

农村医疗保险制度对居民收入差距的影响

周强¹ 张全红² 蔡智全³

(1.中南财经政法大学经济学院,湖北武汉430073;2.湖北经济学院经济与贸易学院,湖北武汉430205;
3.中国地质大学(武汉)珠宝学院,湖北武汉430074)

摘要:本文基于中国健康与营养调查(CHNS)1991~2015年动态跟踪数据,采用多期双重差分方法评估农村医疗保险制度对居民收入差距的影响及其微观作用机理。研究发现,农村医疗保险制度的短期收入再分配效应较弱,但长期产生了扩大居民收入差距的负面影响,其主要原因在于农村医保的医疗报销或支出减免利益,更多流向了高收入患病居民,且农村医保有利于高收入居民的收入提升,而对第22分位数及以下低收入居民的收入影响不显著。此外,医疗保险制度改变了家庭的医疗需求选择,通过使高收入居民获益更多而低收入居民获益少的传导渠道产生了逆向调节作用,从而对低收入居民形成了一种长期的“隐形剥夺”。其结果是,医疗保险制度引致了农村低收入居民对高收入患病居民进行“补贴”的“倒挂”效应,并且这种逆向调节机制在长期中更明显。本研究结论为完善农村基本医疗服务均等化制度提供了重要的经验证据。

关键词:农村医疗保险;收入差距;基尼系数;多期双重差分模型

中图分类号:F323.8 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2021)04-0105-14

一、引言

习近平总书记多次强调了“着力解决人民群众看病难、看病贵,基本医疗卫生资源均衡配置等问题”。同时,党的十九大报告指出,人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾已成为当前我国社会的主要矛盾,这传递出了时代发展节奏与脉搏的变化——更加注重公平与平等的发展。农村地区发展不平衡不充分问题最突出^[1],而收入差距不断扩大是农村发展不平衡不充分的集中体现。目前,农村基本建立起了“人人医保”的全覆盖医疗保险制度和保障体系,这不仅为农村提供了较高的医疗服务供给,而且构成了我国农村再分配机制的重要组成部分^[2]。农村医疗保险制度(农村医保)的收入再分配功能主要从宏观和微观两个层面发挥作用。在宏观层面,从中央到乡镇各级政府不断加大对农村医疗保障的财政投入、拨款,其预算资金主要从一般税收中列支,通过财政转移支付实现了收入再分配。从微观层面来看,农村医保主要在融资和给付过程中

收稿日期:2021-02-27

基金项目:国家社会科学基金一般项目“可行能力视角下深度贫困人口发展及精准扶贫研究”(18BJL125);中南财经政法大学“收入分配与现代财政学科创新引智基地”(B20084)

作者简介:周强(1989—),男,四川自贡人,中南财经政法大学经济学院讲师;
张全红(1970—),男,湖北北京山人,湖北经济学院经济与贸易学院教授;
蔡智全(1988—),男,湖北武汉人,中国地质大学(武汉)珠宝学院助教。

发挥调节国民收入再分配的功能^[3]。相关研究认为,农村医疗保险对患病个体的医疗费用进行报销补偿,而不同个体对医疗服务的需求和支付能力存在差异,差异化的医疗服务利用可以产生收入再分配作用^[4]。可见,医疗保险制度不仅通过分散疾病收入损失,在患病的参保家庭和不患病的参保家庭之间进行财富再分配,降低居民的经济负担,而且在对不同收入水平家庭筹资和报销给付过程中实现收入再分配。为此,如何量化评估农村医疗保险制度对居民收入差距的影响显得十分重要。

在2003年以前,中国农村基本医疗保障范围和覆盖面较窄,医疗保障制度改革重点以城市居民的劳保医疗、公费医疗保险改革为主,农村地区的医疗保障水平基本处于“真空”状态^[5]。截至2002年底,农村地区合作医疗保险的覆盖率仅为9.5%,有近80%的农村居民没有获得任何的医疗保障^①。为了解决农村居民医疗无保障问题,中共中央、国务院于2003年1月正式发布了《关于建设新型农村合作医疗制度意见的通知》,大力号召在农村地区推行医疗保险制度改革。2003年开始的新型农村合作医疗改革(新农合),采取在各省(市、区)选择2~3个县作为先行试点后再逐步推广,并最终实现全覆盖的改革模式。在这一过程中,中央要求各级政府加大对改革地区农村医疗保险费用的财政投入力度,不断提高医疗保障范围和比例。截至2008年底,受到农村医疗改革影响的人口达到8.15亿人,医疗保险参合率超过91%^②,农村人口医疗保障基本实现全覆盖,筹资基金金额大幅增加,到2010年基本达到了农村居民人人享有初级卫生保健的目标。但与此同时,农村医疗保障的筹资和补偿水平还比较低,农村医疗卫生资源相对缺乏,各地区财政医疗卫生支出能力相差较大,导致农村地区出现了“看病难、就医贵”的医疗服务可及性受限的问题^[6]。为了提高农村低收入家庭看病就医保障水平,同时解决农民工外出务工和农村人口市民化过程中面临的重复参保、异地报销困难等现实问题,促进居民基本医疗服务均等化,从2016年开始,政府取消了原先农村与城市分割化的医疗管理制度,将农村新农合与城镇居民基本医疗保险(城居保)整合为统一的城乡居民医疗保险。整合后的城乡居民医疗保险对农村新农合和城市医保在管理上进行了统筹与整合,提高了统筹层次,但整合后的农村医保在保障机制、筹资机制和报销原则等制度条件方面并未发生根本性的改变,所以本研究将2003年以后的农村医保统一界定为新型合作医疗阶段,作为本文医疗保险制度的评估对象,而将2003年以前的时期称为传统合作医疗阶段。

梳理文献发现,已有大量有关农村医保对个体健康、医疗支出等方面影响的研究成果。相关研究认为,农村医保提高了居民非医药类的消费支出^[7],并且医疗保险制度在改善居民健康状态的同时,增加了居民长期的医疗支出负担^{[8][9]}。也有研究发现,社会医疗保险对代际医疗支出具有显著的挤出效应^[10]。此外,部分研究围绕医疗保险对不同收入群体的受益公平性问题展开分析,但研究结论存在一些争议。一方面,解堃研究发现,农村的医疗保险制度在“低保费、高共付率”模式下,合作医疗受益分布存在不公平现象^[11]。另一方面,谭晓婷和钟甫宁、李永友等研究发现,新型农村合作医疗保险对发生医疗支出群体的受益公平性有正向的影响^{[12][13]}。姚奕等使用CFPS2010年数据研究发现,我国基本医疗保险住院服务和医保报销水平存在与收入相关的不公平特征,城镇职工医保的公平程度较高,而农村居民医保受益公平性较差^[14]。除此之外,另一类研究成果侧重考察城镇地区城居保的受益公平性与再分配作用。潘杰等、周钦等采用国务院城镇居民基本医疗保险试点评估调查2007~2011年的混合截面数据,实证分析了城镇居民参保个人的受益公平性和健康不平等^{[15][4]}。黄薇基于URBMI试点数据,分析了大病冲击下城居保对不同阶层收入的影响^[16]。金双华等使用2013年中国家庭金融调查数据,研究了不同医保类型和不同收入群体医保的受益情况,发现中国基本医保制度的收入再分配效应为负^[17]。

不难发现,现有研究主要侧重于分析农村医保的健康绩效或医疗支出减缓的经济效应,或考察城镇医疗保险报销对不同收入居民的受益公平性,但现有研究采用的数据多为单个年份或短期的非跟踪调查数据,在此基础上得到的相关研究结果具有短期效应特征。比较而言,定量评估农村医保的收

入再分配效应的研究甚少,评估其长期政策效应的研究成果更是罕见。为此,本文在现有研究基础上做了如下贡献:第一,本文采用长期跟踪调查数据,重点探讨了农村医保从试点到全覆盖过程中的动态收入再分配效应,一定程度上弥补了现有研究采用单个年份或短期非跟踪调查数据分析政策效应的不足;第二,比较分析了农村患病居民的门诊与住院消费需求的变化差异,揭示了个体医疗消费行为的变动信息,从而发掘农村医保对低收入居民形成的“隐形剥夺”渠道与作用方向;第三,研究方法上,针对农村医保从试点到推广的渐进时序性特点,采用符合评估渐进性政策冲击的多期双重差分(Multi-period difference-in-difference, M-DID)方法,有效克服了传统双重差分(DID)方法评估此类问题时导致的潜在异质性和有偏的政策效应问题,为量化评估农村医保的政策效应提供了经验证据。

二、实证模型、数据来源与变量说明

(一)M-DID 模型与分析思路

从 2003 年开始的农村医疗保险制度改革可视为一项政策“准试验”,这项改革具有两种效应:一是由医疗保险制度改革试点前后变化而形成的“时间效应”,二是各地区医疗保险制度改革试点推广引起的“处理效应”,从而满足了传统 DID 方法评估政策效应的“准试验”特征。然而,2003 年农村医疗保险制度改革在推行过程中采取的是“先行试点、逐步推广”的渐进模式,存在一个渐进的时序过程,被“处理”的时间节点存在先后差异,违背了传统 DID 方法对政策时间要求为“同时性”的假设。鉴于此,本文借鉴 Wang、郭峰和熊瑞祥等在研究中国经济特区分批次设立和城商行成立时采用的渐进性差分方法与思路,选取了能有效克服政策实施非同时性问题的 M-DID 方法^{[18][19]}。与特定时间上的 DID 分析方法不同的是,M-DID 模型中不再有统一的政策实施年份,而是允许每个地区都有单独的实施工年份,这更加符合政策逐步推广的现实。具体的模型设定如下:

$$Y_{st} = \alpha + \gamma_1 \text{reform}_{st} + \beta_k X_{st} + \beta_t \text{cyear}_{st} + \delta_t \text{inc2003} * \text{year} + \varphi_s + c_t + \epsilon_{st} \quad (1)$$

$$Y_{ist} = \alpha + \gamma_2 \text{reform}_{st} + \beta_k X_{ist} + \varphi_i + c_t + \epsilon_{ist} \quad (2)$$

式(1)和式(2)中,下标 i 表示家庭, s 表示县, t 表示年份, k 表示变量个数。变量 reform_{st} 表示 t 时期 s 县是否展开试点了医疗保险制度,已试点医疗保险制度则 $\text{reform}_{st} = 1$, 否则 $\text{reform}_{st} = 0$ 。农村医保主要以县为单位,县级地方政府进行资金统筹,所以在分析医疗保险制度对居民收入差距的影响时,采用了以县级为单位的数据样本。式(1)中被解释变量 Y_{st} 表示 t 时期 s 县的居民收入差距指标,本文采用既有研究中常用的基尼系数、泰尔指数、收入分位数中第 95 分位数与第 5 分位数的比率和第 75 分位数与第 25 分位数的比率等作为收入差距的衡量指标。此外,本文允许各县拥有不同的初始禀赋和不同的线性增长趋势,从而在模型中增加了 2003 年县级农村人均纯收入与每个县的时间趋势变量的交互项 ($\text{inc2003} * \text{year}$) 作为控制变量。为了能有效克服政策实施非同时性导致的政策持续时间异质性,本文定义变量 cyear_{st} 为 s 县已推行医疗保险制度的时长,控制了各县的初始禀赋和随时间变化的不可观测趋势。如果样本观察时期 t 大于该县推行的具体年份(用 c_s 表示),即 $t > c_s$, 则 $\text{cyear}_{st} = t - c_s$, 否则 $\text{cyear}_{st} = 0$ 。

在分析医疗保险制度的微观作用机理部分,结合医疗保险制度受益对象精细化到户的特征,本文则从微观居民视角展开讨论。式(2)中 Y_{ist} 表示 t 时期 s 县 i 家庭的被解释变量,包括家庭收入、额外医疗支出费用、住院费用、门诊费用、住院服务需求和住院报销比例等变量。系数 γ 是我们关注的政策效应,反映了医疗保险制度改革对被解释变量的平均影响。式(1)和式(2)中的 X_{st} 和 X_{ist} 分别为县级层面和家庭层面的控制变量, φ_s 和 φ_i 分别表示县级层面和家庭层面的固定效应, c_t 表示时间固定效应, ϵ_{st} 和 ϵ_{ist} 分别包含了县级层面和家庭层面不可观测的其他因素。

此外,为了分析农村医保对居民收入差距的动态影响,本文在标准回归模型中嵌入系列持续时间虚拟变量,即:

$$Y_{st} = \alpha + \beta_m D_{st}^{-j} + \beta_n D_{st}^{+j} + \beta_k X_{st} + A_s + B_t + \epsilon_{st} \quad (3)$$

式(3)中, D_{st} 为时间虚拟变量, $D^{-j}=1$ 表示医疗保险制度试点前的第 j 年, $D^{+j}=1$ 表示医疗保险制度试点后的第 j 年, 否则取值为 0。需要说明的是, 本文排除了医疗保险制度确立的当年效应, X_{st} 为县级层面的控制变量, A_s 和 B_t 分别为县级和年份固定效应。

(二)数据来源及处理

本文使用中国健康与营养调查(CHNS)1991~2015年的数据, 该调查从社区、家庭和个体等多个层面进行了多阶段随机抽样, 并对上个调查年度的家庭进行长期跟踪。本研究一是对数据结构和稳定性要求较高, 需要对同一家庭进行连续跟踪分析, 研究信息需要涵盖家庭的医疗保险、收入、教育、工作、家庭规模等多个维度, 以及有关居民所在地区方面的社会服务、城镇化等信息; 二是对样本调查周期有较高要求, 需要涵盖农村医保从试点到推广的全部时期。鉴于此, 本文选取了CHNS1991~2015年间的9个年度调查数据。数据处理方面, 本文的分析对象为农村, 所以直接删除了城市样本, 且删除了2011年才新增的北京、上海和重庆样本^③。并且, 对所有的货币指标数据, 均剔除了价格因素的影响, 并直接删除了居民收入数据为负的样本。按照以上数据清洗与处理方式, 最终获得1991~2015年间的县级样本312个, 家庭样本20412户。

(三)变量说明与描述性统计分析

为了全面衡量县域居民的收入差距, 本文选取了基尼系数、泰尔指数、收入分位数中第95分位数与第5分位数的比率以及第75分位数与第25分位数的比率(详见表1)共5项指标作为收入差距的替代变量。在分析农村医保对居民收入差距的影响时, 控制变量选取了来自县级层面的城镇化率、整体住房条件、交通便捷性、环境卫生和社会服务化水平等因素。在分析微观作用机理时, 为了控制个体异质性对回归结果的影响, 本文分别对个体成员特征(以家庭户主为代表)、家庭特征、家庭所在社区(村)状况等多个维度的信息进行控制。个体层面特征涉及家庭户主的受教育程度、户主性别、户主年龄、户主是否外出务工等人口学信息, 家庭层面特征包括表征家庭成员结构的赡养负担系数和女性成员的比重等(详见表2)。

表1 收入差距指标的描述性统计

变量	均值	最小值	最大值	标准差		
				组间	组内	样本县内-时间交叉
Log(Gini/(1-Gini))	-0.411	-1.167	0.693	0.282	0.275	0.236
LogGini	-0.931	-1.438	-0.406	0.163	0.158	0.136
LogTheil	-1.287	-2.354	0.221	0.392	0.371	0.325
Log95/5	2.603	1.257	4.710	0.536	0.559	0.481
Log75/25	1.002	0.508	2.789	0.238	0.257	0.220

注: 以各县家庭人均收入测算。测量收入差距的变量有: (1) 基尼系数的Logistics转换, 即按照(Gini/(1-Gini))的对数获得; (2) 基尼系数的对数; (3) Theil指数的对数; (4) 收入的第95分位数与第5分位数比率的对数; (5) 收入的第75分位数与第25分位数比率的对数。

三、实证结果

(一)农村医保对收入差距的影响

根据模型(1), 我们分析了农村医保对收入差距的影响。表3的回归结果显示, 农村医保明显扩大了地区内居民的收入差距。从衡量收入差距的5项主要指标来看, 医疗保险制度造成居民收入差距扩大了近2.7~8个百分点, 且结果比较稳健。农村医保作为基本公共服务体系的重要组成部分, 在改善农村地区基本医疗服务可及性的同时, 并没有起到缩小居民收入差距的作用。另外, 除本文关注的医疗保险制度外, 城市化水平等因素也促使居民收入差距扩大。相比而言, 社会服务、交通便捷性等基本公共服务完善能显著降低居民收入差距。

表 2

控制变量说明及描述性统计(全样本)

	变量	变量说明	均值	标准差	最小值	最大值
	c_index	所在县的城镇化率	51.493	18.328	16.75	100
	c_house	所在县的整体住房评价(均值)	7.270	2.324	1.429	10
县级层面	c_soc	所在县的社会服务水平(均值)	2.781	3.180	0	10
变量	c_trans	所在县的交通便捷度评分(均值)	6.174	2.254	0	10
	c_sani	所在县的环境卫生评分(均值)	8.005	2.158	0	10
	c_region	所在县的地域分布	2.423	1.082	1	4
	hhreg_med	患病后是否选择正规就医,是=1,否=0	0.824	0.381	0	1
	hhneeds	住院需求,就医时选择住院或门诊,门诊=0,住院=1	0.098	0.298	0	1
	hhout_cost	门诊治疗费用(元)	328.50	2695.88	0	50000
	hhin_cost	住院治疗费用(元)	1743.64	10650.45	0	150000
	hhadd_cost	除住院与门诊外的额外治疗费用(元)	60.31	297.51	0	7000
	hhtotal_cost	总医疗费用(元)	1411.63	9302.44	0	155000
	p_costcover	医疗费用报销比例(%)	17.86	31.86	0	100
家庭层面	hhedu	家庭户主的受教育年限(年)	7.149	3.770	0	18
变量	hhfemale	户主为女性,女性=1,否=0	0.063	0.244	0	1
	hhmarital	户主婚姻状况,已婚=1,否=0	0.909	0.287	0	1
	hhhealth	户主的健康状况,健康=1,否=0	0.910	0.286	0	1
	hhworkout	最近一年户主是否外出务工,是=1,否=0	0.859	0.348	0	1
	ratiofemale	家庭女性成员占总人数的比重	0.301	0.168	0	1
	p_burden	家庭赡养负担系数	0.092	0.213	0	1
	hhszise	家庭人口数量(人)	3.898	1.483	1	13
	r_rations	所在村(社区)家庭参加合作医疗保险的比重	0.570	0.056	0	1

注:(1)所在地区(县)的“住房条件、社会服务、交通便捷程度、环境卫生”等变量按照 1~10 的分值衡量,分值越大表明该指标水平越高;(2)“所在县的地域分布”为分类变量,地区分为西部(对照组)=1、中部=2、东北部=3 和东部=4,东部包括山东和江苏,西部包括广西和贵州,中部包括河南、湖北和湖南,东北部包括黑龙江和辽宁;(3)患病后选择在村诊所/社区卫生服务站、单位诊所、乡计生服务机构、乡医院/社区卫生服务中心、县妇幼保健医院、县医院、市妇幼保健医院/直辖市区级妇幼保健医院、市医院/直辖市区级医院、职工医院等正规医院单位看病就医的视为“正规就医”,在私人诊所或在家自行治疗等行为视为“非正规就医”;(4)“受教育年限”按照小学 6 年、初中 3 年、高中 3 年、大学 4 年依次推算,且不含幼儿教育阶段年限;(5)婚姻状况中取“0”包括未婚、离异、分居、丧偶等情况;(6)关于“健康状况”变量,将过去四周中生过病或患有慢性疾病的判定为不健康;(7)家庭赡养负担系数的计算公式为:赡养负担=(60 岁以上老人数+0~16 岁子女数)/16~60 岁劳动人口数。其中,16~60 岁的劳动人口数中剔除了残疾人数量。

(二)农村医保的长期动态效应

为了探寻农村医保对收入差距的影响是否存在长期效应,本文通过模型(3)研究农村医保的“年龄”对居民收入差距的影响。图 1 显示,农村医疗保险制度实施前并不存在显著的扩大或缩小居民收入差距的效应,医疗保险制度实施前居民收入差距围绕均值 0 呈规律性上下波动,表现出比较平稳的发展趋势,说明本文的处理组与控制组之间不存在明显的系统性差异。

相比医疗保险制度改革前,改革后的农村医保对居民收入差距产生了显著的正向效应,且这种影响水平随着农村医保推行时间的增加而提高。具体而言,农村医保建立后的前 5 年间,其对收入差距的影响显著为正,但系数的置信区间围绕 0 波动,说明农村医保对居民收入差距的影响较小。随着推行时间的继续增加,农村医保对收入差距的正向效应也增加了,且在第 7 年达到最大,此后长期保持较大的收入差距扩大效应。综合而言,农村医保的短期效应不明显,而长期中显著扩大了居民的收入差距,且在实施 7 年后政策效应更明显,其原因可能为:农村医保从 2003 年开始试点并逐步全面推广,到 2009 年才实现农村地区全覆盖。从 2003 年到 2009 年,正好经历了 6 年左右,2010 年为农村

表 3

医疗保险制度对收入差距的影响

变量	LogisticGini (1)	LogGini (2)	LogTheil (3)	Log95/5 (4)	Log75/25 (5)
reform	0.051 *** (0.005)	0.027 *** (0.002)	0.079 *** (0.006)	0.080 *** (0.011)	0.030 *** (0.006)
c_index	0.003 *** (0.000)	0.002 *** (0.000)	0.004 *** (0.000)	0.004 *** (0.001)	0.000 (0.000)
c_house	-0.035 *** (0.002)	-0.019 *** (0.001)	-0.042 *** (0.003)	-0.101 *** (0.004)	-0.037 *** (0.002)
c_soc	-0.009 *** (0.001)	-0.005 *** (0.001)	-0.012 *** (0.001)	-0.016 *** (0.002)	-0.006 *** (0.001)
c_trans	-0.015 *** (0.001)	-0.008 *** (0.000)	-0.019 *** (0.001)	-0.019 *** (0.002)	-0.013 *** (0.001)
c_sani	0.006 *** (0.001)	0.003 *** (0.001)	0.011 *** (0.002)	0.020 *** (0.003)	0.006 *** (0.001)
inc2003 * year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
cyear	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
φ_s	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
c_t	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.226	0.218	0.232	0.200	0.213
observations	312	312	312	312	312

注:括号内为县级层面的稳健标准误,*、**和***分别表示10%、5%和1%的统计显著性水平。样本时间范围为1991~2015年(n=312),1997年前每年样本总计为8省(区)32县,1997年后增加到9省(区)36县。

医改的第7年。现实中,农村医保全覆盖后,为了提高农村居民就医保障水平,医疗保险制度明确提出了以“广覆盖、保基本、可持续”的实施原则,从重点保障大病到逐步向门诊小病延伸,且增加了政府的卫生投入和公共财政补偿力度,即形成了“补需方”的投入机制导向,改变了长期以来政府为医疗服务供给方提供经济补偿的“补供方”模式^{[12][20]}。为此,本文认为,农村医保全覆盖后,“补需方”的保障机制彻底释放了农村居民的医疗需求,使医疗保险的报销补偿利益直接影响患病居民,从而产生了显著的收入差距扩大效应。

具体而言,农村医保中的筹资与报销补偿两个环节直接影响居民医疗消费支出与报销补偿收入,相关制度要求居民参与“医疗保险”的人均筹资标准不断提高,各级政府对参保个人的补贴标准从最初的人均不到10元,增加到了2015年的380元/人和2016年的420元/人,个人缴费部分也增加到了人均180元左右(全国平均水平)。一方面是按照人头定额筹资的保障机制,另一方面高收入群体与低收入群体保费的边际支付能力存在差异,由此无差别化的定额缴费设计使低收入群体承担了与其缴费能力相比更高的缴费义务,即低收入群体的边际缴费倾向更高,呈现出缴费机制的累退性。对于低收入居民来说,不断增加的缴费额要挤出一定程度的基本生活费用;对于高收入居民来说,缴费对基本生活没有任何影响。与此同时,虽然政府对个人补贴部分的转移支付不断增加,但2009~2014年间,农村人均卫生费用支出(自付部分)年均增长20.9%^④,低收入居民的医疗支出增长速度超过了同期农村人均可支配收入的增长速度。可见,快速上涨的医疗费用和累退性的缴费机制等多重因素,长期而言对农村低收入群体依然是一个沉重的经济负担,增加了低收入群体医疗支出的边际成本,进而形成了“隐形”的低收入群体“补贴”高收入群体的逆向再分配“倒挂”现象,从而扩大了居民收入差距。

四、微观作用机制分析

(一)农村医保的收入分位数效应

为了探析农村医疗保险制度对不同收入群体的再分配效应及作用方向,我们估计了不同收入分

位数下农村医保对居民收入的影响,其中,被解释变量为相应分位数组居民收入的对数。图 2 给出了每间隔 5 个收入分位数组的 19 个回归估计结果^⑤。结果显示,农村医保对不同收入组居民的收入产生了差异化影响,对第 1 分位数到第 22 分位数收入组居民的收入影响不显著。此外,除了第 53 分位数和第 98 分位数收入组居民的回归估计结果不显著外,农村医保对高收入组和第 23 分位数以上中等收入组居民均产生了正向促进作用,并且对高收入组居民的影响更大,即医疗保险制度主要有利于地区内高收入居民的收入提升,而对低收入居民的增收效应不明显,由此居民收入差距扩大了。这一研究结论,进一步论证了上文分析发现的“可能存在低收入群体补贴高收入群体的逆向再分配”问题。

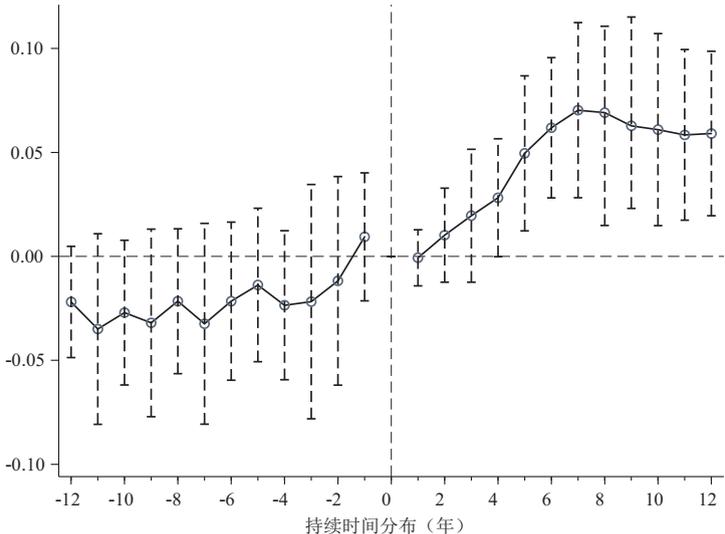


图 1 农村医保对居民收入差距(基尼系数)的动态影响效应

注:回归估计结果设置在 95%置信区间,且控制了县级层面的聚类稳健标准误。时间轴为“0”表示医疗保险制度的时间节点,负值表示医疗保险制度试点前的时期;正值表示医疗保险制度试点后的持续时间,即医疗保险制度的“年龄”。本文将时间窗口期设定为医疗保险制度试点前后各 12 年,具体采用了式(3)的回归分析模型。与此同时,我们进一步分析了不含控制变量的基准回归结果,或将基尼系数替换为其他衡量收入差距的指标,估计结果除数值上存有差异外,总体动态变动趋势并无明显差别。

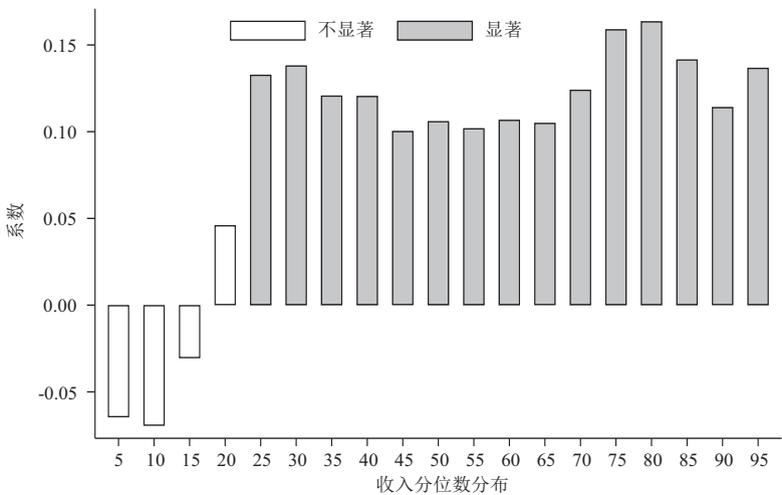


图 2 农村医保对不同分位数组居民收入的影响

注:每个条形图表示医疗保险制度对相应分位数收入组的估计结果,所有模型均控制了个体固定效应和时间固定效应。其中,浅色条形图表示估计结果不显著,深色条形图表示估计结果在统计上显著。

(二) 异质性医疗消费选择效应

事实上,既有研究基本忽视了农村医保对异质性居民医疗消费选择变化影响的差异,而将农村医保对居民的收入或医疗补偿的影响视为同质的,从而引起了相关研究结论的争议。鉴于此,本文进一步探析因收入水平差异引致的居民医疗服务需求异质性问题。表 4 为农村医疗保险制度试点前后不同收入组患病居民选择门诊与住院服务的分布。结果显示,相应收入组患病居民选择门诊服务的比重均高于住院服务,这符合当前医疗消费的现实。然而,从门诊需求来看,中下 25% 和最低 25% 收入组居民在医疗保险制度试点后的消费需求分别下降了 0.118 和 0.255,而中上 25% 和最高 25% 收入组居民在医疗保险制度试点后的消费需求呈明显上升趋势,尤其是最高 25% 收入组居民的门诊需求增加了 0.301。从住院需求变动可知,最低 25% 收入组居民的住院需求呈下降趋势,而其余收入组居民的住院需求呈增长趋势,最高 25% 收入组居民的住院需求增加了近 0.041。可见,农村医保试点后,最低 25% 收入组居民的门诊与住院需求占比呈明显的下降趋势,而中高收入组居民的门诊与住院需求占比均上升了,尤其是高收入组居民的增长幅度较大。这可能是对低收入居民而言,看病就医的经济门槛相对较高,低收入居民患病后选择住院治疗的比例相对较小,且在医疗保险制度改革后并未得到大幅改善。对于中高收入组居民而言,随着其收入水平的提高,加之医疗保险制度带来的医疗服务可及性增加,其对医疗消费的潜在需求被激发,这种潜在的医疗需求是中高收入组居民追求额外的医疗保健服务或高质量医疗服务的释放。并且,医疗支出补偿机制对中高收入组患病居民的住院边际支出补偿呈递增效应,引致中高收入居民尤其是高收入居民产生了“过度医疗”现象,从而形成了这部分居民对医疗需求的递增趋势。

表 4 不同收入组居民的医疗需求变动

	门诊				住院			
	最低 25%	中下 25%	中上 25%	最高 25%	最低 25%	中下 25%	中上 25%	最高 25%
试点前	0.360	0.270	0.201	0.089	0.029	0.029	0.015	0.007
试点后	0.106	0.152	0.239	0.390	0.013	0.033	0.020	0.048
变动量	-0.255	-0.118	0.038	0.301	-0.016	0.004	0.005	0.041

注:测算了同一地区不同收入组居民的医疗需求分布情况,变动量的负值表示医疗需求下降了。

为了探析医疗保险制度释放的医疗需求,揭示医疗保险制度的收益从长期来看是否惠及低收入居民,本文进一步从居民患病后额外医疗支出费用、住院和门诊需求及其治疗费用等多个方面展开分析。需要说明的是,由于 CHNS 中有关居民看病就医支出费用、住院或门诊情况的变量,主要是对过去四周(一个月)的反映,且患病居民占总样本的比例较低,所以调查样本数据中有关这方面的指标产生了较多缺失值或无效回答。本文按照数据清洗原则,将缺失值直接删除,使得清洗后的数据样本大幅减少,但由于被调查对象是否患病和就医行为都具有随机性,所以清洗后的样本数据不会对总体研究结论产生实质性的影响。

表 5 结果显示,农村医保显著提高了居民住院和门诊等方面的医疗费用,同时还提高了居民额外的医疗支出费用,增加了医疗卫生保障方面的支出费用。一方面由于农村地区医疗卫生体系的不断完善,患病居民寻求正规医院就医的占比随之上升,增加了对健康需求的额外治疗费用;另一方面农村医保使农村居民释放出除基本门诊外的潜在医疗需求,从而增加了居民医疗消费的总支出水平。这意味着,医疗消费需求的增加对边际支付能力相对较弱的低收入群体而言,医疗健康方面的支出费用占总收入的比重增加了,从而加重了低收入群体的医疗支出负担。

从农村医保对不同收入组居民的影响来看(表 6),农村医保显著增加了最高 25% 收入组居民的额外治疗费用和住院需求,且显著提高了中上 25% 和最高 25% 收入组居民的住院报销比例。可见,高收入组居民是医疗保险制度改革的获益者,他们不仅获取了更多的医疗服务,而且医疗费用的相对支付比例降低了。相比之下,农村医保对中低收入组居民和最低 25% 收入组居民的住院需求及其报销比例的影响均不显著,这部分居民在医疗保险制度改革中的获益不明显。

表 5

医疗保险制度对居民医疗支出的影响

变量	额外医疗支出费用的对数	住院费用的对数	门诊费用的对数
reform	0.849 *** (0.212)	0.604 *** (0.211)	0.826 *** (0.317)
常数项	0.653 ** (0.265)	3.596 *** (0.394)	2.323 *** (0.466)
controls	Yes	Yes	Yes
φ_i	Yes	Yes	Yes
c_t	Yes	Yes	Yes
R ²	0.028	0.091	0.041
observations	2275	2714	1236

注:括号内为个体层面的稳健标准误,*、**和***分别表示10%、5%和1%的统计显著性水平。控制变量(controls)包括个体层面、家庭层面和地区层面的变量,其中,个体层面变量有家庭户主的受教育程度、户主性别、户主年龄、户主是否外出务工等变量,家庭层面包括赡养负担系数和女性成员的比重等变量,地区层面变量为所在县的地域分布(西部、中部、东北部和东部)。下表同。

表 6 医疗保险制度对不同收入组居民医疗支出和报销比例的影响

变量	最低 25%	中下 25%	中上 25%	最高 25%	
reform	0.450 (0.455)	1.232 *** (0.420)	1.075 *** (0.390)	1.105 ** (0.558)	
被解释变量: 额外医疗支出 费用的对数	常数项	1.593 *** (0.529)	-0.633 (0.483)	0.445 (0.420)	0.330 (0.532)
R ²	0.033	0.065	0.047	0.047	
observations	476	524	547	728	
reform	-0.082 (0.078)	-0.087 (0.061)	-0.028 (0.054)	0.134 *** (0.051)	
被解释变量: 住院需求	常数项	0.888 *** (0.113)	0.050 (0.083)	0.085 (0.108)	-0.059 (0.063)
R ²	0.062	0.044	0.047	0.043	
observations	641	685	714	893	
reform	0.845 (0.882)	0.217 (0.641)	1.191 ** (0.523)	1.794 ** (0.704)	
被解释变量: 住院报销比例	常数项	0.059 (1.259)	2.838 *** (0.815)	3.572 *** (0.734)	2.939 *** (0.722)
R ²	0.105	0.046	0.053	0.048	
observations	267	247	326	396	

注:括号内为个体层面的稳健标准误,*、**和***分别表示10%、5%和1%的统计显著性水平。控制变量同表5,并控制了个体固定效应(φ_i)和时间固定效应(c_t)。

可见,农村医保的收入再分配调节机制主要通过通过对不同收入组居民的支付能力和报销补偿产生影响。相同条件下,高收入患病居民能通过住院报销补偿机制减轻医疗负担,增加健康绩效,而低收入居民存在“大病小治”的倾向,患病后选择门诊或非住院治疗的可能性更大,失去了医疗保险对住院报销补偿调节机制中的再分配利益,更多的医疗补偿资金被高收入患病居民所享受。高收入患病居民因获得报销补偿收益,其实际医疗价格增幅相对较低,而低收入患病居民因无法获得医疗补偿收益,其面对的实际医疗价格相对增幅较大。由此,农村医保“反向”筛选了高收入患病居民获得更多医疗补偿利益,而“漏损”了低收入患病居民享受医疗报销补偿的机会,导致低收入居民在医疗服务需求

上遭受更深的剥夺,形成了医疗改革后低收入者“补贴”高收入者的“倒挂”现象,农村医保并未起到正向的收入再分配作用。

五、稳健性检验

M-DID 估计是否能够得到无偏估计和一致估计,取决于模型识别假定是否成立或有效,所以我们采用安慰剂检验(placebo test)与工具变量法(IV)分别对模型假设前提、回归结果稳健性进行检验。此外,在异质性家庭医疗需求选择差异分析中,由于清洗之后的样本可能产生选择性偏误,会存在一定程度的高估或低估回归结果的情况,为此,本文选取 Heckman 两步法进行稳健性检验。

(一) 试点前的共同趋势检验

采用 M-DID 估计前,理论上需满足先进行医疗保险制度改革试点地区与后进行(或没进行)医疗保险制度改革试点地区在试点前的发展趋势理论上不存在系统性差异,或者即便存在差异,处理组与控制组地区的发展趋势是一致的。只有满足两者发展趋势的一致性,我们才可以将后进行(或没进行)医疗保险制度改革试点地区视为先进行医疗保险制度改革试点地区合适的控制组。图 3 描述了处理组与控制组试点前不同调查年度收入差距的变动趋势。不难发现,处理组与控制组的收入差距在政策试点前的变动趋势基本一致,两者之间不存在明显的系统性差异,采用 M-DID 估计的结果是有效的。

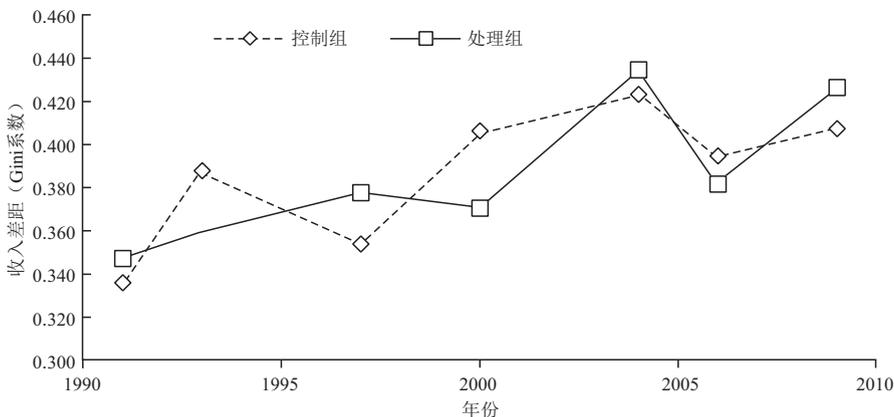


图 3 处理组与控制组在试点前的共同趋势检验

注:由于 2010 年后医疗保险制度已实现样本的全覆盖,所以医疗保险制度试点前的样本时间范围为 1991~2010 年,7 个调查年度的县级层面样本有 240 个;采用其他衡量收入差距的指标,如泰尔指数、收入分位数中第 95 分位数与第 5 分位数的比率以及第 75 分位数与第 25 分位数的比率等,得到的检验结果基本一致。

(二) M-DID 有效性及安慰剂检验

如果有未观测到的与本文被解释变量相关的因素影响到了样本县是否推行医疗保险制度改革,那么没有推行医疗保险制度改革或推行医疗保险制度改革较晚的地区就不能作为 M-DID 的控制组。对此,本文采用“反事实”分析法来检验上述假设。本文借鉴刘瑞明和赵仁杰构建的“假想的反事实”方法进行稳健性检验,即通过构造假想的处理组与控制组重新估计回归方程来判定本文分析结果的稳健性^[21]。如果在“假想的反事实”下处理效应是不显著的,那就表明在没有推行医疗保险制度时处理组与控制组的收入差距变动不存在系统性差异,从而间接验证了本文分析结果的有效性与稳健性。具体而言,由于农村医保实行的是家庭缴费、集体扶持和政府资助相结合的筹资机制,筹资有一个最低标准,其中除家庭缴费部分外,绝大部分保费由县(市)财政进行补贴。可见,经济发展水平越高的地区越可能推行医疗保险制度改革。因此,本文试图通过地区经济发展水平来构建医疗保险制度的“反事实”,将经济发展水平高于样本均值水平的地区划分为处理组,反之则为控制组。由表 7 回归结

果可知,在假想的“反事实”下,农村医保对收入差距的影响不显著。因此,可以排除虚假处理效应问题,表明本文的估计结果十分稳健。

表 7 假想的“反事实”估计结果

变量	LogisticGini	LogGini	LogTheil	Log95/5	Log75/25
reform	0.053 (0.061)	0.028 (0.033)	0.071 (0.085)	0.072 (0.122)	0.026 (0.053)
inc2003 * year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
cyear	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
φ_s	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
c_t	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-0.043 *** (0.011)	-0.743 *** (0.006)	-0.754 *** (0.014)	3.573 *** (0.022)	1.219 *** (0.012)
observations	312	312	321	312	312

注:括号内为县级层面的稳健标准误,*、**和***分别表示10%、5%和1%的统计显著性水平。表8同。

(三)内生性检验

为了尽可能消除因遗漏变量或样本选择等问题带来的有偏估计,本文进一步采用工具变量(IV)方法检验 M-DID 估计结果的稳健性。本文借鉴彭晓博和秦雪征等对 IV 的选取思路,将样本县当年是否进行了医疗保险制度试点与试点后该地区改革进程的乘积作为医疗保险制度的工具变量^[22]。实践中,很难观察到地区医疗保险制度的进程,本文进一步借鉴 Liu 等的研究思路,将样本县医疗保险制度试点后的合作医疗参保比例作为医疗保险制度进程的替代变量^[23]。这意味着,本文将样本县当年是否进行医疗保险制度试点与试点后该地区合作医疗的参保比例的乘积作为医疗保险制度的 IV。一方面 IV 与医疗保险制度是否试点相关,即满足相关性;另一方面 IV 只通过影响该地区参保家庭的医疗需求这个唯一途径起作用,即满足外生性^⑥。

尽管没有精确的方法来验证 IV 的外生性,但本文尽可能地排除 IV 可能通过其他渠道影响样本收入差距,并采取间接验证方法来对 IV 的外生性进行检验,即针对尚未进行医疗保险制度改革试点的地区,分析 IV 对该地区的影响。由于该地区没有进行医疗保险制度试点,所以该样本县合作医疗的参保比例就为 0,除非可能存在共同影响医疗保险制度试点和家庭所在地区收入差距的不可观测因素,否则 IV 就不太可能对该地区居民的收入差距产生影响。检验发现,加入 IV 后的基础回归中,IV 的系数并不显著,这间接支持了本文所选 IV 满足外生性的假设。为此,通过 IV 方法尽可能克服潜在内生性后的回归结果显示(表 8),农村医保对居民收入差距产生了显著的正向影响,即扩大了农村居民收入差距,这与 M-DID 方法的估计结果一致,再次证实了本文研究结论的稳健性。

(四)Heckman 两步法检验

为了检验样本清洗后可能存在自选择的内生性问题,本文使用 Heckman 两阶段模型研究医疗保险制度对患病居民异质性医疗服务选择行为的影响。其中,选择方程使用的被解释变量为:患病后正规就医=1,其他(没有患病或患病后非正规就医)=0。Heckman 选择方程中引入两个工具变量刻画医疗需求与医疗供给对居民患病后医疗服务选择决策的影响:居民所在县合作医疗的参保比例与居民所在县的市场化程度。Heckman 回归结果(表 9)显示,门诊费用模型中的逆米尔斯比率不显著,说明门诊需求与医疗保险制度试点与否不存在选择性偏误,这符合现实情况。因为居民所在地是否实施医疗保险制度对居民患病后是否去门诊就医的影响很小,且农村医保主要通过筹资与住院费用的报销补偿起作用。另外,患病后选择住院治疗、医疗总支出费用、住院支出费用和额外医疗支出

费用等模型中的逆米尔斯比率均显著,这表明以上模型存在选择性偏误,但考虑了样本选择问题后农村医保的估计系数同样显著,所以存在一定的样本选择性并不影响本文研究结论的稳定性,对本文最终的研究结论也没有产生实质性的影响。

表 8 稳健性检验:IV 估计(2SLS)结果

变量	LogisticGini	LogGini	LogTheil	Log95/5	Log75/25
reform	0.122 *** (0.011)	0.060 *** (0.005)	0.213 *** (0.014)	0.260 *** (0.027)	0.036 ** (0.014)
inc2003 * year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
cyear	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
φ_s	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
c_t	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-0.157 *** (0.015)	-0.798 *** (0.008)	-0.960 *** (0.019)	3.335 *** (0.035)	1.193 *** (0.019)
R ²	0.217	0.214	0.219	0.194	0.201
observations	312	312	312	312	312

表 9 稳健性检验:Heckman 两步法估计结果

变量	住院需求	总医疗费用的对数	门诊医疗费用的对数	住院医疗费用的对数	额外医疗费用的对数
结果方程					
reform	0.109 *** (0.040)	1.275 *** (0.362)	2.732 (3.777)	1.236 *** (0.354)	0.554 (0.382)
常数项	-0.725 ** (0.332)	-5.790 * (3.000)	-43.937 (48.876)	-5.389 * (3.017)	-5.139 (3.133)
r_ratioins	-1.300 ** (0.587)	-1.429 ** (0.600)	-2.704 (1.933)	-1.336 ** (0.601)	-0.962 (0.630)
c_index	-0.005 *** (0.001)	-0.005 *** (0.001)	-0.001 (0.003)	-0.005 *** (0.001)	-0.005 *** (0.001)
选择方程					
reform	0.285 *** (0.062)	0.303 *** (0.063)	0.351 ** (0.166)	0.289 *** (0.063)	0.284 *** (0.067)
常数项	-1.407 *** (0.149)	-1.448 *** (0.151)	-2.860 *** (0.390)	-1.473 *** (0.153)	-1.470 *** (0.161)
_mills	0.348 ** (0.146)	4.448 *** (1.300)	13.567 (14.118)	4.331 *** (1.297)	2.820 ** (1.358)
observations	2269	2160	677	2131	3190
censored_obs	377	360	32	353	561
non_censored_obs	1892	1800	645	1778	2629

注: _mills 表示逆米尔斯比率(IMR);括号内数值为稳健标准误,*、**和***分别表示10%、5%和1%的统计显著性水平。控制变量同表5。

六、结论与政策建议

本文借助 CHNS1991~2015 年动态跟踪调查数据,采用 M-DID 方法实证考察了农村医疗保险制度改革对居民收入差距的影响,同时,进一步诠释了农村医保产生短期效应与长期效应差异的原因。研究发现:第一,农村医保显著扩大了居民收入差距,对居民收入产生了明显的逆向再分配作用。医疗保险制度补偿机制的本质是政府对患病居民的一种“特殊”的现金转移,这种转移支付是在患病就医居民与非患病(或患病后没有就医)居民间进行的再分配转移,故医疗保险制度通过间接的收入

效应影响居民收入分布,进而影响居民收入差距。第二,农村医保的收入再分配调节机制主要通过其保费缴纳机制的累退性和报销补偿的累进性起作用,增加了高收入居民的额外医疗支出费用、住院需求及住院报销比例,而对中低收入和最低 25% 收入居民的影响不显著。其结果是,农村医保在长期内通过使高收入居民获益更多而低收入居民获益更少的传导渠道产生逆向调节作用,造成低收入居民在医疗保险制度中遭受了“隐形剥夺”,形成了低收入居民“补贴”高收入居民的“倒挂”效应,进而扩大了居民收入差距。第三,除了直接的报销补偿差异外,农村医保对居民差异化的增收效应也导致收入差距扩大。农村医保对地区内第 22 分位数及以下收入组居民收入的影响不显著,但显著促进了中高收入组居民的收入提高。此外,我们认为,如果仅考虑医疗保险制度政策的短期冲击,即采用传统的 DID 方法评估政策效应(两期数据),容易忽视医疗保险制度试点的持续时间效应。短期内由于医疗服务可及性增加,医疗保险制度对居民收入差距的影响较弱。而随着医疗保险制度推行时间的增加,政策效应导致异质性居民的医疗消费选择发生了明显变化,长期中更多利益流向了中高收入群体,从而扩大了居民收入差距。

基于以上研究结论,为了减弱农村医疗保险制度的逆向再分配效应,农村医保政策可在以下方面进行完善:第一,新时代乡村振兴中医疗保险制度的设计完善,需在考虑低收入群体医疗支付能力的基础上,优化缴费分摊机制,调整保费补贴政策 and 医疗保障基金账户结构,兼顾不同收入群体的医疗需求,有效发挥医疗保险制度的济贫与再分配效应。第二,本文认为,农村地区在精准扶贫政策执行期间,对全国低收入贫困家庭建立起了非常完善、精准的建档立卡管理系统,收集、整理了低收入贫困家庭的建档立卡相关信息,将其直接并入医疗保险信息采集系统,充分实现农村地区医疗保险制度的数字化管理,从而根据低收入居民的收入水平实施差异化医疗补贴政策,将医疗补贴利益向低收入群体倾斜。第三,在全面推进健康乡村建设过程中,应着力提高农村医疗卫生供给能力、拓展资金筹措渠道,进一步健全农村以基本医疗保险为主体、多种形式健康保险为补充的医疗保障体系建设,且加大对低收入居民的保障范围和补偿力度,切实保障农村人人享有基本医疗卫生服务。

注释:

①数据来源于卫生部卫生统计中心:《第三次国家卫生服务调查分析报告》,表 2-1-15,第 16 页。

②参合数据来源于各年度《中国卫生统计年鉴》,经搜集整理获得。

③CHNS 调查数据所选样本在 1997 年后有 9 个省份(区),每个省(区)包括 4 个县,每年有 36 个县级层面的长期跟踪样本。其中,CHNS 数据在 1997 年以前分布于 8 个省份,1997 年用黑龙江(1997 年辽宁未参加调查)替代辽宁,1997 年以后则将黑龙江和辽宁一起纳入调查,增加到了 9 个省份;2000 年以前该数据每年大约涉及 3500 个家庭,总共约 15000 个个体数据,2000 年以(包括 2000 年)调整为每年约 4400 个家庭数据(不包括 2011 年新增的北京、上海和重庆)。

④数据来自国家统计局;<http://www.stats.gov.cn/>,经作者整理后测算获得。由于有关农村人均卫生费用支出数据只更新到 2014 年,所以仅测算了 2009~2014 年人均卫生费用支出增长率数据。相比而言,全国与城市人均卫生费用支出年均增长率分别为 14.8% 和 11.5%。

⑤本文采取了式(1)中未包括控制变量的简约模型,对收入在第 1 分位数至第 99 分位数分布的情况做了估计,且所有模型均包括家庭和年份固定效应。但是,限于篇幅,本文仅罗列了每隔 5 个分位数组的回归估计系数值及其显著性。

⑥本文采用 Staiger 和 Stock 的方法进行弱工具变量检验,F 值大于 10 可以认为 IV 估计的相对误差较小,基本排除弱工具变量的问题^[24]。检验结果显示,在控制其他外生变量的情况下,所选 IV 与医疗保险制度之间呈正相关关系。同时,虽然 Shea's partial R² 的统计值为 0.1117,但 IV 的 F 统计量超过了 10% 水平误差容忍的临界值 2818.81,意味着本文使用的 IV 大概率通过了弱工具变量检验。

参考文献:

- [1] 陈锡文.乡村振兴是关系中国全面发展,并最终建成现代化强国的大事[J].中国农业文摘·农业工程,2018,(1):5—7.
- [2] 王延中,龙玉其,江翠萍,徐强.中国社会保障收入再分配效应研究——以社会保险为例[J].经济研究,2016,(2):4—15.
- [3] 金彩红.中国医疗保障制度的收入再分配调节机制研究[J].经济体制改革,2005,(6):120—124.
- [4] 周钦,田森,潘杰,均等下的不公——城镇居民基本医疗保险受益公平性的理论与实证研究[J].经济研究,2016,(6):172—185.
- [5] 李华,俞卫.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,2013,(10):41—60.

- [6] 刘欢,戴卫东,向运华.公共服务均等化视角下城乡居民基本医疗保障受益公平性研究[J].保险研究,2020,(5):110—127.
- [7] 白重恩,李宏彬,吴斌珍.医疗保险与消费:来自新型农村合作医疗的证据[J].经济研究,2012,(2):41—53.
- [8] 罗楚亮.城镇居民健康差异与医疗支出行为[J].财经研究,2008,(10):63—75.
- [9] 毛捷,赵金冉.政府公共卫生投入的经济效应——基于农村居民消费的检验[J].中国社会科学,2017,(10):70—89.
- [10] 于大川.社会医疗保险对代际医疗支持的影响——“挤入”还是“挤出”效应? [J].中南财经政法大学学报,2016,(1):54—61.
- [11] 解垠.与收入相关的健康及医疗服务利用不平等研究[J].经济研究,2009,(2):92—105.
- [12] 谭晓婷,钟甫宁.新型农村合作医疗不同补偿模式的收入分配效应——基于江苏、安徽两省30县1500个农户的实证分析[J].中国农村经济,2010,(3):87—96.
- [13] 李永友.公共卫生支出增长的收入再分配效应[J].中国社会科学,2017,(5):63—82.
- [14] 姚奕,陈仪,陈聿良.我国基本医疗保险住院服务受益公平性研究[J].中国卫生政策研究,2017,(3):40—46.
- [15] 潘杰,雷晓燕,刘国恩.医疗保险促进健康吗? ——基于中国城镇居民基本医疗保险的实证分析[J].经济研究,2013,(4):130—142.
- [16] 黄薇.医保政策精准扶贫效果研究——基于URBMI试点评估入户调查数据[J].经济研究,2017,(9):117—132.
- [17] 金双华,于洁,田人合.中国基本医疗保险制度促进受益公平吗? ——基于中国家庭金融调查的实证分析[J].经济学(季刊),2020,(4):1291—1314.
- [18] Wang, J. The Economic Impact of Special Economic Zones: Evidence from Chinese Municipalities [J]. Journal of Development Economic, 2013, 101(2): 133—147.
- [19] 郭峰,熊瑞祥.地方金融机构与地区经济增长——来自城商行设立的准自然试验[J].经济学(季刊),2017,(1):221—246.
- [20] 罗峰,吴芷怡.农村社区医疗卫生服务的体制性空间——基于民族地区农村社区的调查分析[J].湖北民族学院学报(哲学社会科学版),2019,(1):34—40.
- [21] 刘瑞明,赵仁杰.匿名审稿制度推动了中国的经济学进步吗? ——基于双重差分方法的研究[J].经济学(季刊),2017,(1):173—204.
- [22] 彭晓博,秦雪征.医疗保险会引发事前道德风险吗? 理论分析与经验证据[J].经济学(季刊),2014,(10):159—184.
- [23] Liu, H., Sun, Q., Zhao, Z. Social Learning and Health Insurance Enrollment: Evidence from China's New Cooperative Medical Scheme[J]. Journal of Economic Behavior & Organization, 2014, 97(7): 84—102.
- [24] Staiger, D., Stock, J.H. Instrumental Variable Regression with Weak Instruments[J]. Econometrica, 1997, 65(3): 557—586.

(责任编辑:易会文)