

新农合“病有所医”有无增进 农村居民健康？

社会
2019 · 2
CJS
第 39 卷

对住院患者医疗服务利用、健康和 收入影响的再审视

章 丹 徐志刚 陈 品

摘 要：中国新型农村合作医疗制度已基本实现农村居民“病有所医”，但其有无明显增进农村居民健康一直存在争议。以往研究多基于 2009 年之前的数据，忽视不同群体受益程度异质性，本文研究发现，新农合实施有改善农村居民身体健康的作用，但难说能全面增进农村居民健康。即便对健康状况较差、医疗需求较大的住院或被建议住院的人，新农合的影响也比较有限。其中，患病重、年龄大和收入较低的人受益稍大，新农合能显著增进其健康还不增加住院自付支出，且参合时间越长，作用越明显，但健康增进只是缓解病痛。对患病轻和年龄较小者，新农合仅有助于其增加医疗服务的利用。

关键词：新农合 医疗支出 健康收入 倾向得分匹配

Does “Basic Health Protection for All” Improve Farmers’

* 作者 1: 章 丹 南京农业大学经济管理学院 (Author 1: ZHANG Dan, College of Economics and Management, Nanjing Agricultural University); 作者 2: 徐志刚 南京农业大学经济管理学院 (Author 2: XU Zhigang, College of Economics and Management, Nanjing Agricultural University) E-mail: zgxu@njau.edu.cn; 作者 3: 陈 品 常州工学院经济与管理学院 (Author 3: CHEN Pin, School of Economics and Management, Changzhou Institute of Technology)

** 本研究得到国家自然科学基金项目“人口变化、城乡人口流动和中国的农业与农村发展”(71361140370)和“人口变化和劳动成本上升背景下农户适应新调整与中国粮食生产竞争力研究”(71573133), 以及江苏省高校优势学科建设工程资助项目(PAPD)的资助。[This research is funded by the project of National Natural Science Foundation of China “Population Change, Flow from Urban to Rural and the Development of China’s Agriculture and Rural Area” (71361140370), “A Study on the Farmers’ Adaption to New Adjustments and Competitiveness of China’s Grain in the Background of Population Change and the Increasing Cost of Labor” (71573133), and the project of “the Construction of Jiangsu Province Universities’ Dominant Discipline”(PAPD).]

Health? Reassessing the Effect of CNCMS on Medical Service Utilization, Health and Income of Inpatients

ZHANG Dan XU Zhigang CHEN Pin

Abstract: China's New Cooperative Medical Scheme (CNCMS) has basically achieved "Basic Health Protection for All", but there is still no consensus whether the program has really improved the farmers' health. There are two main reasons: one is that the effect of CNCMS maybe is limited because of the principle of "wide coverage and low copayment" followed before the New Medical Reform in 2009, but its effect has strengthened after that and the data previous research used is before 2009 mostly, therefore it cannot estimate the effect brought by the New Medical Reform accurately; the other reason is that the previous research ignores the heterogeneity of people with different age, health and wealth. Based on the data of 2011 and 2013 CHARLS(China Health and Retirement Longitudinal Study) national survey, this study explores the effect of CNCMS on farmers' medical expenditure, health status and income systematically by using propensity score matching (PSM). We mainly focus on people who have higher demand for medical care such as inpatients or people who should have been, and all samples are divided into different groups by age, health and wealth. The result shows that, although CNCMS has an effect on farmers' health status, it is limited and hard to say CNCMS can fully improve farmers' health, even for those who have poorer health, demanding more medical care or are referred to hospital. However, those who are older, poorer or have poorer health have huge benefit. For them, CNCMS has a positive and strong effect and it can improve their health significantly without increasing out-of-pocket expenditure. Besides, the longer time they enroll in it the greater the effect. For those who are younger and have better health, participating in CNCMS will let them have more access to medical service.

Keywords: CNCMS, medical expenditure, health status, income, PSM

一、引言

中国新型农村合作医疗(以下均简称“新农合”)的普及率和保障水平不断提高,已基本实现农村居民“病有所医”。就其对增进农村居民健康和收入的影响进行科学评估对于完善新农合政策具有重要

意义。新农合是由政府组织、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,其重要目标是保障农民获得基本卫生服务,解决“看病难”问题,减轻医药费用负担,提高健康水平,缓解农民因病致贫和因病返贫问题。自2003年推行以来,新农合参加人数以年均34%的速度迅猛增长(程令国、张晔,2012)。截至2015年底,全国参加新农合的人数达6.7亿,参合率为98.8%。¹各级财政对新农合的人均补助标准于2017年提高到450元。此外,新农合政策范围内门诊和住院费用报销比例在2016年分别提高到50%和75%。²作为一项医疗保障制度,新农合政策首要也是最主要的目标就是改善农村居民健康(张琳,2013)。根据“格罗斯曼健康需求扩展模型”(Grossman,1972),当医疗服务价格因为补贴而下降时,健康的边际回报率会增加,从而导致对健康需求的增加(王小万、刘丽杭,2006),而对健康需求的增加有利于增加医疗服务进而改善健康。另外,新农合也有助于农村居民减负增收,因为它不仅能减轻农村居民医疗的直接经济负担,提高其抵御疾病风险的经济能力,释放出原来用于健康方面的经济资源用于生产投资或人力资本的提升,进而增加家庭收入,还能通过改善患病者健康状况,提高生产率进而增加就业和收入(Starr-McCluer,1996; Engen and Gruber,2001; Lindelow and Wagstaff,2005; Liu, *et al.*, 2008; 许庆、刘进,2015)。

但是,以往研究对于新农合的实施在农村居民健康、医疗支出、收入的问题上一直存在很大分歧。尽管有研究认为,新农合在一定程度上能增进农村居民健康(程令国、张晔,2012;李昱,2015),降低自付医疗支出(黄晓宁、李勇,2016;Zhang, *et al.*, 2017)并增加收入(齐良书,2011),但仍有学者认为其影响甚微,不仅无益于农村居民的健康状况(Lei and Lin,2009;吴联灿、申曙光,2010;李华、俞卫,2013;刘晓婷,2014),也没能减轻医疗负担(解垚,2008;Li and Zhang,2013;Zhao,2018),更不用说对其收入能产生多大影响(徐强、

1. 参见:卫生计生委,“卫生和计划生育事业发展统计公报”(http://www.nhfp.gov.cn/guihuaxxs/s10748/201607/da7575d64fa04670b5f375c87b6229b0.shtml,2017-07-28)。

2. 参见:卫生计生委,“关于做好2017年新型农村合作医疗工作的通知”(http://www.nhfp.gov.cn/jws/s3581sg/201704/aa3084a3dece4eee902d37e379667af7.shtml,2017-07-28)。

叶浣儿,2016)。以下两方面原因可能导致上述分歧,并使很多研究对新农合积极影响会存在低估问题。一方面,在2009年新医改前,因为疾病的治疗和健康恢复需要一定的周期,且健康资本的存量本来就是一个累积的结果,中国新农合的实施原则是“广覆盖、低补偿”(张琳,2013;郑适等,2017),影响可能有限。2009年新医改加大了各级财政的支持力度,逐步提高了政策范围内的住院费用报销比例,扩大和提高了门诊报销范围和比例(张广科,2010;白重恩等,2013;方敏、吴少龙,2017),尤其是2012年出台了大病医保政策,在基本医疗保障的基础上,对大病患者产生的高额医疗费用给予保障,这无疑会进一步放大新农合的保障效用。以往研究多基于2009年之前的数据,这不仅限制了对新农合政策滞后作用的评估,也无法反映新医改后的新情况。另一方面,新农合对患病严重程度、不同年龄或不同收入群体的影响可能存在较大差异。例如,由于不同群体初始的健康资本不同,由健康资本投资带来的边际效用也不同。对于年龄大、患病重的群体,他们本身对健康的需求小,增加健康资本的投资对其健康改善的作用更明显。另外,不同群体对医疗服务的需求价格弹性也不同。对于年龄较小、健康状况较好、收入较低的群体,降低医疗服务价格能促进其对医疗服务的利用。而以往研究对新农合影响的上述群体的异质性缺乏足够关注,很少有对农村居民进行分组比较分析,使评估结果的全面性和丰富性受到局限。

为此,本文试图利用2009年新医改后的调查数据,在对研究对象进行合理分组的基础上,采用倾向得分匹配法(PSM)和工具变量法(IV)来分析新农合对参合者医疗服务利用、健康增进、就业和收入改善的影响,重新检视新农合政策的影响和实施效果。相比于以往研究,本文在三个方面具有一定新意,也为提升研究结论的科学性、丰富性和可靠性提供了保障。第一,较新的数据为对新医改后新农合政策实施效果评估结果的科学性提供基础。为了考察2009年新医改后加大了补贴和保障力度的新农合实施效果,本研究利用中国健康与养老追踪调查(China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS)2011年和2013年的数据,对当下新农合的政策进行了更有效的评估。第二,多维度的分组揭示新农合对不同群体影响的异质性使结论更丰富和全面。研究在分析新农合对住院样本总体影响

的基础上,进一步将样本按照年龄、健康状况和财富水平进行分组³分析,从而更加深入和全面地识别新农合的影响。第三,多方法处理内生性问题有助于提高研究结论的可靠性和有效性。为克服农村居民参加新农合选择行为的潜在内生性问题可能导致的参数估计偏误,本研究不仅采用了倾向得分匹配法作为评估新农合影响的主要方法,还用工具变量估计法进行了稳健性检验,使结果更可靠。

二、文献综述与理论分析

“格罗斯曼健康需求模型”认为,消费者都有健康需求,并通过购买医疗服务来增加健康资本的投资,而医疗保险能通过降低医疗服务价格增加其对健康资本的投资。基于此模型,下文将系统阐述新农合对农村居民医疗服务需求、健康,以及就业与收入的影响与理论机制(见图 1),并提出需要实证检验的研究假设。

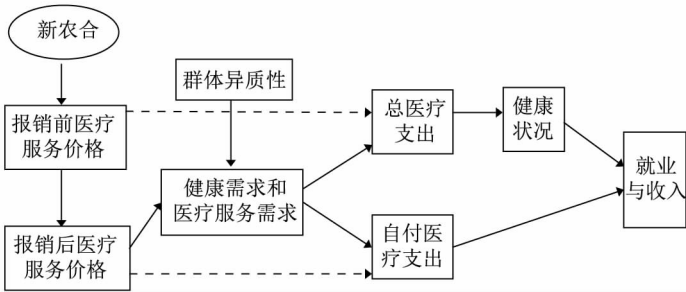


图 1:分析框架

一般来说,新农合政策实施理论上会有两方面效应,一是有助于改善农村基础医疗设施,增强医务人员水平,改善农村医疗保障体系落后局面,提高农村居民的就医可及性,降低疾病治愈的时间成本;二是对参合者来说,参加新农合可以享受相关医药费的减免和补贴,通过影响报销前后的医疗服务价格,降低就医治病的经济成本。上述就医的经

3. 年龄分组:本文以 60 岁为年龄界限,大于 60 岁记为“年龄大”,反之记为“年龄小”;健康状况分组:本文根据患病的严重程度对健康状况进行分组,“患病轻”是指不患慢性病或仅患一种不太严重的慢性病,还具备正常劳动能力,“患病重”是指患有一种严重慢性病(包括癌症、心脏病、中风、情感及精神方面问题的疾病或与记忆相关的疾病)或患有两种及以上慢性病,不具备正常劳动力;财富分组:本文以家庭财富的中位数为基准,大于中位数的记为“较富裕”,反之记为“不富裕”。

济成本和时间成本的降低有助于增加农村居民对健康的需求。在投资健康的边际成本不变的条件下,农村居民健康需求的增加意味着对医疗服务的利用也会增加。一些研究提供了支持证据(程颖,2012;方敏、吴少龙,2017),认为医疗服务利用增加不仅能减少一些原来“有病不医”的现象(程令国、张晔,2012),还有利于农村居民及时知晓疾病并采取预防和干预措施(崔宇杰等,2018),改善健康状况。还有一些学者发现,享有新农合的居民,无论是在主观健康、客观健康还是心理健康方面,均高于未参合者(郑适等,2017)。新农合筹资金额越高,实施的年份越早,对健康的保障作用就越明显(张琳,2013)。但也有研究得出相反的结论(Lei and Lin,2009;Li and Zhang, 2013;刘晓婷,2014)。

由于群体的异质性,加上新农合保障力度总体偏低和政策设计特点,新农合对患病严重程度、不同年龄或不同收入的群体在医疗服务利用和健康增进方面的影响会很不同。这很可能是一般性的研究结论出现较大差异的主要原因之一。有人通过对高收入群体的研究发现,参加新农合能显著增加其对医疗服务的利用(汪宏等,2005;田庆丰等,2006;任苒、金凤,2007)。彭晓博、王天宇(2017)通过对未成年人的研究也发现,相比于低收入群体,高收入群体利用了更多的医疗服务,健康状况改善更多。王翌秋、雷晓燕(2011)的研究也发现,新农合的实施能显著降低老年人的自付医疗费用。在理论上讲,新农合对不同群体影响的差异可能有两方面原因:一方面,由于群体间的异质性,其初始健康需求不同,健康资本的增加带来的边际效用也不同。年龄大、患病重的群体本身对健康的需求低,相比于其他群体,增加健康资本的投资对其健康的改善作用可能更明显。有研究就发现,新农合能促进农村老年居民的健康优化,尤其是在老人群体的肉蛋鱼类食物食用和均衡膳食方面发挥了显著的“营养绩效”(白晨、顾昕,2018),且年龄越大,作用越显著(王翌秋、雷晓燕,2011;李昱,2015)。另一方面,降低医疗服务价格并不一定能促进消费者增加医疗服务利用,新农合对部分群体的健康改善作用会比较有限。这主要是因为,不同群体对医疗服务的需求弹性不同,年龄越大、健康状况越差和收入越高的群体需求弹性越小,所以,尽管医疗服务价格下降,其医疗服务利用也不会显著增加。但对于年龄较小、健康状况较好、收入较低的群体来说,降低医疗服务价格能极大缓解原先“小病拖、大病扛”的现象。

基于上述讨论,本文提出以下假设,并将在后文通过多维度分组进行实证检验。

假设 1:相比于年龄较小、患病轻和收入高的群体,新农合对年龄较大、患病重和收入较低群体的健康增进效应会更明显。

假设 2:相比于年龄较大、患病重和收入高的群体,新农合更能促进年龄小、患病轻和收入较低群体对医疗服务的利用。

进一步讲,新农合会通过影响消费者健康状况和劳动生产率来影响就业和收入(Starr-McCluer, 1996; Engen and Gruber, 2001; Lindelow and Wagstaff, 2005; Liu, *et al.*, 2008)。有研究表明,新农合能通过改善农村居民的健康水平增加劳动力供给(许庆、刘进, 2015)。尽管新农合能降低医疗服务的价格,但由于会增加医疗服务利用,再加上医疗服务供给方和需求方的道德风险无法通过报销比例被有效约束(宁满秀、刘进, 2014),参加新农合可能无法有效降低农村居民的医疗费用(解垚, 2008; Lei and Lin, 2009; 周晓艳等, 2011; Li and Zhang, 2013; 陈在余等, 2016; 谢卫卫等, 2017; Zhao, 2018)。消费者平均得到的医药费用补偿可能仅与其缴纳的新农合保费相当(颜媛媛等, 2006),或者,就算参合者的自付比例有一定程度的下降,但其实际医疗支出和大病支出发生率不见得会显著减少(Lei and Lin, 2009; 陈在余等, 2016),尤其是对于省市级医院,降低医疗负担的作用有限(李顺祥等, 2012)。综合来看,新农合对农村居民的收入影响取决于上述两方面相反作用的综合效果。此外,新农合的收入因素同样会受到不同消费者异质性的影响。例如,由于年龄较大和患病较重群体本身对于家庭收入的贡献较小,新农合可能不会带来明显的增收效应,但对于收入较低群体,新农合能在不增加其医疗支出的条件下改善其健康,可能对其收入的增加存在正向影响(齐良书, 2011)。

根据上述分析,本文研究将着重识别新农合对农村居民健康水平和医疗服务利用的影响,包括对患病严重程度、不同年龄或不同收入群体影响的异质性。同时,为了提高上述影响评估结论的稳健性和可靠性,检验新农合对健康影响的相关作用机制和间接影响,本文将另外考察新农合对农村居民自付医疗支出和收入的影响程度。本研究将根据新农合健康影响识别结果的不同分别讨论两个问题。首先,如果新农合有助于改善居民健康,它是否以增加自负医疗负担为代价,是否

能够进一步改善就业和收入？其次，如果新农合没能明显增进参合者健康状况，其是否能在一定程度上提高消费者对医疗服务的利用，也就是增加医疗服务支出？因此，本文针对收入和自付医疗支出的分析主要是针对新农合健康影响分析的延伸。

三、研究方法和数据

新农合的实施类似于一项准自然试验，评估其对于参加农村居民医疗服务利用、健康和收入等的影响可选择的政策评估方法较多。不过，由于农村居民参与新农合可能存在自选择问题，因此，本文主要采用倾向得分匹配法（Propensity Score Matching, PSM）估计处理效应 ATT。同时，研究也用基于计量经济模型的最小二乘估计量（OLS）和工具变量估计量（IV）进行稳健性检验。

（一）倾向得分匹配法

倾向得分匹配法首先是由罗森鲍姆等（Roseenbaum and Rubin, 1983）应用于生物统计领域，20 世纪末才开始在卫生经济和其他社会科学领域应用。根据他们的模拟实验，通过一系列的假定条件，计算“平均处理效应”（ATT）可得到无偏的估计结果，从而创造出自然实验的效果。其核心思想是通过倾向得分为处理组个体在非处理组中寻找合适的可比对象进行配对，从而去除选择性偏倚和混杂偏倚。

$$ATT = E_{P(X)|D_i=1} \{E(Y_1 | D_i = 1, P(X)) - E(Y_0 | D_i = 1, P(X))\} \quad (1)$$

其中， Y_1 为处理组（ $D_i = 1$ ）结果， Y_0 为控制组（ $D_i = 0$ ）结果，上式中右边第一项是可观测到的实验结果，右边第二项是处理组样本不参加项目时的情况，是一个“反事实”结果，现实中无法观测。在本研究中，由于参合和未参合的个体有不同的特征，PSM 通过各种匹配方法将控制组（未参合组）的样本与处理组（参合组）的样本进行配对，提升匹配处理后两组群体的同质性和可比性，构造出参合者的“反事实”结果，获得新农合对参合者医疗支出、健康和收入影响的平均处理效应。用于为处理组样本配对控制组样本的个体 i 的倾向得分为在给定特征 X 的条件下，个体 i 进入处理组的条件概率，即：

$$P(X_i) = Pr(D_i = 1 | X_i) \quad (2)$$

在使用样本数据估计 $P(X_i)$ 时，可使用参数估计方法，本研究就是采用 Logit 模型获得参加新农合的倾向匹配得分值：

$$P(X_i) = Pr(D_i = 1 | X_i) = \frac{\exp(\beta x'_i)}{1 + \exp(\beta x'_i)} \quad (3)$$

其中,最右侧表示累积分布函数,为一系列可能影响农民参加新农合的特征变量,包括村级参合时间、2010 年村级参合率、2010 年村级筹资金额、家庭规模、财富水平、户主的教育程度、年龄、性别、婚姻状况、患有慢性病数量、是否参加了其他医疗保险以及社区医疗机构数量、社区类型、省份、年份等,由此可计算出每个样本参加新农合的概率值。

在估计出每个个体的倾向得分后,需要依据得分的共同支撑域(common support)来匹配处理组(参合组)和控制组(非参合组)。本文主要采取“最近邻匹配法”(Nearest Neighbor Matching)进行匹配。

(二)基于计量经济模型的工具变量法

传统的多元回归模型也是估计农村居民参加新农合对其医疗支出、健康状况和收入水平影响程度的可选方法,为此,本文构建了以下计量经济模型来估计新农合的影响:

$$Y_{ij} = \alpha_i + \beta_i * p_j + X \cdot \delta_i + Z_i \cdot \gamma_i + \varepsilon_{ij} \quad (4)$$

其中,j 表示样本个体,i 取值为 1、2、3,被解释变量 Y_1 、 Y_2 、 Y_3 分别表示样本个体的医疗支出、健康状况、个人收入;P 表示个体 j 是否参加新农合,是一个二元选择变量,取值为 1 表示参加新农合,取值为 0 表示未参加新农合;X 表示一组共同影响 Y_1 — Y_3 的解释变量,包括样本个体的基本特征变量(如年龄、婚姻状况、教育程度、是否喝酒、是否抽烟、性别、所患慢性病数量)和社会经济状况变量(如家庭财富、家中老人数、家中小孩数、村人均纯收入、村企业数等)。Z₁ 表示只影响样本个体医疗支出的解释变量,包括 15 岁时的健康、保健性支出、健康冲击等;Z₂ 表示只影响样本个体健康状况的解释变量,包括 15 岁时的健康等;Z₃ 表示只影响样本个体收入水平的解释变量,包括健康冲击。⁴

式 4 中的三个模型除了用传统的最小二乘法(OLS)进行参数估计外,考虑到参加新农合变量 P 的内生性问题,本研究也采用了工具变量法。本文选取“村庄参与新农合的时间长短”“2010 年村庄的参合率”和“2010 年村级新农合筹资水平”三个变量作为变量 P 的工具变

4. 健康冲击:对问卷中“过去一年有没有增重 10 斤以上,或减轻 10 斤以上?(怀孕除外)”这个问题,回答只要出现“体重减轻”就视为遭受了健康冲击。

量。上述三个变量符合作为工具变量的基本条件的原因：一是它们都是村庄层面决定的变量，相对于村民个体具有较强的外生性；二是在解释个体是否参加新农合的工具变量估计第一阶段估计结果中，三个工具变量联合解释能力的 F 检验显著性水平都达到了 1%。⁵

（三）数据与变量

本文采用 2011 年和 2013 年 CHARLS 全国基线调查数据，该数据是由北京大学国家发展研究院发布，主要调查 45 岁以上人群及其配偶。该调查覆盖全国 28 个省份，分别得到 17 708 个和 18 605 个样本。该数据不仅在全国地理、人口、社会和经济方面具有较好代表性，还涵盖了健康、医疗保险、经济和家庭等方面的详细信息。

因为本研究主要探讨的是新农合对农村居民的影响，因此，在样本的选择上，本文首先剔除了问卷中回答“目前户口类型”不是“农业”的样本；其次，还删除了一些关键变量（如健康状况、收入等个体特征变量）缺失的样本，最后还剩下 17 616 个作为总样本。此外，考虑到目前新农合还是以住院补偿为主，对有住院需求的群体效果可能更显著，因此，本文仅挑选过去一年有住院支出或是根据医生建议需要住院却没有住院的样本，最终主要使用的样本为 1 666 个，为住院样本。

本文的住院样本的主要变量如表 1 所示。关键变量包括住院总支出、住院自付支出、自评健康、客观健康和个人收入。医疗支出主要考察样本个体全年住院的医疗支出和全年住院的自付医疗支出；健康状况的测度则分别以自评健康和 ADL 作为主观性指标和客观性指标；自评健康的回答有五个选项，分别是“很好”“好”“一般”“不好”“很不好”，研究中直接将选项量化，分值越高，健康状况越好；对于日常生活能力（ADL），本研究通过问卷中受访者“能否无困难完成慢跑 1 公里”等一系列衡量身体客观机能的项目，⁶对回答选项为“没有困难”的赋值为 1，“有困难仍可以

5. 相关检验过程及结果因篇幅需要，此处不再具体列出，如需要，可与笔者联系。

6. 问卷中具体问题有“您现在跑或慢跑 1 公里有困难吗”“您现在走 1 公里有困难吗”“您走 100 米有困难吗”“您在椅子上坐时间久了再站起来有困难吗”“您连续不停地爬几层楼有困难吗”“弯腰屈膝或者下蹲您有困难吗”“您把手臂沿着肩向上伸展有困难吗（两个手都没困难才算没困难）”“您提 10 斤重的东西有困难吗”“您从桌上拿起一小枚硬币有困难吗”“请问您自己穿衣服有困难吗”“请问您洗澡有困难吗”“请问您自己吃饭有困难吗”“您起床下床有没有困难”“请问您上厕所困难吗”“请问您控制大小便有困难吗”“请问您做家务活的时候有困难吗”“请问您做饭有困难吗”“请问您自己去商店买杂货有困难吗”“请问您管钱有困难吗”“请问您自己吃药有困难吗”。

完成”“有困难,需要帮助”或“无法完成”的赋值为 0,最后统计所有项目的赋值情况得到一个 ADL 数值,下文记为“客观健康”,数值越高,说明健康状况越好;个人收入包括两部分:一是受访者本身的工资性收入和转移收入,二是将难以分割的家户收入按照家庭规模人均化。

表 1:变量描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值
新农合变量				
个人筹资(元)	48.99	31.66	0	390
个人参合时间(年)	5.82	2.59	0	11
村级筹资金额(元)	55.60	32.64	10	390
村级参合时间(年)	5.55	1.93	0	9
村级参合率(%)	0.76	0.27	0	0.99
被解释变量				
个人收入(元)	5 330	9 119	- 16 243	152 967
住院总支出(元)	5 854	13 764	0	180 000
住院自付支出(元)	1 823	7 208	0	140 000
自评健康	4.10	0.91	1	5
客观健康 ADL	5.11	4.42	0	20
解释变量				
家庭财富(元)	15 721	121 106	0	3.030e + 06
慢性病数量(种)	2.45	1.70	0	11
15 岁时的健康	2.85	1.11	1	5
健康冲击	0.18	0.38	0	1
保健性支出(元)	150.80	845.8	0	23 000
是否抽烟(0 = 否;1 = 是)	0.19	0.39	0	1
是否喝酒(0 = 否;1 = 是)	0.17	0.38	0	1
小孩数(人)	0.56	0.86	0	7
老人数(人)	0.07	0.27	0	2
年龄(岁)	60.34	9.79	34	90
教育(年)	2.74	1.68	1	6
婚姻状况(0 = 否;1 = 是)	0.86	0.35	0	1
性别(1 = 男性;2 = 女性)	1.62	0.49	1	2
村医疗机构数量(家)	2.50	2.67	0	20
村人均纯收入(元)	4 064	4 502	0	50 415
村企业数(家)	4.39	13.98	0	317

注:“保健性支出”是根据 CHARLS 问卷中保健费用问题回答整理得到。

资料来源:笔者根据 CHARLS 数据统计整理。

四、描述性统计分析

(一)住院样本描述性统计

从表 1 可知,在新农合变量中,不同地区的筹资金额有很大的差异,但整体筹资水平较低。村级参加新农合的时间均值为 5.55,表明

大多数村庄在 2005 年前后就参加了新农合,2010 年村级参合率的均值为 76%。

样本中的个人收入达到了 5 330 元,与中国统计年鉴中 2010 年农村居民人均纯收入水平基本一致,住院医疗总支出均值稍高于个人收入,但自付医疗支出相对于总支出有一个明显的下降,且个体间差异也有一定缓解。此外,自评健康均值(4.1)表明半数以上的样本自评健康为不好,客观健康均值(5.11)进一步说明了样本整体的健康状况不容乐观,这与本文主要分析的住院样本特征是吻合的。

从个体特征来看,样本平均年龄约为 60 岁,女性占比略高于男性。样本的总体教育程度较低,平均仅 2.74 年,基本为小学及以下学历。在婚姻状况方面,大约有 86% 的受访者已婚并与配偶一同居住。在健康状况方面,大部分人都患有两种及以上慢性病,但健康冲击均值仅为 0.18,说明较少的样本在去年受到过健康冲击。从家庭特征来看,大多数家庭人数较多,为四口之家,家中大于 60 岁的老人数和小于 12 岁的小孩数较少,但家庭财富拥有量差别较大。从村庄特征来看,大部分村庄中有 2 到 3 家医疗机构,4 家企业,村人均收入均值为 4 064 元,但各村差异较大。

(二)总样本中的描述性统计

表 2 从是否参合的角度给出了总样本中各主要变量的描述性统计数据。其中,非参合群体的自评健康明显高于参合群体,其所患的慢性病数量也明显较少,这说明参加新农合可能存在逆向选择。此外,非参合群体的个人收入均值为 12 057 元,远远高于参合群体,虽然从家庭财富方面来看两个群体间没有明显差异。而且,对于参合群体和非参合群体来说,不管是住院总支出还是自付支出均没有显著差异。另外,我们还可以看到,在总样本中,非参合群体仅有 1 480 个,约占总样本的 8.4%,这说明,截至 2013 年,新农合的推广程度已经达到较高水平。

(三)住院样本下的分组描述性统计

为了更详细地展示所选住院样本的各主要变量情况,本文接下来从是否参合、年龄大小(以大于 60 岁作为划分标准)、患病严重程度三个方面展开描述性分析。

首先,表 3 从是否参合的角度给出了住院样本中各主要变量的描述性统计。从参合组和非参合组的主要变量统计看,无论是住院总支

出还是自付医疗支出,参合者均低于非参合组,但均值检验结果显示两组并没有显著差别;从健康状况看,参合组的自评健康、客观健康和 15 岁时的健康也均略好于非参合组,只有客观健康表现出明显差异。此外,非参合组的人均收入高于参合组且在统计上显著,对于家庭财富,参合组和非参合组之间没有表现出明显差异。

表 2:参合和非参合者主要特征比较

	非参合		参合		均值检验
	均值	标准差	均值	标准差	
住院总支出(元)	451	4 087	563	4 606	- 0.99
住院自付支出(元)	156	1 764	174	2 321	- 0.37
自评健康	2.59	1.07	2.46	1.02	4.32***
客观健康	17.19	3.70	17.17	3.54	0.25
个人收入(元)	12 057	21 631	7 283	11 687	8.38***
慢性病数量	1.28	1.42	1.40	1.39	- 3.03***
15 岁时的健康	3.21	1.09	3.21	1.08	- 0.05
家庭财富(元)	17 253	91 283	13 953	92 363	1.32
样本量(个)	1 480		16 136		

注:1. 家庭财富:根据 CHARLS 问卷中家用设备、耐用消费品和其他贵重物品的价值衡量。
2. 最后一列为均值检验的 T 统计量,*** $p<0.01$, ** $p<0.05$, * $p<0.1$ 。
资料来源:作者根据 CHARLS 数据统计整理。

表 3:参合和非参合者主要特征比较(住院样本)

	非参合		参合		均值检验
	均值	标准差	均值	标准差	
住院总支出(元)	6 074	13 865	5 839	13 761	0.17
住院自付支出(元)	2 097	6 172	1 804	7 277	0.48
自评健康	1.87	0.86	1.90	0.91	- 0.29
客观健康	13.99	4.84	14.95	4.38	- 2.21**
个人收入(元)	7 869	10 519	5 150	8 988	2.64***
慢性病数量	2.43	2.09	2.46	1.67	- 0.14
15 岁时的健康	3.14	1.17	3.16	1.11	- 0.18
家庭财富(元)	14 487	59 493	15 808	124 322	- 0.20
样本量(个)	110		1 556		

注:1. 家庭财富:根据 CHARLS 问卷中家用设备、耐用消费品和其他贵重物品的价值衡量。
2. 最后一列为均值检验的 T 统计量,*** $p<0.01$, ** $p<0.05$, * $p<0.1$ 。
资料来源:作者根据 CHARLS 数据统计整理。

本文还按照年龄大小、患慢性病严重程度和家庭财富对参合者和非参合者进行分组统计。按照年龄分组时(见表 4)我们可以看到,年龄较大的群体中参合组和非参合组之间的总医疗支出没有差异,但年

表 4:按年龄分组参合组和非参合组主要特征比较(住院样本)

	年龄大		均值检验	年龄小		均值检验
	非参合	参合		非参合	参合	
住院总支出(元)	8 200 (16 797)	5 770 (13 533)	1.17 (4 825)	2 497 (13 999)	5 909	-3.76***
住院自付支出(元)	2 787 (7 220)	1 561 (5 409)	1.38 (3 606)	936.60 (8 788)	2 053	-1.72*
自评健康	1.88 (0.92)	1.89 (0.90)	-0.07 (0.76)	1.85 (0.92)	1.91	-0.36
客观健康	13.16 (5.07)	14.17 (4.58)	-1.74* (4.10)	15.39 (4.02)	15.76	-0.57
个人收入(元)	8 390 (12 014)	4 178 (5 877)	2.88*** (7 409)	6 992 (11 242)	6 148	-0.69
慢性病数量	2.64 (2.19)	2.68 (1.73)	-0.15 (1.89)	2.07 (1.57)	2.23	-0.52
15 岁时的健康	3.16 (1.12)	3.16 (1.10)	-0.21 (1.26)	3.15 (1.11)	3.15	-0.03
家庭财富	10 486 (51 403)	10 178 (87 283)	0.04 (71 266)	21 221 (153 141)	21 584	-0.03
样本量(个)	69	788		41	768	

注:1. 家庭财富:根据 CHARLS 问卷中家用设备、耐用消费品和其他贵重物品的价值衡量。

2. 均值检验是指不同分组情况下参合组和非参合组的 T 统计量,括号中为标准差,*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

资料来源:作者根据 CHARLS 数据统计整理。

龄较小群体中参合组住院总支出(5 909 元)明显高于未参合组(2 495 元)。同样的,年龄较小的群体中的自付医疗支出也有明显差异。这说明参加新农合会增加青壮年对医疗服务的利用。虽然参合组收入相对较低,年龄较大的群体中参合组健康状况仍然明显好于非参合组。此外,如果仅从参合组和非参合组看,对于非参合组,年龄大的群体住院支出为 8 200 元,明显高于年龄较小群体(2 497 元),而在参合组中,两个年龄段群体的住院支出并没有较大差异。这说明老年人对于医疗服务的需求相对于青壮年更多。此外,不管是哪个年龄段的群体,参合组的健康状况都略好于非参合组。按患慢性病严重程度对参合和非参合人群进行分组时(见表 5)发现,随着患病严重程度的增加,其住院医疗支出也在增加。在患病较轻的群体中,参合组的医疗支出为 5 846 元,明显高于非参合组(1 839 元),这说明,对于那些身体健康较好者来说,参加新农合释放了他们对医疗服务的需求,而对那些身体状况极其不好的群体来说,参合组的医疗支出反而低于非参合组,但统计上不太显著。同样的,在任何一个群体中,参合组健康状况都好于非参合组。

对于患病重的群体来说,参合组和非参合组的客观健康存在明显差异,且个人收入也显著不同。按照家庭财富情况进行分组时(见表6),在较富裕群体中,虽然非参合者的医疗支出高于参合者,且其自评健康也略好,但统计不显著。然而,参合者的收入(6 836 元)明显低于非参合者(10 574 元),在较不富裕的那一部分群体中,反倒是参合者的医疗支出多于非参合者,且其自评健康稍好,尽管其客观健康较差。此外,参合组的慢性病数量明显更多,这说明参合者实际的健康状况更差,但参加新农合后能给他们一定信心,有利于心理健康。

表 5:按患慢性病严重程度分组参合组和非参合组主要特征比较(住院样本)

	患病轻		均值检验	患病重		均值检验
	非参合	参合		非参合	参合	
住院总支出(元)	1 839 (3 218)	5 846 (11 756)	- 5.30*** (14 688)	6 791 (14 150)	5 907	1.39
住院自付支出(元)	700 (2 696)	1294 (4 406)	- 1.23 (6 555)	2403 (7 596)	1912	0.82
自评健康	2.16 (0.89)	2.26 (1.03)	- 0.57 (0.85)	1.82 (0.87)	1.84	- 0.27
客观健康	15.61 (4.48)	16.50 (3.73)	- 1.20 (4.88)	13.70 (4.41)	14.69	- 2.12**
个人收入(元)	7 747 (10 014)	6 625 (10 751)	0.62 (10 999)	8 116 (8 785)	4 974	2.62***
慢性病数量	0.63 (0.49)	0.67 (0.47)	- 0.52 (2.01)	2.78 (1.53)	2.72	0.70
15 岁时的健康	3.16 (1.15)	3.22 (1.07)	- 0.35 (1.19)	3.10 (1.12)	3.14	- 0.03
家庭财富	20 305 (73 910)	32 264 (213 888)	- 0.77 (63 519)	16 273 (128 571)	15 741	0.42
样本量(个)	24	311		96	1 405	

注:1. 家庭财富:根据 CHARLS 问卷中家用设备、耐用消费品和其他贵重物品的价值衡量。
2. 均值检验是指不同分组情况下参合组和非参合组的 T 统计量,括号中为标准差,*** $p<0.01$, ** $p<0.05$, * $p<0.1$ 。

资料来源:作者根据 CHARLS 数据统计整理。

五、计量经济分析结果讨论

(一)总样本倾向得分匹配(PSM)估计结果

表 7 给出了总样本在 PSM 估计下,新农合对农村居民住院率、医疗支出、健康状况和个人收入的影响结果。我们可以看到,经过匹配,参合者和非参合者住院率的差异仅为 0.0084 且统计不显著,即,尽管

表 6:按家庭财富分组参合组和非参合组主要特征比较(住院样本)

	较富裕		均值检验	不富裕		均值检验
	非参合	参合		非参合	参合	
住院总支出(元)	8 472 (15 623)	6 213 (13 961)	1.14 (11 605)	3 761 (13 553)	5 458	-0.91
住院自付支出(元)	2 689 (7 071)	1 938 (6 784)	0.78 (5 162)	1 527 (7 748)	1 668	-0.19
自评健康	2.02 (0.86)	2.00 (0.97)	-1.41 (0.84)	1.73 (0.84)	1.80	-0.57
客观健康	14.70 (5.08)	15.70 (4.12)	0.15 (4.53)	13.30 (4.51)	14.20	-1.43
个人收入(元)	10 574 (10 902)	6 836 (11 318)	2.35** (9 520)	5 260 (5 200)	3 438	1.42
慢性病数量	2.70 (2.35)	2.28 (1.60)	1.29 (1.79)	2.16 (1.71)	2.63	-1.98**
15 岁时的健康	3.04 (1.13)	3.24 (1.09)	-1.32 (1.21)	3.23 (1.13)	3.07	1.02
家庭财富	28 824 (82 868)	30 465 (173 956)	-0.13 (741)	663 (761)	924	-2.48**
样本量(个)	54	784		56	772	

注:1. 家庭财富:根据 CHARLS 问卷中家用设备、耐用消费品和其他贵重物品的价值衡量。

2. 均值检验为是指不同分组情况下参合组和非参合组的 T 统计量,括号中为标准差,*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

资料来源:作者根据 CHARLS 数据统计整理。

表 7:总样本中新农合对参合者影响的 PSM 估计

	住院率	住院总支出	住院自付支出	自评健康	客观健康	个人收入
处理组均值	0.057	560	175	2.46	17.20	7 294
ATT	0.008 (1.21)	-3.65 (-0.03)	-46 (-0.74)	-0.03 (-0.80)	0.20 (1.58)	-2 553*** (-3.48)

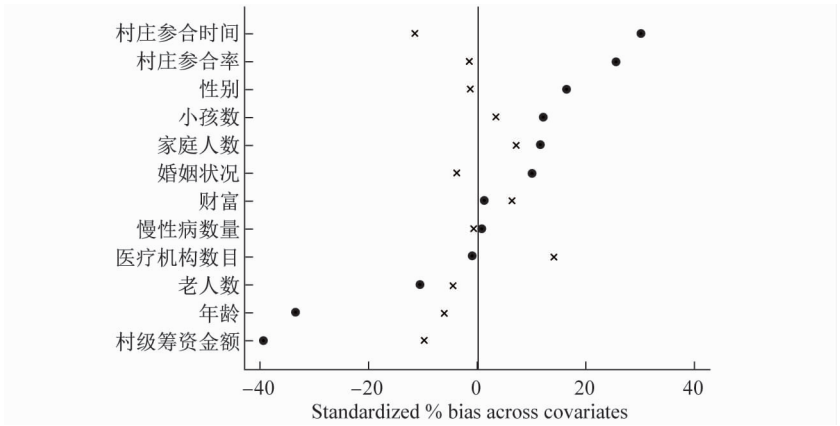
注:括号中为 T 统计量值,*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

新医改加大了新农合的报销规模和力度,但目前的保障水平还是没能显著提高所有居民对住院服务的利用。因此,是否参合对总样本的住院医疗支出也没有影响,自付医疗支出虽有减少但统计不显著。而从健康水平的改善来看,参加新农合虽不能增进农村居民的主观健康水平,但对客观健康水平有一定的积极影响,能促进其客观健康增加约 0.2 个单位。至于收入,参加新农合反而使参合者的年收入降低 2 553 元,这可能是因为我们选取的是当期的收入,尽管参加新农合对农村居民的健康有一定的增进作用,但健康的改善对收入和就业的影响并不

能立刻影响到当期的收入。并且,短期内为了接受各种医疗服务,不仅会增加农村居民的经济压力,更增加了时间成本,而这对当期的收入水平存在负向影响。通过上述结果我们发现,目前新农合仍主要作用于改善住院群体的福利水平,对非住院群体的作用有限,因此,我们下文还是以住院群体为主要研究对象。

(二)住院样本倾向得分匹配(PSM)估计结果

图 2 给出了住院样本的最近邻匹配效果图。可看出,经过匹配后,处理组和控制组中各变量的标准化偏差缩小,说明匹配后参合组和非参合组之间的家庭特征不存在统计意义上的显著差异,匹配效果较好。



- 注:1. 根据 PSM 匹配后的结果进行的平衡性检验示意图。
2. 图中黑色的圆点表示匹配前各变量偏差,星号表示经过 PSM 匹配后各变量的偏差。

图 2:各变量的标准化偏差

表 8 给出了在 PSM 估计下,新农合对参合者住院支出、健康状况和收入的影响结果(具体模型见式 1—3)。从住院的全样本看,新农合的实施还难言能全面改善农村居民的健康状况、医疗支出和收入水平。在五个主要被解释变量中,只有客观健康状况因为参加新农合得到了显著的增进,自评健康虽有显著变好的趋势,但增进作用有限。这可能是由于自评健康是一个较为综合的指标,虽然与个体的客观健康有关,但并不完全等同。比如,参加新农合会增加一部分群体的就医行为,或增加其日常性体检的次数,而这可能使他们对自身的身体状况了解得

更清楚和详细,甚至是知道了一些自己不知道的疾 病,从而对自己的健康状况抱有更消极的态度。而其他被解释变量均没有因为参加新农合表现出明显的影响。根据现有的文献,新农合影响参合者健康状况的一个重要渠道就是能有效地提高医疗服务的利用率(程令国、张晔,2012)。而倾向得分匹配的结果显示新农合对参合者的住院医疗支出虽有正向影响但不显著。

表 8:住院样本及不同分组下新农合对参合者影响的 PSM 估计结果

		住院总支出	住院自付支出	自评健康	客观健康	个人收入
全样本	处理组均值	5 448	1 665	1.90	14.9	5 096
	ATT	614	- 316	0.14	1.27 *	- 389
		(0.32)	(- 0.36)	(1.16)	(1.88)	(- 0.27)
按年龄分组						
年龄大	处理组均值	5 327	1 588	1.87	14.1	4 245
	ATT	- 1 490	- 1 052	0.12	2.22 **	222
		(- 0.46)	(- 0.76)	(0.68)	(2.28)	(0.10)
年龄小	处理组均值	6 339	2 253	1.91	15.8	6 021
	ATT	3 522 ***	762	0.02	0.71	1 357
		(2.73)	(0.81)	(0.14)	(0.75)	(0.78)
按患病程度分组						
患病轻	处理组均值	5 632	1 370	2.24	16.5	6 530
	ATT	2 824 **	364	- 0.06	1.17	791
		(2.15)	0.39	- 0.22	(0.80)	0.24
患病重	处理组均值	5 648	2 031	1.74	14.3	4 516
	ATT	1 294	1 111	0.11	1.78 *	- 284
		(0.41)	(0.92)	(0.69)	(1.93)	(- 0.14)
按家庭财富分组						
不富裕	处理组均值	5 508	1 659	1.79	14.1	3 179
	ATT	1 608	488	0.19	1.87 *	- 1 313
		(0.60)	(0.40)	(0.97)	(1.81)	(- 0.61)
较富裕	处理组均值	5 530	1 856	1.97	15.7	6 822
	ATT	1 655	662	0.12	0.85	2 317
		(0.40)	(0.31)	(0.55)	(0.79)	

注:括号中为 T 统计量值,*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

那么,新农合是如何改善参合者的健康状况的呢? 根据格罗斯曼的健康需求理论,消费者的健康投资决策需要考虑到自己一生的效用,即消费者在当期的健康存量是由上一期的健康投资(流量)与当期的健康存量折旧后的总效应(王小万、刘丽杭,2006)。因此,新农合对农村居民的健康改善是否存在一个累积的效应? 为了更进一步分析新农合增进参合者健康状况的影响因素,本文进行了以下分析,基本思路是:

如果新农合对健康的影响存在累积性,那么参合时间越长的群体,其健康状况应该明显好于参合时间短的群体,即回归结果中的参合时间系数应显著为正。表9第一列为个人参合时间长短对主观自评健康的影响,可以看到,虽然参合时间的系数不显著,但有较强的正向影响趋势;第二列为个人参合时间对客观健康(ADL)的影响,其估计系数T值为2.17,在0.05统计水平显著,且其系数为0.099,说明参合时间每增加1年,ADL数量就增加0.099。因此,确有证据表明新农合对参合者健康的影响有滞后效应,但究其实质,这种滞后效应源于定期去医疗机构检查和看病(崔宇杰等,2018),也就是增加了医疗服务利用,只是这些医疗支出相对于住院支出显得微乎其微,住院医疗支出因而不会显著增加。但这些积极的预防或保健行为有助于身体健康的维护,此外,高血压、糖尿病等慢性病需要长期治疗,因此,参合时间越长,新农合对健康的改善作用就越明显。

接下来,我们进一步从具体的分组来看新农合对每个被解释变量的影响。首先,新农合对年龄小和患病较轻群体的医疗支出有显著的增加作用,具体表现为:参加新农合能使年龄小的群体每年增加3522元的住院支出,使患病较轻群体增加2824元的住院总支出,即参加新农合能显著增加这两类群体对医疗服务的利用。这可能是因为,这两个群体是家庭主要的劳动力来源,考虑到理性人的最大化决策,为了防止因劳动人口患病导致整个家庭收入的下降,他们会优先使用医疗资源,这与王翌秋、刘蕾(2016)观察到的结果一致,对于45—59岁群体,他们正处于“上有老,下有小”的阶段,是家庭的中流砥柱,不仅积极就诊,而且对治疗也较为重视。另外一个可能的原因是,相对于分组下的其他群体,他们在同样家庭资源下的医疗需求较小,较容易满足(薛琴枝,2009)。对于自付医疗支出,目前没有证据表明新农合对其有明显的影响。按照家庭财富分组时我们看到,不管是总的医疗支出还是自付医疗支出,新农合虽然对参合组和非参合组都显示为正向影响,但统计不显著。这可能是因为,在农村患有大病的家庭一般经济状况就不大好,较富裕群体和不富裕的群体本身在医疗支出方面的消费就不存在太大差异(这点也可以从表5的描述性统计中看到),因此,尽管在理论上较富裕的群体可能会更多地使用医疗服务,但实际上,两者之间医疗服务利用并没有明显差别。假设2部分成立。

表 9: 参合时间对参合者健康状况的影响 (N=1 646)

	自评健康	客观健康
个人参合时间	0.014 (1.33)	0.099 ** (2.17)
15 岁时的健康	0.030 (1.54)	- 0.117 (- 1.27)
慢性病数量	- 0.127 *** (- 9.70)	- 0.636 *** (- 10.18)
家庭财富	- 0.000 *** (2.75)	- 0.000 (1.44)
是否吸烟 (0 = 否; 1 = 是)	- 0.090 (- 1.32)	0.300 (1.01)
是否喝酒 (0 = 否; 1 = 是)	0.118 * (1.76)	0.448 (1.60)
村医疗机构数量	0.005 (0.61)	0.025 (0.58)
婚姻状况 (0 = 否; 1 = 是)	- 0.060 (- 0.86)	0.053 (0.15)
年龄	0.002 (0.64)	- 0.084 *** (- 6.74)
小孩数 (人)	- 0.038 (- 1.19)	- 0.141 (- 0.90)
老人数 (人)	- 0.131 (- 1.48)	- 0.189 (- 0.50)
家庭人数	0.050 *** (3.10)	- 0.054 (- 0.72)
性别 (1 = 男; 2 = 女)	- 0.038 (- 0.66)	- 0.551 ** (- 2.12)
村人均纯收入 (元)	0.000 (1.27)	0.000 *** (2.82)
村企业数	0.002 (1.34)	0.012 * (1.81)
年份虚拟变量	0.025 (0.41)	0.942 *** (3.31)
教育程度	略	略
地区虚拟变量	略	略
常数	1.623 *** (4.81)	20.762 *** (13.80)
R ²	0.11	0.21

注: 括号中为 T 统计量值, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

其次,对健康状况而言,新农合不仅能显著增进患病重群体的客观健康,对年龄大的老年群体的客观健康也有较强的积极作用。与全样本情况类似,虽然新农合对这两部分群体的健康状况有显著正向影响,但对其医疗支出没有明显影响。原因可能是,这两个群体本身对医疗服务的需求接近刚性,参加新农合可能只会增加其一般的预防和保健行为,并不会对医疗支出有明显影响。而且,为了减轻医疗负担,他们更有动机尽早选择参加新农合。结合前面探讨的新农合对参合者健康状况可能的影响机制分析,不难回答这个问题:参合时间越长,新农合对健康的改善作用越明显。我们同时也看到,对于较不富裕的群体,参加新农合也能改善其客观健康且不增加其医疗支出,假设 1 成立。

最后,从收入看,任何一种分组都没有表现出新农合对其有显著影响。这可能是因为对于年龄大、患病重和较不富裕的群体,其劳动能力本身就较弱,参加新农合虽然有助于其健康的增进,但无法在实质上改善就业和收入状况;对年龄较小和患病轻的群体,参加新农合虽然有助于他们在不增加住院自付支出的情况下增加对医疗服务的利用,但也只是在一定程度上起到预防和保健的作用,能帮助其维护身体健康,对就业和收入的影响不会太明显;对于原本就较富裕的群体,由于新农合目前的补贴力度仍然较低,是否参加新农合并不会影响他们的医疗决策,所以,即使参加了新农合也不会产生太大的影响。

(三)稳健性检验:OLS 和 IV 估计结果

表 10 和表 11 分别汇总了新农合对住院总支出、住院自付支出、自评健康、客观健康(ADL)和个人收入水平影响的最小二乘估计结果(OLS)和工具变量估计结果(IV)。对 OLS 估计结果和 IV 估计结果比较的 Hausman 检验表明,绝大多数检验没有拒绝原假设,说明内生性问题并不严重,讨论将主要基于 OLS 估计结果。考虑到模型设定上可能存在的异方差问题,本文又对普通的 OLS 回归进行了稳健性估计(见表 10)。

从住院样本来看,参加新农合能较显著地改善参合者的客观健康,使其增加 0.95,与前面 PSM 的结果一致;同样的,没有明显证据表明新农合对住院支出、收入等有显著影响。为了进一步验证新农合对不同群体影响的异质性,本文接下来也从年龄、患病严重程度和家庭财富水平角度对样本进行分组讨论。

表 10:新农合对参合者影响的计量经济模型 OLS 稳健估计结果汇总表

OLS 稳健估计	(1) 住院总支出	(2) 住院自付支出	(3) 自评健康	(4) 客观健康	(5) 个人收入
全样本	- 931 (- 0.69)	- 751 (- 1.21)	0.07 (0.90)	0.95** (2.40)	- 1 284 (- 1.30)
按年龄分组					
年龄大	- 2 914 (- 1.35)	- 1 538* (- 1.64)	0.03 (0.23)	1.02* (- 1.86)	- 2 371* (- 1.77)
年龄小	2 529** (2.19)	627 (0.76)	0.11 (0.95)	0.84 (1.45)	864 (0.66)
按患病程度分组					
患病轻	4 000*** (2.94)	125.7 (0.22)	0.09 (0.60)	0.75 (1.23)	- 774 (- 0.42)
患病重	- 2 957 (- 1.53)	- 1 082 (- 1.18)	0.05 (0.48)	1.24** (2.41)	- 572 (- 0.46)
按家庭财富分组					
不富裕	1 121 (0.63)	73.5 (0.08)	0.07 (0.62)	1.14** (2.15)	- 780 (- 0.62)
较富裕	- 2 582 (- 1.22)	- 1 179 (- 1.17)	- 0.08 (- 0.63)	0.78 (1.29)	- 2 491* (- 1.74)

注:1. 表格数据根据计量经济分析结果中“是否参加新农合”变量(0 = 否,1 = 是)参数估计结果整理汇总。

2. 括号中为模型 OLS 参数估计的 T 统计量,*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

首先来看按照年龄分组的结果,对于年龄大的群体,新农合在显著增进其客观健康的同时,对其收入也产生了负面影响,每年大约减少 2 371 元的收入;对年龄较小的群体,参加新农合主要表现为增加其对医疗服务的利用,并且不增加住院自付支出,在其他方面没有差异。按患有的慢性病严重程度分组,新农合表现为能够释放患病轻群体的医疗需求,增加其医疗支出,但对其健康状况没有明显影响。对于那些患病重的群体,新农合则显著增进其客观健康,使其 ADL 数量增加 1.24。此外,按照家庭财富水平分组,新农合表现为能显著改善较不富裕群体的客观健康,对较富裕群体医疗支出、健康水平没有太大影响,但对其收入有负面影响。

表 11:新农合对参合者影响的计量经济模型 IV 估计结果汇总表

IV	(1) 住院总支出	(2) 住院自付支出	(3) 自评健康	(4) 客观健康	(5) 个人收入
全样本	- 5 438 (- 0.76) [0.53]	- 2 465 (- 0.63) [0.66]	- 0.04 (- 0.08) [0.81]	- 2.35 (- 1.07) [0.13]	- 5 222 (- 1.14) [0.39]
按年龄分组					
年龄大	- 16 559 (- 1.41) [0.24]	- 7 422 (- 1.52) [0.22]	- 0.31 (- 0.41) [0.66]	- 3.40 (- 0.93) [0.22]	- 14 491 ** (- 2.57) [0.02]
年龄小	4 963 (0.55) [0.79]	489 (0.08) [0.98]	- 0.06 (- 0.10) [0.78]	- 1.27 (- 0.48) [0.43]	2 326 (0.33) [0.84]
按患病程度分组					
患病轻	- 5 300 (- 0.55) [0.26]	- 780 (- 0.25) [0.78]	- 0.23 (- 0.32) [0.67]	- 2.21 (- 0.87) [0.24]	- 4 090 (- 0.56) [0.66]
患病重	- 13 321 (- 1.22) [0.34]	- 6 259 (- 0.99) [0.41]	0.31 (0.51) [0.67]	- 1.94 (- 0.59) [0.33]	- 2 109 (- 0.37) [0.79]
按家庭财富分组					
不富裕	4 665 (0.20) [0.88]	10 987 (0.90) [0.36]	1.56 (1.11) [0.26]	- 1.75 (- 0.27) [0.67]	- 11 367 (- 1.29) [0.19]
较富裕	- 6 808 (- 0.96) [0.55]	- 3 044 (- 0.85) [0.60]	- 0.78 (- 1.58) [0.15]	- 3.10 (- 1.52) [0.05]	- 2 372 (- 0.42) [0.98]

注:1. 表内数据根据计量经济分析结果中“是否参加新农合”(0 = 否,1 = 是)变量参数估计结果整理汇总。

2. 圆括号中为模型 IV 参数估计的 T 统计量,方括号中为豪斯曼检验的 p 值,*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

总体来看,最小二乘估计结果与倾向得分匹配(PSM)估计结果大体一致,较好地验证了 PSM 结论的可靠性。

六、总结与讨论

本文利用 CHARLS 2011 年和 2013 年基线调查数据,采用倾向得分匹配方法(PSM)评估了新农合对农村居民医疗服务利用、健康增进和收入改善的影响。研究表明,新农合虽然覆盖率和保障水平都在不断提高,基本实现了农村居民“病有所医”,但实施还难言能全面增进农

村居民健康。不过,对于特定群体,新农合较好地实现了减轻农村居民医疗费用负担的政策目标,能够较为普遍地在不增加患者住院自付医疗支出的情况下增加对医疗服务的利用,有助于农村居民身体健康维护。不同群体从新农合中的受益程度也存在较大差异,患病重、年龄大、收入水平较低者受益较大。具体而言:(1)总体来看,截至2013年,新农合实施还难言能实质性提高农村居民健康。即便是对健康状况较差、医疗需求较大的住院患者,或医生建议住院但没有住院的人,新农合的影响也比较有限。(2)在上述住院患者群体中,相对而言,患病重、年龄大和较不富裕者从参加新农合中的受益稍大。新农合能在不增加患者住院自付支出的情况下显著增进健康。而且,参合时间越长,健康增进作用就越大。不过,由于这一群体年龄大,劳动能力较弱,新农合对其健康的增进作用主要表现为缓解病痛,对其就业和收入改善难以产生实质性影响。(3)在上述住院患者群体中,患病轻、年龄较小者从参加新农合中的受益较小。没有证据显示参加新农合对其健康增进和收入改善有显著影响。不过,新农合能在不增加患者住院自付支出的情况下增加其对医疗服务的利用,有助于身体健康的维护。本文基于2009年新医改后的数据,通过理论分析和多维度分组、解决内生性问题等实证分析,深入系统识别了新农合对农村居民健康增进的影响和其他间接影响,并在一些维度上揭示了对不同群体的异质性影响。研究不仅有助于诠释以往研究结论争议的原因,还丰富、充实了评估新农合影响的文献。

中国新农合政策实施的上述影响可能与新农合政策的以下几方面问题密切相关。首先,在样本的时间段内,新农合还未实现异地报销功能,且报销程序偏复杂,限制其效果发挥。现在农村主要劳动力往往从事非农就业,且很多异地就业,如果异地报销不方便且成本较高,势必会抑制农民工外出务工的积极性,不利于其人力资本的提升,从而导致新农合效果大打折扣(易福金、顾焯乾,2015)。其次,医药市场信息不对称特点导致随着报销比例的提高,医疗服务价格也随之上涨,农村居民的医疗保障政策利益被市场趋利行为冲抵(宁满秀、刘进,2014),并导致医疗资源分配偏离患病重和家庭贫困的群体。相反,身体状况较好、家庭经济条件较为宽裕的人群,由于参加新农合能相对增加其医疗预算,能促进其对医疗服务的利用。最后,新农合覆盖面的扩大和报销比例的提高释放了农村居民的就医需求,渴望高品质医疗服务的患者

往往越过低级别医疗机构直接涌向城镇等高级别医院(方敏、吴少龙, 2017; 杨坚等, 2017), 不仅使大医院更加拥挤看病难也无法解决, 而且还无助于减少就医费用, 毕竟医院级别越高, 就医费用也越高。

要进一步完善新农合政策, 促使其更好地发挥提高农村居民健康的积极作用, 就需要做到以下几点。第一, 新农合政策主要目标需要升级, 应从以往广覆盖、低水平地减轻农民医药费用负担, 转为切实提高农村居民身体健康水平。健康作为一种人力资本, 其形成需要较长时间、稳定的健康投入, 因此, 要实现新农合增进农村居民健康的目标, 不仅需要农民增加健康预防性和保障性投入, 更需要充分发挥新农合的制度保障功能, 提升保障水平, 增加农民对新农合的认可度, 稳定健康投入信心和参合行为。第二, 以提升农民福利为目标, 进一步完善新农合异地报销政策, 优化新农合报销程序, 继续提升医疗报销比例, 同时, 加大对医疗机构的监管力度, 控制医院趋利行为导致的不合理医疗费用增长。第三, 加大新农合对预防和保健性医疗服务的保障力度。从年龄较小和患病轻者的分组评估结果可以看到, 虽然没有证据显示新农合对其健康增进有显著的影响, 但新农合还是显著增加了其对医疗服务的利用, 对其健康维护应当有一定的积极作用。提高新农合对农村居民预防和保健性医疗支出的保障水平, 随着时间积累, 将有助于发挥新农合健康增进的作用。第四, 扩大保障范围并加大报销力度, 切实保证更多的群体享受到新农合政策的好处。按年龄和患慢性病严重程度分组的分析结果表明, 目前新农合给农户家庭提供的医疗资源有限, 在家庭成员之间分配不均。比如, 新生儿属于易患病者, 虽然只要父母当年已经参加新农合, 新生儿自出生之日起就可自动纳入新农合保障, 但因为目前的保障水平过低, 有必要考虑扩大报销范围和报销比例。第五, 进一步完善大病保险补偿政策, 避免农村居民发生家庭灾难性医疗支出。一方面, 提高大病报销比例以减轻农村居民个人医疗费用负担, 或降低贫困人口的大病保险起付线。另一方面, 完善医疗保障和救助制度, 通过建立大病信息通报制度, 及时掌握大病患者医保支付情况, 通过医疗保障和救助, 切实避免农村居民因病致贫和因病返贫问题。

参考文献 (References)

白晨、顾昕. 2018. 社会医疗保险与健康老龄化——新型农村合作医疗制度“营养绩效”

- 分析[J]. 社会保障评论(2):41-54.
- 白重恩、董丽霞、赵文哲. 2013.“新农合”的再分配效应:基于中国农村微观调查数据的分析[G]//21 世纪数量经济. 北京:社会科学文献出版社:371-387.
- 陈在余、江玉、李薇. 2016. 新农合对农村居民灾难性医疗支出的影响——基于全民覆盖背景分析[J]. 财经科学(12):110-120.
- 程令国、张晔. 2012.“新农合”:经济绩效还是健康绩效? [J]. 经济研究(1):120-133.
- 程颖. 2012. 新农合下农民医疗保险决策及对医疗支出的影响研究[D]. 浙江大学博士学位论文.
- 崔宇杰、姚瑶、刘国恩、杨茂睿. 2018. 体检改变了人们的就医行为吗? 基于新农合健康体检数据的分析[J]. 保险研究(2):53-64.
- 方敏、吴少龙. 2017.“新医改”让医疗费用下降了吗? 基于 CHARLS 对甘肃、浙江的追踪数据[J]. 北京行政学院学报(6):18-27.
- 黄晓宁、李勇. 2016. 新农合对农民医疗负担和健康水平影响的实证分析[J]. 农业技术经济(4):51-58.
- 李华、俞卫. 2013. 政府卫生支出对中国农村居民健康的影响[J]. 中国社会科学(10):41-60.
- 李顺祥、高良敏、赵金仙、张洪军、王长虹、陈良. 2012. 从新农合住院补偿的变化透视农民疾病直接经济负担[J]. 卫生软科学(10):842-843.
- 李昱. 2015. 农村老龄人口健康、医疗服务利用和费用及其与新农合关系研究[D]. 山东大学博士学位论文.
- 刘晓婷. 2014. 社会医疗保险对老年人健康水平的影响基于浙江省的实证研究[J]. 社会 34(2):193-214.
- 宁满秀、刘进. 2014. 新型农村合作医疗制度对农户医疗负担的影响——基于供给者诱导需求视角的实证分析[J]. 公共管理学报(3):59-69.
- 彭晓博、王天宇. 2017. 社会医疗保险缓解了未成年人健康不平等吗[J]. 中国工业经济(12):59-77.
- 齐良书. 2011. 新型农村合作医疗的减贫、增收和再分配效果研究[J]. 数量经济技术经济研究(8):35-52.
- 任蓓、金凤. 2007. 新型农村合作医疗实施后卫生服务可及性和医疗负担的公平性研究[J]. 中国卫生经济(1):27-31.
- 田庆丰、李小芳、李中琳. 2006. 新型农村合作医疗的受益公平性研究[J]. 医学与哲学(人文社会医学版)(8):8-9、16.
- 汪宏、Winnie Yip、张里程、王禄生、萧庆伦. 2005. 中国农村合作医疗的受益公平性[J]. 中国卫生经济(2):16-19.
- 王小万、刘丽杭. 2006. Becker 与 Grossman 健康需求模型的理论分析[J]. 中国卫生经济(5):28-35.
- 王翌秋、雷晓燕. 2011. 中国农村老年人的医疗消费与健康状况:新农合带来的变化[J]. 南京农业大学学报(社会科学版)(2):33-40.
- 王翌秋、刘蕾. 2016. 新型农村合作医疗保险、健康人力资本对农村居民劳动参与的影响[J]. 中国农村经济(11):68-81.
- 吴联灿、申曙光. 2010. 新型农村合作医疗制度对农民健康影响的实证研究[J]. 保险研究(6):60-68.
- 解垚. 2008. 新型农村合作医疗的福利效应分析:微观数据的证据[J]. 人口与发展(5):84-91.
- 谢卫卫、弓媛媛、马潇萌. 2017. 新型农村合作医疗大病保险的实施效果评估:基于 CFPS 的数据分析[J]. 中国卫生经济(3):46-48.
- 徐强、叶浣儿. 2016. 新型农村合作医疗的收入再分配效应研究——基于全国 6 省入户调查数据的实证分析[J]. 浙江社会科学(6):80-88.

- 许庆、刘进. 2015. “新农合”制度对农村妇女劳动供给的影响[J]. 中国人口科学(3): 99 - 107.
- 薛琴枝. 2009. 我国农村居民医疗消费的实证研究[D]. 南京农业大学.
- 颜媛媛、张林秀、罗斯高、王红. 2006. 新型农村合作医疗的实施效果分析——来自中国5省101个村的实证研究[J]. 中国农村经济(5): 64 - 71.
- 杨坚、何小群、张研、张亮. 2017. 基于整合视角的分级诊疗与“两保合一”政策分析[J]. 中国卫生经济(4): 29 - 31.
- 易福金、顾焯乾. 2015. 歧视性新农合报销比例对农村劳动力流动的影响[J]. 中国农村观察(3): 2 - 15 + 96.
- 张广科、黄倩倩. 2010. 新医改方案与新型农村合作医疗制度优化[J]. 科技创业月刊(7): 51 - 53.
- 张琳. 2013. 我国新型农村合作医疗实施效果的实证研究[D]. 山东大学博士论文.
- 郑适、周海文、周永刚、王志刚. 2017. “新农合”改善农村居民的身心健康了吗? ——来自苏鲁皖豫四省的经验证据[J]. 中国软科学(1): 139 - 149.
- 周晓艳、汪德华、李钧鹏. 2011. 新型农村合作医疗对中国农村居民储蓄行为影响的实证分析[J]. 经济科学(2): 63 - 76.
- Engen, Eric M. and Jonathan Gruber. 2001. “Unemployment Insurance and Precautionary Saving.” *Journal of Monetary Economics* 47(3): 545 - 579.
- Grossman, Michael. 1972. “On the Concept of Health Capital and the Demand for Health.” *Journal of Political Economy* 80(2): 223 - 255.
- Lei, Xiaoyan and Wanchuan Lin. 2010. “The New Cooperative Medical Scheme in Rural China: Does More Coverage Mean More Service and Better Health?” *Health Economics* 18 (2): S25 - 46.
- Li, Xin and Wei Zhang. 2013. “The Impacts of Health Insurance on Health Care Utilization among the Older People in China.” *Social Science & Medicine* 85(4): 59 - 65.
- Lindelow, Magnus and Adam Wagstaff. 2005. “Health Shocks in China: Are the Poor and Uninsured Less Protected?” World Bank Policy Research Working Paper, No 3740.
- Liu, Gordon G., William Dow H., Alex Z. Fu, John Akin, and Peter Lance. 2008. “Income Productivity in China: On the Role of Health.” *Journal of Health Economics* 27(1): 27 - 44.
- Rosenbaum, Paul R. and Donald B. Rubin. 1983. “The Central Role of Propensity Score in Observational Studies for Causal Effect.” *Biometrika* 70(1): 41 - 55.
- Starr-McCluer, Martha. 1996. “Health Insurance and Precautionary Savings.” *American Economic Review* 86(1): 285 - 295.
- Zhao, Weimin. 2018. “Does Health Insurance Promote People’s Consumption? New Evidence from China.” *China Economic Review*.
- Zhang, Anwen, Zlatko Nikoloski, and Elias Mossialos. 2017. “Does Health Insurance Reduce Out-of-Pocket Expenditure? Heterogeneity among China’s Middle-Aged and Elderly.” *Social Science & Medicine* (190): 11 - 19.

责任编辑: 张 军