

“新农合”：农民获得幸福感了吗？

霍灵光¹，陈媛媛²

(1. 吉林农业大学 经济管理学院, 吉林 长春 130118; 2. 山东大学 经济研究院, 山东 济南 250100)

摘要：以往评估新农合制度的政策效果主要是围绕着医疗和健康领域展开，却忽略了更加综合的指标——幸福感。在“以人为本”的科学发展观指导下，新农合制度的本质就是通过减轻农民负担、促进农民健康以及透明简化的报销手续等一系列措施来增加农民的幸福。文章采用2010年和2012年的中国家庭动态跟踪调查数据(CFPS)以及2006年、2009年和2011年的中国健康与营养调查数据(CHNS)，考察新农合制度对农民幸福感的影响。结果显示新农合的实施效果并不理想。文章进一步按照性别、年龄、收入、教育以及地区分组后研究发现，新农合的局部效果也不理想。这可能因为新农合制度存在的一些问题如报销比例低、报销范围窄以及报销手续繁琐等，致使该政策并未达到预期效果。因此，文章从学术角度支持了新农合制度改善的必要性，即新农合的改善不仅要围绕提高报销比例和范围展开，还要在报销手续及流程上进行简化，增加报销规章的透明度，这样才能全面地提高农民对新农合的满意程度。

关键词：新农合；幸福感；农民；工具变量；倍差法

中图分类号：C916, F320.2 **文献标识码：**A **文章编号：**1009-0150(2017)02-0038-12

一、引言

新型农村合作医疗项目(简称“新农合”)是我国一项非常重要的惠农政策，早在2003年就已经在农村的部分地区开展，此后覆盖面逐渐扩大。根据《2014年我国卫生和计划生育事业发展统计公报》，截至2014年底，全国参加新型农村合作医疗人口数为7.36亿人，参合率高达98.9%(国家统计局，2015)。由此可见，新农合在农村有着庞大的受众群体，研究它的政策效果具有重要的现实意义，有助于为该政策的改进和增效指明方向，从而有的放矢地减轻农村居民的医疗支出负担，提高健康水平，进而提高农民的生活幸福感。

不可否认，新农合对减轻个人或家庭的医疗支出负担，降低其因重大疾病致贫起到了一定作用，但随着中国城镇化的快速推进，城乡之间的差异逐步缩小，按城乡户籍分割设置的新农合制度的弊端日益显现，加之新农合制度本身特有的一些缺陷，新农合的实施效果可能并未达到预期。以往的研究主要是围绕新农合在医疗和健康方面如是否得病、医疗服务利用率以及医疗负担等展开的。总体上，研究发现新农合在上述方面所起到的作用十分有限，且结论也并不一致(Lei和Lin, 2009; Chen和Jin, 2012; Wagstaff等, 2009; 程令国和张晔, 2012; 王新军和郑超, 2014)。

虽然新农合制度的主要目的是减轻农民就医负担，提高农民健康水平，但我们也不能忽略

收稿日期：2016-08-02

基金项目：国家自然科学基金青年基金项目“特定制度安排下的FDI对我国环境质量的影响”(71403146)。

作者简介：霍灵光(1964—)，男，吉林公主岭人，吉林农业大学经济管理学院副教授，经济学博士；

陈媛媛(通讯作者)(1982—)，女，吉林白山人，山东大学经济研究院讲师，经济学博士。

新农合政策实施过程中所遇到的其他问题。比如报销中的不规范性或者违规操作,尤其在县级以下的地方,报销“走后门”的现象时有发生,如果相关部门中有熟人,就可以“加塞”报销,或者范围之外的医疗费用也给予报销,这样就给其他参合者造成了不公,势必会引起他们的不满。另外,报销手续和流程也过于繁琐,对于教育水平普遍不高的农民来说,会给他们带来大量的时间成本,而对于金额不高的费用,他们甚至会放弃报销。如果是这样,那就违背了新农合制度的初衷。即使新农合能够减轻农民负担、促进健康,但如果报销过程中所花费的各种成本过大,报销中遭遇不公对待,那么我们也无法认定该政策是完美、有效的。尤其是在“以人为本”的科学发展观指导下,任何一项政策都是为“人”服务,以“人”为核心,所以绝不能忽略政策实施中“人”的感受。

因此,要全面评估新农合制度的有效性,不应该只将重点放在医疗和健康上,还应该考虑政策实施过程中的一些问题,比如报销的规范性、透明度以及报销流程和手续等,但是在学术上很难有一个客观的指标来全面评估新农合制度的这些方面,于是我们考察参合者对新农合制度的主观感受——幸福感或者满意度。在“以人为本”的社会中,归根结底,新农合制度就是通过帮助农民以最小的成本、最便捷的方式来减轻医疗负担、增强身体健康等来提高他们的满意度和幸福感。显然,相对于医疗服务利用率、医疗支出水平、是否因病致贫以及健康状况这些指标来说,对新农合政策的满意度可以说是将其全部囊括的一个指标,同时还包含了农民对报销规章和手续的主观感受。换句话说,对新农合的满意度是包含政策的目标——减轻农民负担、提高农民健康以及政策的实施——报销的规范性及报销手续和流程等在内的一个综合性指标,具有重要的现实意义和研究价值。

本文分别采用2010年和2012年的中国家庭动态跟踪调查数据(CFPS)以及2006年、2009年和2011年的中国健康与营养调查数据(CHNS)两套面板数据,首先,从总样本出发,在全国范围内评估新农合政策的总体实施效果,换句话说,考察新农合政策是否在总体上提高了农民的满意度,这无论是从学术角度还是政策角度上都应该是首先要关注的问题。为了增强文章结论的稳健性和可信度,我们分别采用混合效应和固定效应等一般回归方法以及工具变量、倍差法等克服变量内生性的回归方法。研究表明新农合政策的总体效果并不理想,没有显著提高农民的满意度。然而,我们并不能依此断定新农合政策的效果全然不好,因为政策实施的全局性不理想并不一定意味着局部性效果也不理想。所以,接下来我们评估政策实施的局部性效果,这一点是非常必要的。如果新农合对不同群体的效果存在差异性,一方面说明新农合政策在局部上是有效的,另一方面对没有效果或者效果不明显的参合群体或地区,改良新农合政策也可以更有针对性和目的性。我们按照一些比较重要的个体特征——性别、年龄、收入、教育层次以及所在地区进行分类回归,研究发现多个子样本回归也基本不显著,这意味着新农合政策实施的局部性效果也并不理想。因此可以判断,无论从政策的总体上还是局部上,样本期间内,新农合的实施效果均不理想,进一步引发政策改良的必要性。最后,根据文章的回归结果,结合新农合实施的实际情况,我们总结了新农合效果不理想的几个主要原因,并提出了一些建议。

文章的后续安排如下:第二部分就已有的相关研究进行归纳和述评,第三部分介绍本文的研究设计和数据,第四部分就实证结果进行解析,第五部分是主要结论和建议。

二、文献综述

评估医疗保险制度的文献主要集中在医疗和健康领域,且研究结论也并不一致。在医疗服务利用率影响方面,部分研究发现新农合显著提高了参保者住院医疗服务和门诊医疗服务的

利用率(Wagstaff等, 2009; Babiarz等, 2012), 但有些文献却发现新农合并未提高对正规医疗服务的利用率(Lei和Lin, 2009)或者对非住院医疗服务的利用率(Yu等, 2010; Yip和Hsiao, 2009)。在对医疗支出影响方面, 有些研究没有获得新农合可以有效减轻医疗负担的证据(Lei和Lin 2009; Wagstaff等, 2009), 但是也有研究发现随着新农合制度的不断完善, 新农合可以显著减少参合者的医疗支出(Babiarz等, 2012)。在健康绩效方面, 有些研究发现新农合对老年人的健康状况有明显的改善效果(程令国和张晔, 2012; 王丹华, 2014), 但是却没有降低农村地区孕妇和儿童的死亡率(Chen和Jin, 2012)或者改善年轻参合者的健康水平(Lei和Lin, 2009)。

上述文献大多只考察了新农合政策在某一方面的效果, 而忽略了对政策的整体效果的考察。虽然大量研究发现医疗支出、医疗服务利用以及健康状况会对其生活满意度产生显著的影响, 但是, 现有针对新农合研究结果的不一致性意味着新农合通过上述三方面对满意度的影响可能仍不确定。此外, 对新农合政策的考察不应仅局限于医疗和健康方面, 还要考虑政策设计和执行过程中的其他方面, 如报销流程的繁琐程度和制度的公平性等。因此从这个角度上说, 有必要在已有的研究基础上, 对新农合对农村居民满意度这一综合指标的影响进行科学和深入的研究。

但是目前来看, 从居民满意度角度评估医疗保险制度的文献却并不多。陈东和张郁杨(2015)发现新农保也能提高农村老年群体的满意度。胡洪曙和鲁元平(2012)采用中国一般社会调查数据(CGSS), 发现医疗卫生方面的公共支出也能提高农民满意度, 而公共支出只是一个县级变量, 它很难将对同一个县级内参合人员与非参合人员幸福感的不同影响区分开来。并且上述文献的一个主要问题是没有考虑到回归分析中可能存在逆向选择、变量缺失等问题, 比如参合与否其实是一个内生变量。Keng和Wu(2014)针对台湾的健康保险发现, 它能将居民的幸福指数提高3-30个百分点, 缩小不同经济社会群体间的幸福感差距。方黎明(2014)的研究与本文最为接近, 但其研究对象只限于老年人, 研究方法采用了截面数据的probit模型, 没有考虑到新农合参保的内生性。事实上, 是否参保新农合可能是基于新农合的投入成本、对新农合医疗效果的考量以及从众心理等多方面因素而进行的自我选择, 这时如果直接回归可能会导致选择性偏误而引起内生性。

针对已有文献存在的研究不足和空白, 本文采取中国家庭动态跟踪调查数据(CFPS)和中国健康与营养调查数据(CHNS)两套面板数据来评估新农合政策的总体效果和局部效果, 同时采用工具变量以及倍差法等多种计量方法来克服已有研究中可能存在的逆向选择问题、变量缺失问题以及度量误差问题, 以保证计量结果的稳健性和可信度。

三、计量方法及数据

(一) 实证模型

本文的实证模型是在Knight等(2009)的基础上进行了一定改进, 加入了新农合政策。根据Knight等(2009)以及相关的幸福经济学研究, 影响居民主观幸福感的因素有很多, 包括个人特征、职业类型以及政策因素等。我们对微观的个体设定如下计量模型:

$$Happy_{it} = c + \beta_1 NCMS_{it} + \sum_l \beta_l control_{lit} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, 下标*i*指个体, *t*指时间, *Happy*是被解释变量, *NCMS*是核心解释变量, *control*是一系列控制变量, μ_i 是不随时间变化的个体效应, δ_t 是不随个体变化的时间效应, ε_{it} 是扰动项。

表1 各个变量的度量以及含义

	变量含义	变量度量和含义		变量含义	变量度量和含义
被解释变量			控制变量		
<i>Happy</i>	受访者对自己生活的满意度	5为最满意,1为最不满意	<i>Jobtotal0</i>	工作性质	除了管理、技术、服务、生产以及无工作的情况=1,其他=0
核心解释变量			<i>Jobtotal1</i>	工作性质	管理类=1,其他=0
<i>NCMS</i>	是否参与新农合	参加新农合=1,未参加=0	<i>Jobtotal2</i>	工作性质	技术=1,其他=0
控制变量			<i>Jobtotal3</i>	工作性质	服务=1,其他=0
<i>logfaminc</i>	家庭经济状况	家庭年收入的対数	<i>Jobtotal4</i>	工作性质	生产=1,其他=0
<i>age</i>	居民年龄	居民年龄	<i>Jobtotal5</i>	工作性质	无工作=0,其他=0
<i>gender</i>	性别	男性=1,女性=0	<i>square</i>	受访者现住建筑面积	单位是平方米
<i>edu</i>	教育年限	取值范围是0-22年	<i>community</i>	所在的当前社区情况	社区是居委会=1,村委会=0
<i>Mar1</i>	婚姻状况	单身=1,其他=0	<i>ecocommunity</i>	受访村/居经济状况	数值区间是1-7,7是最富,1是最穷
<i>Mar2</i>	婚姻状况	结婚=1,其他=0	<i>homocommunity</i>	受访村/居成员的社会经济状态差别	取值范围是1-7,1是混杂,7是很相似
<i>Mar3</i>	婚姻状况	丧偶=1,其他=0	<i>crowdcommunity</i>	受访村/居房屋拥挤程度	取值范围是1-7,1是很乱,7是很整洁
<i>health</i>	健康状况	认为自己非常健康=1,很健康=2,比较健康=3,一般=4,不健康=5	<i>typecommunity</i>	受访村/居社区类型	取值范围是1-7,1是拥挤,7是宽松
<i>healthdif</i>	健康变化	健康状况比一年前更好=1,没有变化=2,比一年前更差=3	<i>centre</i>	受访者从家到最近商业中心时间	单位是分钟
<i>familysize</i>	家庭规模	家庭总人口数	<i>urban12</i>	城乡变量	城镇、县=1,农村、郊区=0
<i>incomelevel</i>	收入水平在本地的等级	取值范围是1-5,5是最高,1是最低	<i>province</i>	地区变量	按照省国标码编码的省级变量
<i>sociallevel</i>	在本地的社会地位	取值范围是1-5,1是很低,5是很高	<i>ownership</i>	受访者目前居住的房屋属性	自有=1,租赁=2,其他=3
<i>confidence</i>	对自己未来的信心程度	取值1-5,5是信心程度最高	<i>housetype</i>	现住房屋类型	单元房=1,平房或四合院=2,别墅或楼房=3,其他=4
<i>government</i>	受访者对本县市政府的评价	取值是1-5,评价最好=1,最差=5	<i>otherhouse</i>	除现有住房外,受访者是否还有其他房产	有=1,无=0

(二) 数据介绍

考虑到新农合的参合单位主要是个人,因此评估该项政策的效果也主要是基于个人样本,本文选择了两套个人微观数据。第一套是本文的重点数据,即中国家庭动态跟踪调查(Chinese Family Panel Studies, CFPS)数据,我们采用的是2010年和2012年的面板数据(缺失中间年份)。我们去掉缺失主要变量的样本,最终两年的总样本量为44 145个。第四部分中的(一)就是利用该套数据。第二套数据是中国健康与营养调查数据库(China Health and Nutrition Survey, CHNS),该数据的时间是2006年、2009年和2011年三年的面板数据(缺失中间年份)。我们同样去掉缺失主要变量的样本,最终三年的总体样本量为12 399个,我们用这套数据来进行稳健性分析。

(三) 主要变量统计分析

从表2可知,对于CFPS数据,在2010年和2012年,参与新农合和未参与新农合两组的幸福感评分都在3上下浮动,两组中并未发现其满意度有较为明显的差别。总体来看,未参加新农合组的平均满意度(3.40)要稍微大于参加新农合组(3.39),虽然这个差别可能不显著。我们尝试另外一套数据CHNS,得到的结果也类似。因此,从统计分析上看,农民参加新农合与否对其生活满意度和幸福感的影响不是很明显,至少在平均水平上是如此。

表 2 参加新农合与未参加新农合两个群体的满意度

年份	参加新农合		未参加新农合	
	均值	标准差	均值	标准差
CFPS				
2010	3.50	1.03	3.45	1.06
2012	3.29	1.06	3.34	1.03
总体	3.39	1.05	3.40	1.05
CHNS				
2006	3.47	0.94	3.76	0.87
2009	3.45	0.81	3.70	0.84
2011	3.57	0.85	3.80	0.84
总体	3.51	0.84	3.76	0.85

四、计量回归及分析

(一) 总体回归结果

根据前文的研究思路,我们首先关注新农合政策的总体实施效果。表3第二列列出了采用CFPS数据的OLS回归结果,由于解释变量过多,我们这里略去了省级变量*province*和常数项的回归结果。虽然满意度的回归结果为正,但却不显著,这意味着农民参加新农合对自己生活的满意度似乎并没有显著的影响。接下来,考虑到数据是2010年和2012年两年的面板数据,虽然中间缺失了一年,但对于固定效应回归的影响应该不大,因此我们也采用固定效应模型即FE进行了回归。从结果中也发现,虽然回归结果变为负,但是仍然不显著,说明农民是否参加新农合对其生活满意度和幸福感也没有显著影响。

进一步地,根据前文所述,农民是否参与新农合的决定是具有一定内生性的。目前,我国的新农合制度需要参合者个人缴纳一部分保险金,因此农民是否参与新农合可能是基于新农合的投入成本、对新农合医疗效果的考量以及从众心理等多方面因素而进行的自我选择,这时如果直接回归可能会导致选择性偏误而引起的内生性问题。一个解决办法就是寻找参与新农合变量的工具变量。根据问卷中数据的可得性,我们选取被访者家庭成员的医疗保险情况,选取了三个工具变量:*famfreemedical*表示家庭成员是否有公费医疗,有=1,无=0;*famurbemmedical*表示职工医疗保险,有=1,无=0;*famurbrsmedical*表示城镇医疗保险,有=1,无=0^①。

回归结果在表3的最后一列FE-IV中。Cragg-Donald Wald F statistic和Hansen J statistic检验的结果表明工具变量回归均通过弱识别和过度识别检验,工具变量是有效的。回归结果显示,新农合的回归结果仍然不显著,表明即使控制了该变量的内生性问题,新农合对农民的幸福感的幸福没有显著的影响。

对于控制变量,我们发现年龄对幸福感的影响是正U形曲线的关系,表明儿童和老人的幸福感要高于年轻人,因为年轻人的工作、生活压力要更大一些。对于性别,女性的满意度要高

①之所以选择被访者家庭成员医疗保险情况,是因为家庭成员医疗保险情况很可能对本人是否参保产生影响,但并不会直接影响被访者的满意度(Liu 和 Zhao,2012)。一方面,如果家庭成员是城镇职工医疗保险,他可能去药店刷卡给被访者买药,不用自己额外花钱,这样被访者自己再上保险的可能性就降低;但另一方面,如果受访者生病住院或者门诊看病,这时被访者就无权使用家庭成员的职工医疗保险,因此,家庭成员的医保状况对受访者的健康及其满意度的影响可能又不大。另外,如果家庭成员也选择了各自能参保的医疗保险,那么对被访者也是一种“示范效应”或者“从众效应”,家庭成员如果从医保中得到了好处,那么被访者也可能更愿意参保。最后,没有选择家庭成员是否参与新农合作为工具变量,是因为在很多农村,新农合参保是以家庭为单位的,这样使得家庭成员参与新农合与被访者参加新农合百分之百相关,不符合工具变量应具备的特性。

于男性, 女性更容易满足, 尤其是在工作上。虽然回归结果较好理解, 但这两个变量对幸福感影响的稳健性要差一些, 因为在FE和FE-IV回归中, 它们就不再显著了。教育程度越高的农民, 其满意程度越差, 这可能是因为教育层次越高的农民心理预期较高, 因此更不容易满足, 这个回归结果较为稳健。婚姻状况对满意度的影响不显著, 但丧偶等其他情况对幸福感的影响是不利的。健康状况会增加农民的幸福感知, 这在几个回归中都非常显著。同样健康状况的变化也会显著影响幸福感, 身体越来越好, 幸福感也越来越强。没有工作对幸福感的影响显著为负。家

表3 新农合对农民幸福感的影响

	最小二乘回归OLS	面板固定效应回归FE	面板固定效应的工具变量回归FE-IV
<i>NCMS</i>	0.006 1(0.49)	-0.017 4(-0.78)	-0.136 4(-0.94)
<i>logfaminc</i>	0.022 9*** (5.72)	-0.007 4(-1.11)	-0.007 0(-1.05)
<i>age</i>	-0.012 3***(-6.71)	-0.026 0(-1.13)	-0.016 2(-0.63)
<i>age²</i>	0.000 2*** (12.50)	0.000 3*(1.85)	0.000 2(1.31)
<i>gender</i>	-0.118 7***(-13.40)	-0.161 9(-0.96)	-0.153 8(-0.90)
<i>edu</i>	-0.014 3***(-9.90)	-0.012 2***(-3.14)	-0.014 3***(-3.06)
<i>mar</i>			
2	-0.013 3(-0.71)	-0.014 0(-0.19)	-0.024 9(-0.34)
3	-0.105 3***(-4.18)	-0.132 1(-1.34)	-0.138 7(-1.41)
<i>health</i>	-0.076 9***(-17.36)	-0.050 4***(-6.28)	-0.051 3***(-6.34)
<i>healthdif</i>	-0.068 8***(-9.15)	-0.024 6***(-1.99)	-0.024 9***(-2.01)
<i>jobtotal</i>			
1	-0.066 9***(-1.86)	-0.108 4(-1.51)	-0.102 3(-1.41)
2	-0.009 8(-0.37)	-0.133 5***(-2.10)	-0.122 6*(-1.89)
3	-0.083 9***(-4.74)	0.053 3(1.58)	0.062 0*(1.78)
4	-0.046 6***(-4.50)	-0.028 3(-1.62)	-0.020 7(-1.08)
5	-0.102 4***(-2.19)	-0.233 6***(-3.04)	-0.222 3***(-2.86)
<i>familysize</i>	-0.000 5(-0.19)	0.010 5(1.11)	0.012 0(1.27)
<i>incomelevel</i>	0.072 5*** (15.39)	0.059 1*** (7.69)	0.056 0*** (6.39)
<i>sociallevel</i>	0.214 1*** (38.70)	0.192 1*** (22.09)	0.193 4*** (21.85)
<i>confidence</i>	0.346 2*** (69.39)	0.306 6*** (37.34)	0.307 0*** (37.40)
<i>government</i>	-0.053 6***(-10.83)	-0.030 4***(-3.61)	-0.030 1***(-3.58)
<i>ownership</i>			
2	-0.089 0***(-3.33)	-0.062 8(-0.91)	-0.071 9(-1.03)
3	-0.014 4(-0.75)	-0.038 7(-1.12)	-0.040 1(-1.16)
<i>housetype</i>	0.010 8** (1.98)	0.006 4(0.61)	0.006 8(0.65)
<i>otherhouse</i>	0.062 4*** (5.14)	0.029 6(1.33)	0.031 2(1.41)
<i>square</i>	0.000 1*** (3.89)	-0.000 1(-1.39)	-0.000 1(-1.43)
<i>community</i>	-0.031 2*(-1.68)	-0.057 8(-1.19)	-0.067 8(-1.35)
<i>ecocommunity</i>	0.013 3*** (3.54)	0.004 4(0.75)	0.003 8(0.64)
<i>homocommunity</i>	0.012 1*** (3.07)	-0.003 4(-0.55)	-0.004 3(-0.68)
<i>crowdcommunity</i>	0.007 0** (2.15)	-0.000 1(-0.02)	-0.000 3(-0.05)
<i>typecommunity</i>	0.035 5*** (3.40)	-0.024 0(-1.42)	-0.024 1(-1.42)
<i>centre</i>	-0.000 2***(-2.69)	-0.000 1(-1.19)	-0.000 1(-1.29)
<i>urban12</i>	0.026 6** (2.46)	-0.032 3(-0.59)	-0.011 4(-0.21)
Hansen J statistic			1.432(0.488 8)
Cragg-Donald			113.480
Wald F statistic			(0.000)
<i>N</i>	44 145	44 145	31 168
adj. <i>R</i> ²	0.296 7	0.205 8	0.204 3

注: *、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著, 括号里为系数的t统计值。下同。

庭人口数对幸福感的影响不明显,而受访者的收入、社会地位以及对自己未来的信心程度会非常显著地提高其生活满意度。对市政府的评价也会显著影响满意度,评价程度越高,满意程度也越高。以下变量对满意度的影响并不十分稳健:家庭居住房屋如果是租赁的,则会降低其满意度;房屋居住密度越低,则满意度越高;如果有其他房产,满意度也越高;房屋居住面积越大,满意度越高;当前社区为村委会,满意度则高;受访者所在地的经济状况越好、居民社会经济差别越小,居住环境越整洁、越宽松,受访者从家到最近商业中心时间越短,如住在城镇,居民满意度就越高。

总体来看,受访者的教育水平、健康状况、收入情况、社会地位、自信程度以及对政府的评价似乎对满意度的影响显著且稳健。

除了参与与否变量的内生性问题,模型中还可能存在着变量缺失的问题,比如观测不到的个人能力,我们无法将其量化放入模型中,这时也会产生内生性问题。因此我们采用PSM倾向得分匹配模型来处理可能存在的缺失变量和内生性问题。该模型的核心思想是在参合组和非参合组因非随机选择而导致估计结果有偏的情况下,根据可观察变量计算各样本的倾向得分,然后以倾向得分为依据,分别利用最邻近匹配法、核匹配法或分层匹配法将处理组中的样本与一个或多个控制组中的样本进行匹配,最后比较匹配样本之间在幸福感上的差距。虽然PSM模型建立在较严格的假设条件之上,但Dehejia和Wahba(1999)研究发现PSM的估计结果与其他模型的估计结果相比更接近于随机试验结果,因此其准确性更高,但PSM也有一个缺点,就是匹配后会使得样本量急剧下降。接下来,我们采用在倾向分值匹配基础上的倍差法(PSMDID),通过对处理组(本文是样本期间内参加新农合的农民)与控制组(本文是在样本期间内一直没有参加新农合的农民)一段时间内农民生活满意程度的变化,来评估参加新农合的作用。

我们针对不同的带宽分别进行检验,表4的估计结果表明,新农合对农民满意度的影响仍然不显著。综上,我们针对总体样本,采用不同的回归方法都表明新农合似乎对农民的幸福没有显著的影响。换言之,参加新农合并没有显著提高农民的满意度。

表4 参加新农合对农民幸福感影响的PSMDID回归结果

	带宽(Bandwidth)				
	0.06	0.10	0.08	0.04	0.02
NCMS	-0.062 (-0.83)	-0.063 (-0.87)	-0.062 (-0.85)	-0.064 (-0.84)	-0.055 (-0.72)
N	6 923				

(二)分组回归结果

总样本的回归结果表明新农合政策的总体效果并不理想,但我们也不能因此全盘否定新农合。考虑到新农合政策的具体实施方案在全国不同地区的差别较大,同时对不同特征农民群体的影响可能也有一定差别,这里我们按照不同分类标准进行分组检验,来观察新农合的效果是否是局域性的。如果新农合对不同群体的效果存在差异,一方面说明新农合政策在局部上是有效的,另一方面对没有效果或者效果不明显的参合群体或地区,改良新农合政策也可以更有针对性和目的性。我们按照几个重要的个人特征——性别、年龄、教育年限、收入水平以及所在地区等作为分类标准进行了检验。检验结果在表5至表8中,限于篇幅,我们略去了诸多控制变量的回归结果。

首先按照性别区分,两组中新农合对农民幸福感的影响不显著;按照年龄阶段分为5组,只有40-49岁这一组中,新农合的影响显著为正,但也只是在10%的水平上显著,相对较低;按照教育年限、收入水平分组的结果也表明,新农合对幸福感的影响不显著;在按照地区分组时,我们发现在8组中,只有长江中游这一组中,新农合对幸福感的影响显著,且数值为负,意味着新农合不但不会增加幸福感,反而会降低农民幸福感。总的来说,分组的回归结果也说明,新农合对农民生活幸福感的影响不明显,也就是说新农合的局部效果也不理想。

表5 新农合对农民幸福感的面板固定效应的分组回归结果:按照性别和年龄

	男性	女性	15-29岁	30-39岁	40-49岁	50-59岁	60岁及以上
NCMS	-0.047 5 (-1.42)	0.007 6 (0.25)	-0.057 4 (-1.12)	-0.074 8 (-1.11)	0.091 3* (1.78)	-0.068 3 (-1.11)	-0.040 1 (-0.80)
N	21 177	22 968	9 318	7 138	10 647	8 044	8 998
adj. R ²	0.201 1	0.212 6	0.197 5	0.196 7	0.201 3	0.245 0	0.208 0

表6 新农合对农民幸福感的的面板固定效应的分组回归结果:按照教育年限

	6年及以下	9-12年	15年及以上
NCMS	-0.012 3 (-0.38)	-0.020 1 (-0.53)	-0.493 1 (-0.65)
N	26 061	17 335	749
adj. R ²	0.204 6	0.209 2	0.442 9

表7 新农合对农民幸福感的的面板固定效应的分组回归结果:按照收入水平

	25%分位点	50%分位点	75%分位点	100%分位点
NCMS	-0.115 4* (-1.87)	-0.085 4 (-1.07)	-0.014 1 (-0.19)	0.039 0 (0.52)
N	14 323	12 714	10 385	6 723
adj. R ²	0.218 7	0.210 8	0.268 3	0.272 9

表8 新农合对农民幸福感的的面板固定效应的分组回归结果:按照地区

	东北地区	北方沿海	东部沿海	南部沿海	黄河中游	长江中游	西南地区	西北地区
NCMS	0.002 2 (0.03)	-0.048 2 (-0.74)	0.006 4 (0.10)	-0.011 0 (-0.19)	-0.063 9 (-1.10)	-0.236 2*** (-2.91)	0.074 5 (1.44)	0.017 7 (0.24)
N	4 970	5 549	3 150	4 503	8 411	3 675	7 691	6 196
adj. R ²	0.271 4	0.234 1	0.198 6	0.200 4	0.212 9	0.240 6	0.201 2	0.198 2

(三)CHNS数据的稳健性检验

针对CFPS数据,我们发现新农合政策的总体效果和局部效果都不理想。为了进一步确认新农合政策的效果是否如此,我们采用了CHNS数据再次检验。但限于篇幅,我们只做了总体检验。

表9采用的是OLS、FE和FE-IV计量方法(工具变量经过检验是有效的),只有OLS回归中新农合的回归显著为负,其余两个计量模型中,新农合均不显著。但鉴于样本是面板数据,理论上采用OLS回归要比固定效应回归的结果可信度偏低。这表明新农合对农民幸福感基本上没有显著影响。

表9 新农合对农民幸福感的影响(CHNS数据)

	OLS	FE	FE-IV
NCMS	-0.089 4***(-2.68)	0.040 5(0.60)	-0.053 0(-0.22)
Cragg-Donald Wald F statistic			85.353(0.000 0)
Hansen J statistic			2.222(0.527 6)
N	12 339	12 339	8 710
adj. R ²	0.107 0	0.028 2	0.027 8

注:由于问卷的设计,相关的控制变量选取可能与CFPS稍有不同,具体细节如有需要,可向作者索取。

进一步地,表10列出的是倍差法的回归结果。根据样本的区间,我们选取2006-2009年、2006-2011年和2009-2011年这三个时间段,同时采用不同带宽分别进行检验,结果发现,新农合

变量均不显著。综合上述回归结果,我们可以断定新农合对农民满意度的影响基本上是不显著的,这与CFPS的回归结果一致。

表 10 参加新农合对农民幸福感影响的PSMDID回归结果(CHNS数据)

	(带宽)Bandwidth				
	0.06	0.1	0.08	0.04	0.02
2006-2009年					
NCMS	0.074(0.23)	0.241(0.68)	0.174(0.45)	0.252(0.84)	0.043(0.14)
N			4 178		
2006-2011年					
NCMS	0.122(0.09)	0.175(0.53)	0.165(0.44)	0.134(0.33)	0.136(0.38)
N			4 922		
2009-2011年					
NCMS	-0.112(-0.74)	-0.093(-0.71)	-0.099(-0.75)	-0.127(-1.01)	-0.079(-0.58)
N			2 567		

(四)新农合制度对农民幸福感的影响:可能的解释

新农合初始实施的2003年,中央财政在新农合上的支出仅为4亿元,到2007年激增到114亿元,与此同时,各级地方财政也在逐年扩大新农合的医疗补贴。虽然中央政府和地方政府对新农合的投入与日俱增,但本文的计量分析却表明,政策的总体效果和局部效果都不理想,这归根结底还是政策的制定和实施环节出现了问题。结合新农合政策近年来实施的具体情况,分析其中的原因,我们认为可能有以下几个方面:

一是新农合的报销范围和比例偏低。在样本的时间段内,一些慢性病如糖尿病的门诊治疗费和日常用药都不给报销,或者报销比例很低;许多大病参合年度的报销比例和封顶线也较低。例如,很多恶性肿瘤的治疗费用高达几十万,但新农合制度的几万元封顶报销对如此庞大的医疗费用可以说是杯水车薪(刘平和李跃平,2010)。新农合制度在高级别医院的报销比例要小于低级医院,但参合者往往在高级医院的花费要大于低级医院,这样对减轻农民的就医负担作用有限。

二是过度医疗。定点医疗机构的收费都要普遍高于当地诊所的水平(张志星,2007)。为了报销,参合者不得不去定点医疗机构看病。这样导致这些定点机构经常会发生小病大看、小病大养的现象。对于一些较为常见的小病,医生却要求病人做各种检查,表面上看是可以报销部分费用,但实际上却增加了参合者的医疗支出。

三是医疗资源利用扭曲。一般来说,乡镇卫生院的设备和人员技术水平普遍偏低,许多农民即使生了小病也选择去上级医院,这样导致乡镇医院病人越来越少,而上级医院患者越来越多,进而导致医疗资源利用不合理。另外,农民去上级医院看病虽然可以报销部分费用,但由于上级医院的花费也较高,农民实际的支出反而可能会增加。

四是农民工就医难。《2015年度人力资源和社会保障事业发展统计公报》指出,2015年农民工的数量已经达到2.7亿。这些外来务工人员大多没有当地户口,只能依靠户口所在地的新农合等医疗保障制度。但许多地区的新农合对异地就医的报销比例、流程和就诊医疗机构的限制却很多。比如,如果在务工城市而非户口所在地看病,报销比例就会降低,甚至某些医疗项目不予报销。

除此之外,许多地区的报销手续和流程也很繁琐。比如药品的报销目录、分段进行累进、家庭账户、定点医疗机构、封顶线等以及报销时需要带的各种证件和材料等,令人望而却步,尤

其是对文化水平不高的农民。2012年针对河北省18个农村的432位农民的一项调查显示将近50%的农民认为报销手续太过繁琐^①。有些农民甚至不知道哪些药能报销，哪些药不能报销；有些农民对报销程序、报销截止日期等都不清楚。总之，新农合存在的上述问题导致其在具体的实施过程中并没有给农民带来明显的满意度和幸福感。

五、主要结论

新农合制度是我国一项比较重要的惠农政策，其覆盖面非常广泛，2014年底参合者就达到了7.36亿人，评估新农合政策的实施效果，一方面可以为政策制定者掌握该政策的实施情况提供参考，另一方面也有助于为该政策的改进指明方向，从而有的放矢地改善农村居民的医疗保险状况。

本文的主要贡献在于：一是评估新农合政策的综合效果。以往的研究侧重于新农合对农民的健康和医疗等方面的影响，但却忽视了政策实施过程中的其他方面，如政策报销透明度、流程和手续等影响农民满意度的其他维度因素。本文采用了综合性指标——满意度来评估新农合的综合效果。研究结果从学术上支持了新农合政策改善的必要性。二是目前已存在的研究新农合对农民幸福感影响的文献中，研究对象仅限于部分群体如老年人（方黎明，2014），研究数据采用截面数据（胡洪曙和鲁元平，2012），研究方法忽略了参保的内生性（方黎明，2014）。因此基于以上不足，本文采用所有农民群体的面板数据以及工具变量和倍差法来重新评估新农合的总体效果。三是按照性别、年龄、收入、教育以及地区分组样本回归，进一步评估新农合政策的局部效果，这也从侧面验证了新农合总体效果不理想的结论。

我们采用2010年和2012年的中国家庭动态跟踪调查数据（CFPS）以及2006年、2009年和2011年的中国健康与营养调查数据（CHNS）两套面板数据，经多种计量方法分析后发现：总体上，新农合对改善农民幸福感的作用并不显著，政策的总体效果不理想；在按照性别、年龄、收入、教育以及地区分组后，新农合对特定群体幸福感的影响也不显著，也就是说新农合的局部效果也不理想。

我们分析了几种可能的原因，主要是在样本区间内，我国的新农合制度存在一些缺陷，比如报销比例低、报销范围窄、报销手续繁琐以及过度医疗等问题。本文的研究结果表明，新农合政策的改善是非常有必要的，因为它并没有达到预期效果，没有提高农民满意度。同时，本文在一定程度上也为新农合政策的改良提供了参考。首先，一个重要方面就是提高报销比例。近年来，新农合制度也在摸索中逐渐完善，更加惠民。比如2015年新农合住院报销比例提高至75%，国家对新农合补助标准也提高至380元。有些地区在大病报销的比例上，10万元以上部分补偿比例为70%。按参合年度计算，年封顶线达到了25万元。其次，除了提高报销比例，适当扩大报销范围也是可行的办法，如扩大基本药物目录涵盖范围，增加参合农民住院能报销的药物，以及一些慢性疾病如糖尿病、心脏病等的日常用药；逐步扩大新农合大病的保障范围，如将慢性心功能衰竭、器官移植后使用抗排斥免疫调节剂、风心病等一些不太常见的大病纳入保障范围。再次，要增加报销操作的规范性和透明度，坚决杜绝“走后门”的现象。最后，考虑到农民本身的文化水平不高，新农合制度的改善还要在报销手续以及流程上进行适度简化，这样才能全面提高农民对新农合制度的满意程度。

本文的研究也存在一定的局限性和不足。本文是基于全国性的社会调查数据，忽略了县域之间新农合制度的异质性。新农合是在中央政府总的指导方针下由县级政府根据其财政能力具体制定和实施的。因此，县域之间在缴费额、人均补贴标准以及报销比例和范围等方面存在

^①梁硕轩：《新型农村合作医疗参合农民满意度评价及影响因素研究——以河北省为例》，2012年，河北经贸大学硕士论文。

较大的差异。制度设计和实施的地域性差异使得在全国范围内评估新农合的效果可能会出现一定偏差,因此未来如果可以得到县域层面上的数据,就能更精准地评价新农合政策的综合效果,这也是我们今后努力的方向。

主要参考文献:

- [1] 方黎明. 健康状况、公共服务与农村老人的主观幸福感[J]. 江汉学术, 2014, (1).
- [2] 胡洪曙, 鲁元平. 公共支出与农民主观幸福感——基于CGSS数据的实证分析[J]. 财贸经济, 2012, (10).
- [3] 陈东, 张郁杨. 不同养老模式对我国农村老年群体幸福感的影响分析——基于CHARLS基线数据的实证检验[J]. 农业技术经济, 2015, (4).
- [4] 刘平, 李跃平. 影响农民新型农村合作医疗满意度的因素[J]. 中国农村卫生事业管理, 2010, (2).
- [5] 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).
- [6] 中华人民共和国国家统计局. 中国统计年鉴(2015)[M]. 北京: 中国统计出版社, 2015.
- [7] 王丹华. “新农合”健康绩效及其作用机制研究——基于CLHLS数据[J]. 社会保障研究, 2014, (5).
- [8] 王新军, 郑超. 医疗保险对老年人医疗支出与健康的影响[J]. 财经研究, 2014, (12).
- [9] 张志星. 应重视新型农村合作医疗中的问题[J]. 中国监察, 2007, (24).
- [10] Dehejia R H, Wahba S. Causal effects in non-experimental studies: reevaluating the evaluation of training programs [J]. *Journal of the American Statistical Association*, 1999, 94 (23), 1053-1062.
- [11] Babiarz K S, Miller G, Yi H, Zhang L, Rozelle S. China's new cooperative medical scheme improved finances of township health centers but not the number of patients served [J]. *Health Affairs*, 2012, 31(5): 1065-1074.
- [12] Chen Y, Jin G Z. Does health insurance coverage lead to better health and educational outcomes? Evidence from rural China [J]. *Journal of Health Economics*, 2012, 31(1):1-14.
- [13] Keng S H, Wu S Y. Living happily ever after? The effect of Taiwan's national health insurance on the happiness of the elderly [J]. *Journal of Happiness Studies*, 2014, 15(4): 783-808.
- [14] Knight J, Song L, Guratilaka R. Subjective well-being and its determinants in rural China[J]. *China Economic Review*, 2009, 20 (4):635-649.
- [15] 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(S2): S25-S46.
- [16] Liu H, Zhao Z. Impact of China's urban resident basic medical insurance on health care utilization and expenditure[R]. Discussion Paper No. 6768, 2012.
- [17] Wagstaff A, Lindelow M, Jun G. 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.
- [18] 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.
- [19] Yu B, Meng Q, Collins C, Tolhurst R, Tang S, Yan F, Bogg L, Liu X. How does the new cooperative medical scheme influence health service utilization? A study in two provinces in rural China [J]. *BMC Health Services Research*, 2010, 10 (1):1-16.

The New Rural Cooperative Medical Insurance System : Do Farmers Get Happiness?

Huo Lingguang¹, Chen Yuanyuan²

(1. School of Economics and Management, Jilin Changchun 130118, China; 2. Institute of Economics, Shandong University, Shandong Ji'nan 250100, China)

Abstract: Most studies of the evaluation of the new rural cooperative medical insurance system mainly focus on care and health fields, but neglect a more comprehensive index, namely

happiness. Under the people-oriented scientific development outlook, the essence of the new rural cooperative medical insurance system is to increase the happiness of farmers through a series of measures such as the reduction in the burden on farmers, the promotion of farmers' health and transparent & simplified reimbursement procedures. This paper uses the data of CFPS in 2010 and 2012 and CHNS in 2006, 2009 and 2011 to examine the effect of the new rural cooperative medical insurance system on farmers' happiness. It shows that the implementation effectiveness of the new rural cooperative medical insurance system is not ideal. Further grouping study based on sex, age, income, education and regions indicates that partial effectiveness of the new rural cooperative medical insurance system is also not ideal. It may be due to some problems of the new rural cooperative medical insurance system such as low reimbursement rate, narrow reimbursement scope and fussy reimbursement procedures. Therefore, from an academic perspective this paper supports the necessity of the improvement of the new rural cooperative medical insurance system, that is to say, the improvement of the new rural cooperative medical insurance system focuses on not only the increase in reimbursement rate and scope, but also the simplification of reimbursement procedures and processes and the rise in the transparency of reimbursement rules, so as to comprehensively raise farmers' satisfaction with the new rural cooperative medical insurance system.

Key words: the new rural cooperative medical insurance system; happiness; farmer; instrumental variable; difference-in-difference method

(责任编辑: 喜 雯)

(上接第37页)

data of 31 provincial governments in China from 2001 to 2013 to conduct an econometric test, investigates the government supply efficiency of public cultural services, and then analyzes the key areas of improving current regional public cultural supply capacity. The results are shown as follows: firstly, the average efficiency losses of the supply of public cultural services at the provincial level is 23%; secondly, according to the efficiency values of the provinces, there are three types of high, medium and low regions, and factors affecting government supply efficiency in different regions are different; lastly, in general, larger government size leads to lower efficiency, higher degree of fiscal decentralization higher efficiency, and higher proportion of cultural expenses lower efficiency, while the effect of the level of economic development on government supply efficiency is very weak. Accordingly, at the same time of promoting public culture services equalization, the regions should reduce government size, optimize fiscal expenditure structure, deepen fiscal and tax reform, improve the government executive power and so on, based on their own circumstances. But more importantly, the public cultural services should be open to the majority of the public, ensuring public cultural rights and needs of the majority.

Key words: public cultural services; public culture spending; supply efficiency; efficiency loss ; finance

(责任编辑: 喜 雯)