

新型农村合作医疗制度对农民就医流向的影响

——基于“中国健康与营养调查”数据的双重差分估计

李亚楠, 陈在余, 马爱霞

(中国药科大学 商学院, 江苏 南京 210009)

摘要: 运用“中国健康与营养调查”数据中 2000、2004、2006 及 2009 年共四期的县级面板数据, 借鉴双重差分模型, 从就医流向角度对新型农村合作医疗制度的政策效果进行实证分析发现, 新型农村合作医疗制度提高了农民患者到基层医疗机构(尤其是村诊所)就诊的比例, 使得农民患者到村诊所就诊的比例增加了 10%以上, 同时降低了农民患者到县医院和其他医疗机构就诊的比例, 使其分别减少 4%-13%和 3%-15%, 其中新农合对村诊所、县医院和其他医疗机构的影响具有统计学意义。时间趋势研究表明, 新型农村合作医疗对农民就医流向的影响具有持续性的作用。

关键词: 新型农村合作医疗; 农民; 就医流向; 双重差分估计

中图分类号: C913.7

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2012)03-0038-06

Influence of New Rural Cooperative Medical Scheme on patients' choice of medical provider: A difference-in-difference estimation based on CHNS

LI Ya-nan, CHEN Zai-yu, MA Ai-xia

(School of International Pharmaceutical Business, China Pharmaceutical University, Nanjing 210009, China)

Abstract: Using a dataset containing four years' country-level panel data, including the survey of the year of 2000, 2004, 2006 and 2009, this study conducts an empirical analysis of the causal effects of New Rural Cooperative Medical Scheme (NCMS) on patient choice of medical provider. We employ a difference-in-difference (DID) estimation method, taking advantage of the fact that the NCMS were spread gradually from some regions to others. We find that NCMS improve the proportion of patient to primary health care institutions, especially to village-level facilities, and bring an increase of over 10% for the proportion to village-level facilities. At the same time, NCMS decrease the proportion of patient to county hospitals and other facilities, making the proportion reduce 4%-13% and 13%-15% respectively. The results indicate that NCMS have a significant impact on patient choice of village-level facilities, county hospitals and other facilities. Also, the research discovered that the NCMS has a continuous impact on patient choice, as time goes on.

Keywords: New Rural Cooperative Medical Scheme; farmers; patient choice of medical provider; difference-in-difference estimation

一、问题的提出

改革开放以来, 随着以市场化为导向的农村医疗卫生体制改革的深入, 医疗资源不合理分配、医

疗费用快速上涨等问题日益凸显。国内普遍存在“看病难, 看病贵”问题, 其中农民患者的医疗问题尤为突出。为了解决农民的医疗保障问题, 促进农村经济发展和维护社会的和谐稳定, 2002 年 10 月, 中共中央、国务院作出《关于进一步加强农村卫生工作的决定》, 明确提出建立新型农村合作医疗制度(以下简称“新农合”)。新农合自 2003 年开始在全国部分县市试点, 截至 2010 年底, 参合人

收稿日期: 2012-04-09

基金项目: 中国药科大学医药产业发展研究中心
重点项目(CPUSJ1003)

作者简介: 李亚楠(1987—), 男, 河南卫辉人, 硕士研究生。

数达 8.36 亿, 参合率为 96.0%。

新农合承担了为我国农民提供基本医疗保障的重任, 自实施以来受到国内外学者的广泛关注, 国内外学者从制度运行、筹资和受益、参与与医疗服务利用等多方面对新农合进行了研究, 提出新农合为农民提供基本医疗服务保障的同时, 在实际运行效果方面可能存在诸多问题。

高梦滔、王健从需求方角度着重对筹资与受益、信息传递和“瞄准”弱势群体等方面进行了分析, 指出新农合存在筹资的垂直不公平、受益群体不当等问题;^[1]从供给方面来看, 我国新农合在管理成本、价格控制方面及可持续性发展方面仍然存在隐忧。^[2]胡善联从筹资与受益、参合病人和补偿费用流向等方面对我国新农合运行状况进行了分析与评价, 提出新农合需要从制度方面、筹资机制、财务运行等方面进行改进和完善。^[3]袁兆康等通过对婺源县连续六年的跟踪调查, 分别从医疗服务利用和医疗费用两个方面对新农合政策效果进行了分析, 其研究表明: 新农合对门诊服务利用影响不大, 但促进了农民对住院服务的利用;^[4]医疗费用上涨较快, 并未得到有效控制, 新农合给农民患者带来的医疗补偿, 大部分已被上涨的医疗费用抵消。^[5]

目前对新农合政策运行状况的分析, 一方面是从制度方面研究其可持续性, 另一方面是对新农合政策实施后受益群体、医疗服务利用等角度进行实证分析。从研究方法上看, 已有对新农合运行效果的实证分析主要利用新农合实施前后的一些时间序列数据或者横截面数据, 通过试点地区和非试点地区的对比或者试点地区不同年份的比较分析, 来评价新农合给农民带来的影响, 这些关于新农合运行状况的分析与新农合之间的因果效应, 从严谨的实证分析角度看其有效性值得商榷, 因为与新农合同时发生的其他一些政策经济或其他方面的变化(如医疗服务价格的普遍上涨、农民健康意识的转变)都可能对新农合政策带来的效果产生影响, 因此严谨的计量分析显得尤为必要。

新农合的实施提高了患者的支付能力, 促进了农民对医疗卫生服务的利用。2008 年, 第四次国家卫生服务调查显示: 与 2003 年相比, 农民两周患病未就诊的比例下降了 7 个百分点, 首诊地点选择

基层医疗机构占比 82.6%。这些数据表明, 新农合实施后, 农民的医疗行为发生了变化, 农民群体的就医流向也发生了一定程度的改变。那么, 农民就医流向的变化真的是由新农合导致吗? 新农合对农民就医流向的影响有可持续性吗? 笔者拟从农民就医流向这一角度, 对新农合运行效果进行系统而严格的实证分析。

在就医流向或就医选择方面, Yip 通过对北京市顺义县农民医疗行为的多项 Logit 分析, 指出参加农村合作医疗的患者更加倾向于利用村级的医疗机构;^[6]庞国华研究了新农合对县级综合医院门诊病人的就诊意向, 研究结果表明, 与 2008 年第四次国家卫生服务调查结果相比, 首诊机构为基层医疗机构的比例偏低, 而首诊机构为县医院及以上医疗机构的比例偏高;^[7]王俊、昌忠泽等运用多项 Logit 方法, 分析了中国居民就医选择的影响因素, 发现享有合作医疗的居民更多地选择到乡镇卫生院和县及县以上医院就诊。^[8]可以发现, 目前关于就医流向的分析, 主要集中于分析其影响因素, 以及就医流向变化, 并没有深入分析新农合作用下就医流向变化的时间趋势, 本研究通过引入不同年份的虚拟变量和新农合试点县的交叉项, 对新农合作用下就医流向变化的时间趋势进行分析。

运用双重差分方法评价政策效果, 是国内外普遍使用的一种计量方法。例如, 在税收领域, Feldstein 使用双重差分法对美国税收改革法案进行的评估^[9]以及周黎安、陈烨对我国农村税费改革政策效果的评估。^[10]封进、刘芳同样运用双重差分法, 在理论和实证两方面, 从医疗价格这一角度对新农合的政策效果进行了评价, 指出新农合对村诊所价格没有明显影响, 但会导致县医院价格迅速上涨, 且报销比例越大, 价格上涨幅度愈大。^[11]Adam Wagstaff 使用双重差分法, 对新农合政策效果进行了评价, 发现新农合增加了患者对门诊和住院服务的利用, 但新农合导致患者自付医疗费用的快速上涨。^[12]

根据新农合逐步推广覆盖的特征, 借鉴“自然实验”中的双重差分方法, 笔者拟利用 CHNS(中国健康与营养调查)中 2000、2004、2006、2009 年四期调查中的县级面板数据, 以县为研究单位, 讨论新农合与农民就医流向变化之间的因果效应及其大小。

二、模型的设定及数据描述

双重差分法(difference-in-difference, DID)是一种广泛应用于评价政策对其作用对象效果的计量方法,其基本思路是:一种公共政策的实施能够影响到一部分人群(处理组),另外一部分人群(对照组)则不会受到该政策影响,通过分析比较政策实施前后不同时期处理组和对照组的差别,可以反映该政策的实施效果。双重差分法正确运用的一个前提条件是公共政策必须是外生的。我国新农合在试点地区实施时,试点地区的选择由政府根据有关规则确定,对农民的就医流向而言,新农合政策是外生的。此外,采用基于固定效应的双重差分估计还可以消除不可观测变量的影响,作为对照,在下面的实证分析中首先对4年的混合横截面数据进行OLS估计,然后对4年的综列数据进行基于固定效应的双重差分估计。一般来说,居民就医流向的选择与年龄、教育、性别等人口学特征及家庭收入等社会经济特征,以及疾病的严重程度等变量有关,因此,在本研究中,笔者建立以下基本经济计量模型:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 d_t + \beta_2 P * d_t + \theta x_{it} + \lambda_i + \mu_t$$

其中,假设 Y_{it} 表示某县在 t 时期选择到各级医疗机构就诊的人数与总患病人数之比,具体分为村诊所、乡镇卫生院、县医院和其他医疗机构就诊占比; P 表示该县是否为新农合试点县,当该县为试点县则取值为1,否则为0; d_t 为年份虚拟变量,当调查县处于该年时为1,否则为0; x_{it} 是其他影响

患者就医流向的解释变量,包括男性占比、平均年龄、平均受教育年限、已婚人口占比、人均收入和住院患者占比等各种变量; λ_i 为非观测效应,表示该地区不随时间变化的特征,如社会习俗、地理位置等方面; μ_t 表示那些影响因变量的会随着时间的变化而变化的观测不到的因素;其中 P 与 d_t 交互项的系数 β_2 ,即表示在控制其他变量后新农合政策对患者就医流向的影响。

本文所使用的数据来源于“中国营养与健康调查”(CHNS),CHNS由美国北卡罗莱纳大学教堂山校区的罗莱纳州人口中心和中国疾病控制和预防中心的国家营养和食品安全所合作建立的一个抽样调查数据库。该调查共进行了8次,本文采用2000、2004、2006和2009年的调查数据,样本单位为县。在样本分析过程中,因为2003年新农合开始试点,因此将2004年及其后年份CHNS问卷调查中的“合作医疗”默认为新农合,而区别于原有的农村合作医疗制度。

本文主要关注的是农民患病后的就医流向问题,农民患病后可能选择的医疗机构分为村诊所、乡镇卫生院、县医院和其他医疗机构等四种类型的医疗机构,这四种医疗机构就诊占比即为模型的因变量;年份虚拟变量 d_t 和是否为试点县 P 的交叉项则展现了新农合的政策效果及其时间趋势;另外模型还设置了一些控制变量,如平均年龄、平均受教育年限、病情严重的患者所占的比例、住院患者占比等,表1反映了各主要变量的统计性描述。

表1 主要变量的描述性统计结果

变量名 每年调查县个数=49	变量	2000年(试点县个数=0)				2004年(试点县个数=8)			
		均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	最小值	最大值
到村诊所就诊占比	Y_1	0.229	0.205	0.000	0.765	0.221	0.185	0.000	0.708
到乡镇卫生院就诊占比	Y_2	0.167	0.168	0.000	0.591	0.155	0.143	0.000	0.650
到县医院就诊占比	Y_3	0.353	0.179	0.059	0.938	0.350	0.176	0.056	0.818
到其他医疗机构就诊占比	Y_0	0.251	0.191	0.000	0.750	0.274	0.183	0.000	0.750
男性占比	M	0.504	0.023	0.462	0.558	0.487	0.023	0.445	0.553
平均年龄(年)	A	37.005	3.542	30.732	51.969	43.067	3.209	36.045	51.933
平均受教育年限(年)	E	5.839	1.194	3.451	8.133	7.157	1.227	4.865	10.059
自我感觉疾病严重占比	S_1	0.140	0.178	0.000	1.000	0.156	0.083	0.000	0.400
自我感觉疾病一般占比	S_2	0.415	0.188	0.000	1.000	0.465	0.134	0.125	0.857
自我感觉疾病不严重占比	S_0	0.445	0.197	0.000	0.773	0.379	0.139	0.091	0.733
家庭人均收入(万元)	I	0.533	0.199	0.263	1.082	0.702	0.336	0.286	1.604
已婚人口占比	L	0.974	0.023	0.909	1.000	0.963	0.035	0.841	1.000
住院患者占比	K	0.108	0.114	0.000	0.500	0.073	0.067	0.000	0.364

表 1(续) 主要变量的描述性统计结果

变量名 每年调查县个数=49	变量	2006(试点县个数=27)				2009年(试点县个数=39)			
		均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	最小值	最大值
到村诊所就诊占比	Y_1	0.280	0.201	0.000	0.857	0.269	0.181	0.000	0.745
到乡镇卫生院就诊占比	Y_2	0.139	0.139	0.000	0.563	0.154	0.168	0.000	0.652
到县医院就诊占比	Y_3	0.337	0.192	0.000	0.875	0.354	0.188	0.064	0.917
到其他医疗机构就诊占比	Y_0	0.245	0.177	0.000	0.586	0.223	0.143	0.000	0.625
男性占比	M	0.482	0.022	0.446	0.543	0.486	0.022	0.435	0.553
平均年龄(年)	A	45.010	3.179	39.171	50.823	46.411	3.170	41.051	55.555
平均受教育年限(年)	E	7.176	1.367	4.943	10.263	7.281	1.288	5.093	10.366
自我感觉疾病严重占比	S_1	0.126	0.087	0.000	0.333	0.135	0.104	0.000	0.412
自我感觉疾病一般占比	S_2	0.521	0.128	0.292	0.842	0.476	0.152	0.214	0.833
自我感觉疾病不严重占比	S_0	0.353	0.133	0.083	0.706	0.389	0.155	0.053	0.786
家庭人均收入(万元)	I	0.818	0.371	0.326	1.989	1.167	0.424	0.446	2.233
已婚人口占比	L	0.901	0.051	0.782	0.983	0.969	0.029	0.884	1.000
住院患者占比	K	0.088	0.069	0.000	0.333	0.102	0.092	0.000	0.474

注：到村诊所就诊占比=每个县到村诊所就诊的人数/该县到医疗机构就诊的总人数，其他类推

三、计量结果分析

1. 新农合实施之前农民就医流向

新农合是在全国部分地区试点之后逐步推广的，各地区收入水平、医疗服务保障水平、健康水平等因素都可能会影响到该地区是否会成为新农合试点地区，因此，新农合政策的效果可能与政策实施前的初始条件有相关性。表 2 显示了在控制其

他变量后，新农合实施前即 2000 年试点地区与非试点地区进行回归分析的结果，可以看出，处理组与对照组在就医流向方面并不存在显著差异。这表明在新农合的推广过程中，试点地区的选择近似随机，不存在选择性偏误的问题。表 2 表明，在影响患者就医流向的因素中，疾病状况、家庭人均收入和住院因素的影响较为突出。

表 2 2000 年试点地区与非试点地区就医流向 OLS 估计

变量	到村诊所就诊占比	到乡镇卫生院就诊占比	到县医院就诊占比	到其他医疗机构就诊占比
是否试点地区	0.027	0.062	-0.071	-0.017
男性占比	1.306	0.325	1.421	-0.209
平均年龄(年)	-0.012	0.018	0.005	0.010
平均受教育年限(年)	-0.031	0.002	0.007	0.022
已婚人口占比	0.945	1.419	-0.010	-2.35*
自我感觉疾病严重占比	-0.161	0.450**	-0.036	-0.253
自我感觉疾病一般占比	-0.085	0.234	-0.081	-0.068
家庭人均收入(万元)	0.156	-0.349*	0.254	-0.064
住院患者占比	-0.508	-0.041	0.588***	-0.064
R ²	0.253	0.283	0.516	0.156

注：*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著水平

2. 基本回归结果

表 3 报告了混合横截面数据 OLS 回归估计的参数值，通过含全部控制变量的模型与不含控制变量的模型比较，可以看出其估计结果相差不大。在模型 1、4、7 和 9 中，解释变量仅包括年度虚拟变量和试点县的交叉项以及年度虚拟变量，不包含其他控制变量；

而表 3 中的其他模型以及表 4 中，则控制了男性占比、平均年龄、平均受教育年限、已婚人口占比、家庭人均收入、自我感觉疾病严重占比、自我感觉疾病一般占比和住院患者占比等变量。另外，在结果列表中，为了省略篇幅并没有将各控制变量的估计系数一一列出。

由表3可以看出,新农合政策对到基层医疗机构就诊的比例有明显的正效应,且对村诊所的影响具有显著的统计学意义($p<0.1$)。模型2表明,新农合政策的实施使得到村诊所就诊的比例提高了约15个百分点,相对于均值0.25的整体样本,这一效果是极为显著的。模型3则表明,2004年的新农合对到村诊所就诊占比的增加有11.7%的贡献率,2006年的新农合为村诊所就诊占比增加贡献了大约19个百分点,之后的2009年,新农合为其增加贡献了18.5个百分点,可见新农合对到村诊所就诊占比有持续稳定的正效应,且这种正效应具有显著的统计学意义。模型4、5和6的统计结果显示,新农合虽然能够持续提高患者到乡镇卫生院就诊占比,但其增加幅度显然弱于新农合对村诊所的影

响,且其影响均不具有显著的统计学意义。

由表3结果可以看出,新农合明显降低了农民患者到县医院和其他医疗机构就诊的比例,且这种负的影响具有显著的统计学意义。模型7和8表明,新农合使得患者到县医院就诊的概率降低了15-17个百分点。模型9显示,新农合能够持续降低患者到县医院就诊的概率。模型10、11和12显示了新农合对其他医疗机构的影响,可以看出,新农合实施后,患者到其他医疗机构就诊的概率降低了6-14个百分点,且随着新农合的实施,患者到其他医疗机构就诊的比例持续降低,这种现象可能是由于新农合指定患者必须到定点医疗机构就诊,压缩了非定点医疗机构的生存空间。

表3 OLS估计结果及新农合政策效果的时间趋势

	到村诊所就诊占比			到乡镇卫生院就诊占比		
	1	2	3	4	5	6
新农合	0.166*** (0.030)	0.150*** (0.030)		0.035 (0.025)	0.024 (0.026)	
2004年*			0.117* (0.062)			0.070 (0.054)
2006年*			0.190*** (0.062)			0.075 (0.054)
2009年*			0.185** (0.062)			0.060 (0.054)
其他控制变量	无	全部	全部	无	全部	全部
样本量	196	196	196	196	196	196
R2	0.142	0.280	0.282	0.012	0.127	0.146

注:为节约篇幅本文的计量模型中省略了其他控制变量,下同

表3(续) OLS估计结果及新农合政策效果的时间趋势

	到县医院就诊占比			到其他医疗机构就诊占比		
	7	8	9	10	11	12
新农合	-0.124*** (0.029)	-0.111*** (0.026)		-0.076 (0.028)	-0.064** (0.031)	
2004*			-0.062 (0.054)			-0.125* (0.063)
2006*			-0.119** (0.054)			-0.147** (0.062)
2009*			-0.128** (0.054)			-0.117* (0.062)
其他控制变量	无	全部	全部	无	全部	全部
样本量	196	196	196	196	196	196
R2	0.087	0.393	0.388	0.036	0.065	0.105

3. 基于固定效应的双重差分估计结果

表4给出了基于固定效应的新农合政策效果的双重差分估计结果。从表4中同样可以看出,新农合对到基层医疗机构就诊的比例有正效应,而对到县医院和其他医疗机构就诊的比例具有负效应,其

中,对到村诊所和到其他医疗机构就诊的比例的影响又具有显著的统计学意义($p<0.1$)。该结果与表3中OLS估计结果相比,在作用效果和时间趋势上,其结果相似,这表明是否实施新农合与各地区不随时间变化的特征不存在系统性关联,这为新农合政

策的外生性提供了进一步依据。此外,在表3和表4中,2004年新农合对医疗机构的影响与其他年份相比,其影响程度较弱,且在统计学上不显著,这

一现象可能是因为当年新农合报销比例过低或者由于当年调查样本中部分地区的合作医疗仍未改为新农合。

表4 基于固定效应的双重差分估计

	到村诊所就诊占比		到乡镇卫生院就诊占比		到县医院就诊占比		到其他医疗机构就诊占比	
	1	2	3	4	5	6	7	8
新农合	0.070** (0.030)		0.001 (0.025)		-0.052 (0.028)		-0.030 (0.027)	
2004年*		0.043 (0.065)		0.079 (0.054)		0.009 (0.060)		-0.131* (0.069)
2006年*		0.115* (0.067)		0.086 (0.055)		-0.035 (0.062)		-0.167** (0.071)
2009年*		0.120* (0.067)		0.069 (0.055)		-0.044 (0.062)		-0.145* (0.071)
其他控制变量	全部	全部	全部	全部	全部	全部	全部	全部
样本量	196	196	196	196	196	196	196	196
R2	0.136	0.225	0.109	0.108	0.201	0.0336	0.037	0.048

四、结论

新农合在2010年底已基本覆盖我国农民群体,研究其政策效果对保证新农合的可持续发展具有重要的现实意义。本文借助“自然实验”和“双重差分模型”,通过对CHNS调查中四期数据的面板分析,研究了农民患者就医流向变化与新农合之间是否存在因果关系。研究发现:新农合在促进农民到基层医疗机构尤其是村诊所就诊方面有着积极的作用,使得患者到村诊所就诊的比例增加了10%以上,同时使患者到县医院和其他医疗机构就诊的比例分别下降了4%-13%和3%-15%。对时间趋势的研究则表明,新农合对就医流向的影响具有持续的作用。总之,新农合政策的实施使得病人的就医流向趋于基层医疗机构,在保障农民基本医疗服务的同时,为医疗资源的重新分配奠定了基础。

综上,新型农村合作医疗制度的实施有利于农村居民医疗机构的合理分流,促进医疗资源的合理分工,但需要说明的是,本研究没有区分流向乡镇卫生院的农村患者是否确实没有必要到上一级医院就诊,即是否存在乡镇医院把应该转诊的病人留在乡镇医院的现象,这需要进一步的深入研究。

参考文献:

- [1] 高梦滔,王健.从供给角度对新型农村合作医疗制度可持续性的思考——云南省玉龙县新型农村合作医疗试点情况调研报告之一[J].卫生经济研究,2004(9):3-8.
- [2] 高梦滔,王健.从需求角度对新型农村合作医疗制度可持续性的思考——云南省玉龙县新型农村合作医

疗试点情况调研报告之二[J].卫生经济研究,2004(10):3-6.

- [3] 胡善联.我国新型农村合作医疗制度的运行状况与评价分析[J].中国卫生经济,2008,27(2):26-27.
- [4] 袁兆康,韩冰,廖小兵,等.新农合对婺源县农民医疗服务需求与利用影响的六年连续追踪调查[J].中国农村卫生事业管理,2009(8):576-579.
- [5] 韩冰,袁兆康,廖小兵,等.新农合对婺源县农民医疗费用影响的六年连续追踪调查[J].中国农村卫生事业管理,2009(8):579-582.
- [6] Yip Winnie, Hong Wang, Yuanli Liu. Determinants of patient choice of medical provider: a case study in rural China[J]. Journal of Health Policy and Planning, 1998, 13(3): 311-322.
- [7] 庞国华.新农合制度下县级综合医院门诊病人的就医意向分析[D].山东大学硕士学位论文,2010:4.
- [8] 王俊,昌忠泽,刘宏.中国居民卫生医疗需求行为研究[J].经济研究,2008(7):105-117.
- [9] Feldstein, M. The Effect of Marginal Tax Rates on Taxable Income: A Panel Study of the 1986 Tax Reform Act[J]. Journal of Political Economy, 1995(103): 551-572.
- [10] 周黎安,陈焯.中国农村税费改革的政策效果:基于双重差分模型的估计[J].经济研究,2005(8):44-52.
- [11] 封进,刘芳.新型农村合作医疗对县村两级医疗价格的影响[J].经济研究,2010(11):65-78.
- [12] Adam Wagstaff, Magnus Lindelow, 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):1-19.

责任编辑:陈向科