模型		(3) RE - GLS模型	
	以 <i>Clinic</i> 为被解释变量		以 <i>Fee</i> 为被解释变量		以 <i>Burden</i> 为被解释变量	
	系数估计值	Z 统计量	系数估计值	Z 统计量	系数估计值	Z 统计量
<i>T</i>	- 0.676	- 0.53	28.297	0.52	- 0.0005	- 0.02
<i>CMS</i>	0.377	0.47	72.444**	2.13	0.001	0.07
<i>T × CMS</i>	- 1.253	- 1.24	- 10.126	- 0.23	0.010	0.64
<i>gender</i>	- 0.433	- 1.12	34.293*	1.75	0.001	0.13
<i>age</i>	- 0.022	- 1.20	- 0.853	- 0.82	- 0.0002	- 0.46
<i>edu</i>	- 0.031	- 0.62	- 2.121	- 0.75	0.00004	0.04
<i>marital</i>	- 0.206	- 0.24	9.442	0.24	0.014	1.02
<i>hhsiz</i>	- 0.173*	- 1.92	- 4.047	- 0.65	- 0.003	- 1.33
<i>lnpcinc</i>	- 0.248	- 1.41	10.115	1.03	- 0.008**	- 2.21
<i>sev1</i>	3.650***	7.61	15.887	0.43	0.016	1.26
<i>sev2</i>	3.980***	7.00	360.089***	8.23	0.141***	9.25
<i>sev3</i>	4.259***	4.72	151.385*	1.86	0.095***	3.34
<i>hist</i>	0.567	1.47	93.696***	3.04	0.019*	1.77
<i>otherins</i>	- 0.879	- 1.34	95.085***	2.77	0.032***	2.68
<i>pn</i>	0.009	1.35	1.397***	3.42	0.0004***	2.61
<i>distance</i>	0.018	0.85	6.359***	3.90	0.002***	3.95
<i>lncountyinc</i>	5.375	1.36	- 225.629	- 1.12	- 0.090	- 1.28
<i>county1</i>	4.078	1.27	- 142.730	- 0.87	- 0.052	- 0.91
<i>county2</i>	0.059	0.08	20.185	0.53	0.007	0.50
<i>county4</i>	0.246	0.28	- 82.420	- 1.64	- 0.024	- 1.40
<i>constant</i>	- 45.076	- 1.36	1723.671	1.01	0.794	1.33
Wald 检验	82.34***		197.91***		214.03***	
观察值数	728		728		728	

注: 四周就诊率的随机效应 Probit 模型汇报的是 population average 的系数, **、*、* 分别表示 1%、5%、10% 显著性水平。

表 7

新型合作医疗对农民门诊服务的影响

解释变量	(4) RE - Probit模型		(5) RE - GLS模型		(6) RE - GLS模型	
	以 <i>Clinic</i> 为被解释变量		以 <i>Fee</i> 为被解释变量		以 <i>Burden</i> 为被解释变量	
	系数估计值	Z统计量	系数估计值	Z统计量	系数估计值	Z统计量
<i>T</i>	- 0.747	- 0.59	0.600	0.02	- 0.003	- 0.17
<i>CMS</i>	0.314	0.38	23.382	1.55	- 0.004	- 0.32
<i>T × CMS</i>	- 1.304	- 1.29	- 18.891	- 0.97	0.009	0.60
<i>gender</i>	- 0.487	- 1.24	13.092	1.50	- 0.001	- 0.19
<i>age</i>	- 0.021	- 1.14	- 0.181	- 0.39	- 0.0001	- 0.29
<i>edu</i>	- 0.030	- 0.60	- 1.401	- 1.12	0.0001	0.09
<i>marital</i>	- 0.154	- 0.18	4.956	0.28	0.013	0.99
<i>hhsz</i>	- 0.192**	- 2.06	- 5.330*	- 1.93	- 0.003	- 1.39
<i>lnpcinc</i>	- 0.283	- 1.58	- 0.694	- 0.16	- 0.008**	- 2.51
<i>sev1</i>	3.659***	7.70	39.786**	2.41	0.018	1.45
<i>sev2</i>	3.942***	6.97	187.931***	9.52	0.127***	8.37
<i>sev3</i>	4.308***	4.80	215.263***	5.97	0.100***	3.61
<i>hist</i>	0.515	1.28	16.696	1.21	0.013	1.20
<i>otherins</i>	- 1.190*	- 1.65	27.692*	1.81	0.026**	2.19
<i>pm</i>	0.007	1.08	0.368**	2.02	0.0003**	1.96
<i>distance</i>	0.011	0.50	2.868***	3.95	0.002***	3.52
<i>lncountyinc</i>	6.110	1.51	10.858	0.12	- 0.068	- 0.99
<i>county1</i>	4.672	1.42	25.730	0.35	- 0.036	- 0.65
<i>county2</i>	0.142	0.20	18.900	1.13	0.006	0.48
<i>county4</i>	0.503	0.55	- 5.548	- 0.25	- 0.017	- 1.00
<i>constant</i>	- 50.973	- 1.50	- 116.242	- 0.15	0.620	1.06
Wald检验	81.32***		221.54***		166.11***	
观察值数	724		724		724	

注：四周就诊率的随机效应 Probit模型汇报的是 population average的系数，***、**、*分别表示 1%、5%、10%显著性水平。

从表 6和表 7中我们可以看出：

1. 在显著影响农民卫生服务利用的变量中,最主要的变量是患病程度 (+);其次是对农民四周就诊率、就诊自付费用有显著影响的变量家庭规模 (-),对农民就诊自付费用、就诊费用负担有显著影响的变量患病史 (+)、其他保险 (+)、感冒治疗费用 (+)、到最近医疗点距离 (+);再次是对就诊费用负担有显著影响的变量家庭人均纯收入 (-)。而农民个人特征变量、地区特征变量除性别对就诊自付费用的显著正向影响外均不显著。

需要说明的是,感冒治疗费用与到最近医疗点的距离都对农民就诊自付费用与就诊费用负担有非常显著的正向影响,这与本文的假设相反,而且与陈在余和蒯旭光(2007)的研究不一致,但与封进和秦蓓(2006)的研究较为一致。这两项研究用的都是农民的医疗总支出,本文用的是自付费用,这可能有一定的差别。对于感冒治疗费用的显著正向影响,可能的原因是,多数农民习惯于到村诊所或医院就诊,但接受医疗服务比较被动,特别是在患病较为严重的情况下。农民为了尽早获得健康,可以忍受医疗服务价格的上涨,从而使就诊自付费用增加而加重就诊费用负担。而对到最近医疗点距离的正向影响而言,农民到越远的医疗点就诊所获得的医疗服务质量越高,在发生了一定的成本(如交通费用等)的情况下,农民为了获得高质量的服务而提高了就诊的自付费用,从而加重了就诊费用负担。

2 新型合作医疗对农民四周就诊率和就诊自付费用的影响为负,对就诊费用负担的影响为正,模型结果与前文的分析基本一致,但统计上均不显著。

新型合作医疗对农民四周就诊率的影响为负,说明新型合作医疗在一定程度上减少了农民的就诊行为,尽管统计上不显著。由于农民的就诊多数是门诊服务,所以这与新型合作医疗过多重视“保大病”而对门诊服务关注不够有一定的关系,从而使农民对不严重的轻度疾病不在意,或采取自我治疗方式。这基本证实了前文的判断。虽然农民未就诊行为可能因时间价值因素和具备自我治疗能力而体现出一定合理性,但是农户考虑更多的可能是门诊费用报销程序复杂所带来的更多的费用。据西部地区进行的一项调查显示,40%的农民对新型农村合作医疗最不满意之处就是它复杂的报销程序(罗珏等,2003)。从样本数据来看,未就诊的参合农民主要集中在 B、D 两县,两县的门诊费用报销比例分别为 100% (30 元以内)和 15%。2006 年未就诊的参合农民的自我医疗费用在 0~18 元之间,如果按 D 县标准可报销 0.45~4.5 元,而按 B 县标准 30 元以内可全部报销,报销额度相对较高,但是报销手续的复杂化所增加的费用会超出这部分可以报销的费用,从而使报销门诊费用显得不经济。用农民的话来说就是“为了这么点儿小钱跑来跑去办报销手续不值得!”(朱玲,2000)。所以 2006 年未就诊农民中,认为疾病轻而完全不在意的占 52%,另外 48%的农民选

择了自我医疗方式。

新型合作医疗对就诊自付费用影响为负,但对就诊费用负担影响为正。这说明新型合作医疗在减少农民就诊自付费用中起到了一定的作用,但同时似乎加重了农民的就诊费用负担。新型合作医疗对就诊自付费用不显著的负向影响可能和四个县门诊费用报销比例较低有关。除 C 县为 0 外, A、B、D 三县门诊报销费用比例为 6%、100% (30 元以下)、15%。在起付线为 0 的条件下,一定的门诊报销比例可以在一定程度上减少较高的农民就诊的费用 (如百元以上),但与住院费用相比,门诊费用本身就较低,因此,较低的门诊报销费用难以对农民门诊费用产生太大的影响。

新型合作医疗对农民就诊费用负担影响为正,这与农民的收入有一定关系,同时也反映了新型合作医疗在卫生费用补偿模式中存在医疗不公平现象,特别是在医药费用上涨的背景下,这种情况更为突出。从模型 (3) 和 (6) 可以看出,农民的家庭人均纯收入与就诊费用负担显著负相关,富人的负担比穷人负担更轻。新型合作医疗的卫生费用补偿模式中并没有考虑农民收入状况的差别,而只考虑医疗支出状况,但收入不同的穷人和富人的就诊费用负担承受能力不一致,所以可能在一定程度上加剧了不公平,穷人就诊代价相对更高。一些研究也表明,在药价不断上升的背景下,新型农村合作医疗实施后,农民门诊医药费用负担公平性没有得到有效改善,相反不公平性有所提高 (车刚、赵涛, 2007),而且富裕乡镇比贫困乡镇在新型农村合作医疗中得到了更多的好处 (高梦滔等, 2005)。

五、结论及讨论

本文以江苏为例,借助倍差法研究了农村新型合作医疗对农民卫生服务利用的影响,结果显示,农民的患病严重程度、家庭规模、患病史、其他保险、感冒治疗费用、到最近医疗点距离以及家庭人均纯收入等因素均对农民的就诊情况产生了显著影响。但新型合作医疗对农民四周就诊率、就诊自付费用的负向影响以及对就诊费用负担的正向影响统计上均不显著。由于本文中农民以门诊服务利用为主,而住院服务利用较少,所以总体上,新型合作医疗对改善农户卫生服务利用的效果不是很明显,而且注重“保大病”的模式对门诊服务关注不够。但是,新型合作医疗对农民就诊自付费用的负向影响,说明现有的补偿模式在降低农民就诊自付费用上可能起到了一定作用;而新型合作医疗对农民四周就诊率的负向影响,说明了新型合作医疗报销比例低且手续复杂的门诊费用补偿模式,会有抑制农民就诊的倾向,而且新型合作医疗对农民就诊费用负担产生的正向影响也说明,在药品价格上涨的背景下,现有的卫生费用补偿模式可能会出现一定的医疗不公平现象,富人的负担比穷人负担更轻。

因此,要实现新型合作医疗减少“因病致贫”、“因病返贫”现象的目标,需要进一步改善农民的卫生服务利用情况。政府除了采取措施降低药品价格外,更需要改进新型农村合作医疗制度的卫生费用补偿模式。这需要在注重大病医疗保障的同时扩大基本医疗费用覆盖范围,适度提高报销比例、简化报销程序和报销方式,补贴基本医疗服务或者为低收入农民提供直接补贴等方式减轻农民的卫生费用负担,而且通过完善医疗救助制度和新型合作医疗的衔接,进一步加大对低收入农民群体的关注,保障农民受益的公平性。

最后需要说明的是,由于本文所用到的 CHNS 数据中有卫生服务利用行为的江苏农民样本量较小,而且多集中在门诊服务利用,所以没有对农民住院服务利用的情况做过多的分析,或者进一步比较农民在参加新型合作医疗前后门诊服务利用与住院服务利用的详细变化情况,这需要今后使用更广泛地区的大样本数据做出更为深入的研究。

参考文献:

1. 车刚、赵涛:《新型农村合作医疗对农民卫生服务利用公平性的影响研究》,载《卫生软科学》,2007(1)。
2. 陈在余、蒯旭光:《农村新型合作医疗与农民的医疗保障》,载《中国人口科学》,2007(3)。
3. 封进、秦蓓:《中国农村医疗消费行为变化及其政策含义》,载《世界经济文汇》,2006(1)。
4. 高梦滔、高广颖、刘可:《对云南省三个新型农村合作医疗试点县(市)的调查报告(下)》,载《卫生经济研究》,2005(10)。
5. 李谷成、冯中朝、范丽霞:《教育、健康与农民收入增长——来自转型期湖北省农村的证据》,载《中国农村经济》,2006(1)。
6. 罗珏、叶宜德、汪时东、汪和平、岳青:《农民户主年龄差异对合作医疗的影响研究》,载《安徽卫生职业技术学院学报》,2003(4)。
7. 王兰芳、孟令杰、徐芳:《新型农村合作医疗对农民影响的实证研究》,载《农业经济问题》,2007(7)。
8. 朱玲:《政府与农村基本医疗保障制度选择》,载《中国社会科学》,2000(4)。
9. Gu, X and Tang, S, 1995. "Reform of the Chinese Health Care Financing System." *Health Policy*, Vol 32(1), pp. 181 - 191.

(责任编辑:王红霞)