

农村医疗保险制度的相对贫困治理效应

——基于贫困脆弱性视角的实证分析

鄢洪涛, 杨仕鹏

(湘潭大学 公共管理学院, 湖南 湘潭 411105)

摘要: 基于中国家庭追踪调查(CFPS)2010年和2018年数据,运用PSM-DID模型,采用贫困脆弱性识别农村居民的相对贫困状态,考察农村医疗保险制度对农村居民的相对贫困治理效应。研究发现:农村医疗保险制度具有良好的相对贫困治理效应,能够显著、稳健地降低农村居民陷入相对贫困的概率。异质性分析发现,农村医疗保险制度显著降低了35~54岁农村居民陷入相对贫困的概率,对16~34岁、55岁以上两组农村居民影响不显著;低收入农村居民陷入相对贫困的概率显著提升17.1%,中、高收入农村居民陷入相对贫困的概率分别下降18.3%、40.3%。通过及时改进贫困识别方法,积极促进医疗保险服务个性化,合理引导农村居民金融市场参与等措施,进一步提高农村医疗保险制度的相对贫困治理效应。

关键词: 农村医疗保险制度;农村居民;相对贫困治理;PSM-DID

中图分类号:R197.1;F842.6;F323.89 文献标志码:A 文章编号:1009-2013(2021)01-0048-08

The relative poverty governance effect of rural medical security system: Evidence from the perspective of poverty vulnerability

YAN Hongtao, YANG Shipeng

(School of Public Administration, Xiangtan University, Xiangtan 411105, China)

Abstract: Based on the data of China Family Panel Studies (CFPS) in 2010 and 2018, using PSM-DID model, this paper uses poverty vulnerability to identify the relative poverty status of rural residents in order to investigate the effect of rural medical insurance system on the relative poverty governance of rural residents. The results show that: The rural medical insurance system has a good effect of relative poverty governance, which can significantly and steadily reduces the probability of rural residents falling into relative poverty. Heterogeneity analysis finds that the rural medical insurance system has significantly reduced the probability of 35~54 years old rural residents falling into relative poverty, but has no significant impact on the two groups of rural residents aged 16~34 and over 55 years old; the probability of low-income rural residents falling into relative poverty has increased by 17.1%, while the probability of middle-income and high-income rural residents falling into relative poverty has decreased by 18.3% and 40.3% respectively. In order to improve the relative poverty governance effect of rural medical insurance system, we should improve the poverty identification method in time, actively promote the individualization of medical insurance services, and reasonably guide rural residents to participate in the financial market.

Keywords: rural medical security system; rural residents; relative poverty governance; PSM-DID

一、问题的提出

在绝对贫困即将在全国范围内被基本消除之际,党的十九届四中全会提出了“巩固脱贫攻坚成果,建立解决相对贫困的长效机制”的目标要求。这意味着全面建成小康社会后,党和政府的贫困治

收稿日期:2021-01-01

基金项目:国家社会科学基金青年项目(14CZZ031);湖南省教育厅优秀青年项目(19B556)

作者简介:鄢洪涛(1980-),女,湖南长沙人,副教授,硕士生导师,主要从事医疗卫生政策与绩效评估研究。

理工作重点和中心将由消除绝对贫困转向解决相对贫困。农村医疗保险制度作为减轻群众就医负担、增进民生福祉的重要制度安排,防止或缓解农村居民贫困是其主要初衷。

已有研究从绝对贫困角度考察农村医疗保险制度的减贫效果。有研究认为,农村医疗保险制度能够提高农村居民处于非贫困状态的概率,对于抑制“因病致贫”“因病返贫”具有良好政策效应。黄晓宁等基于中国健康与营养调查1989—2011年数据,运用OLS回归分析新农合对农村居民医疗负担的影响,结果发现加入新农合使得农村居民医疗负担有所减轻^[1];潘文轩基于家庭人均相对收入函数的数理分析,论证了医疗保险有助于降低贫困率与减轻贫困度^[2]。也有学者认为,我国农村医疗保险制度的反贫困效率仍然不高,一边脱贫、一边返贫的现象仍然十分突出^[3]。马志雄等通过研究不同经济状况农户在大病冲击下的筹资能力和筹资行为,发现越贫困的大病农户筹资约束越大,从而面临更大的“因病致贫”风险^[4];鲍震宇等研究发现,门诊统筹保险的减贫作用尚未有效发挥,多重医保的减贫效果仍不稳健^[5]。

绝对贫困与相对贫困是关于贫困问题研究中常用的两个基本概念与基本指标。从我国农村的现实语境来看,相对贫困是指在现行农村收入贫困标准基础上历史性的整体消除绝对贫困现象之后,在当地特定的生产、生活条件下,在特定的经济社会发展约束下,个人或家庭获得的合法收入虽然可以维持家庭成员的基本生存性需求,但是无法满足当地条件下所认同的其他基本生活需求的状态^[6]。由于部分农村居民的返贫问题不会在短时间全面解决,因此对我国相对贫困概念的理解仍要持有“由于收入不足造成的不能维持基本需要”的“绝对内核”^[7]。有效识别相对贫困是进行相对贫困治理的前提和基础。汤森最早研究相对贫困的识别方法,提出了贫困的相对收入标准,即参照平均收入来界定贫困。之后又提出了贫困的剥夺标准,即根据对资源不同程度的剥夺水平,提供一个对贫困的客观评估方法^[8]。森从“可行能力”出发,采用公理化的方法,结合贫困发生率、贫困缺口率与基尼系数设计出了测量相对贫困的“森指数”^[9]。国内学者也对相对贫困的识别方法进行了积极探索。蔡亚庆

等以人均净收入中位数的二分之一为标准对我国农村居民家庭相对贫困状况进行识别^[10]。孙久文等认为2021年宜选用2020年农村居民中位数收入的40%为相对贫困线,以5年为调整周期^[11]。

综上,学界在相对贫困识别方法上已经取得了丰富的成果,但还存在以下局限:一是主要从静态角度识别相对贫困,无法动态地考察农村居民的相对贫困状态;二是部分方法直接使用多维剥夺指标识别相对贫困,在现阶段存在夸大贫困范围的风险^[12];三是大多相对贫困的识别方法是回顾性的,无法满足前瞻性政策制定的需要。有鉴于此,本文基于中国家庭追踪调查(CFPS)2010年和2018年数据,采用贫困脆弱性识别农村居民的相对贫困状态,综合运用倾向得分匹配法(PSM)和双重差分法(DID),探讨农村医疗保险制度的相对贫困治理效应,以期为下一阶段贫困治理工作提供经验依据。

二、理论分析与研究假设

健康与教育所体现的人力资本是影响农村居民近期收入和长期发展的关键因素。一方面,农村居民大多从事体力劳动,身体健康状况较差的农村居民既无法承担繁重的农业劳动,又不能在农村闲时节外出打工,生产性收入和工资性收入的获取受到严重限制。研究表明,农村医疗保险制度能够显著增加农村居民的农业劳动时间^[13],提高农村居民的劳动供给量和供给效率^[14],从而有效提升农村居民收入水平。另一方面,教育作为提高人力资本最有效的途径之一,对于增强农村居民长期发展能力具有重要意义。在收入水平偏低的条件下,农村居民对技能培训和子女教育的投资受到严重制约。农村居民遭受健康冲击时会增加医疗支出,教育投资会被相应地挤出。而农村医疗保险制度能够消除不确定性对农村居民的预算约束,促进农村居民增加教育、培训等方面的投资^[15],从而增强长期发展能力。

农村医疗保险制度可避免农村居民物质资本受损。农村居民遭受健康冲击后,会动用现金或储蓄来支付医疗费用。当现金和储蓄不足时,他们会通过借贷来弥补资金缺口,进而产生债务压力。当借贷也不足以应对医疗负担时,农村居民可能通过出售生产工具、农作物、牲畜等资产来筹集资金,从而影响其未来创收能力,甚至陷入“疾病-贫困”

的恶性循环^[16]。农村医疗保险制度能够显著减轻参保居民的医疗负担,降低灾难性医疗卫生支出发生率,从而避免农村居民的物质资本因健康冲击直接受损。另一方面,农村医疗保险制度一定程度上降低了健康冲击对农村居民物质资本的负向影响,增强了农村居民的风险承受能力,可增进农村居民物质资本积累。对农村居民的投资行为产生重要影响。具体而言,农村医疗保险制度通过背景风险和外部风险的替代效应促进农村居民资产结构调整,并有效提升农村居民的资产配置效率^[17],从而促进农村居民的物质资本积累。基于以上分析,提出如下假设:

H₁:农村医疗保险制度具有良好的相对贫困治理效应,能够有效避免农村居民陷入相对贫困。

不同年龄段农村居民身体机能存在差异,相同健康冲击所导致的疾病严重程度与医疗服务利用深度不同。一般而言,农村居民的身体机能与年龄呈明显的负相关关系,年龄越大,健康冲击导致的疾病严重程度越高,医疗服务利用的需求也会相应增加,从而使得农村医疗保险制度的相对贫困治理效应在不同年龄段农村居民中存在差异。此外,不同收入农村居民所拥有的健康资源存在差异,面临相同健康冲击时所选择的应对策略也会有所不同。诸多研究表明,高收入农村居民比低收入农村居民拥有更为明显的健康优势和更多的健康资源,相同的健康冲击往往给低收入农村居民带来更为严重的后果,而低收入农村居民却难以获取更多、更好的医疗服务^[18],造成农村医疗保险制度的相对贫困治理效应在不同收入农村居民中存在差异。鉴此,提出如下假设:

H₂:农村医疗保险制度的相对贫困治理效应在不同年龄和不同收入人群中存在异质性。

三、实证策略

1. 相对贫困识别

贫困脆弱性具有动态性、前瞻性特征,它根据农村居民当前福利水平综合评估农村居民未来面临风险冲击的可能性与农村居民的风险冲击抵御能力,从而有效识别出农村居民的相对贫困状态。同时,对贫困脆弱性的度量主要是基于收入、支出或其他福利指标的变动性^[19],而这一变动性的参考

标准一般等于甚至高于绝对贫困线,因此能够体现出相对贫困的“绝对内核”。有学者从发展经济学角度出发,将贫困脆弱性测度方法分为风险暴露脆弱性(VER)、期望效用脆弱性(VEU)以及预期贫困脆弱性(VEP)。其中,VER主要用于估计个人或家庭遭受风险冲击后产生的事后福利损失。VEU和VEP主要用未来的期望福利来度量脆弱性,但在已有数据维度不足以刻画个人偏好及消费变动性的条件下,VEU的实际应用受到很大限制^[20]。基于上述原因,本文选择VEP方法测度农村居民贫困脆弱性。

借鉴Celidni^[21]、解垩^[22]等的研究经验,农村居民贫困脆弱性可表示为:

$$VEP_t^i = Pr(pfc_{t+1}^i \leq poor) \quad (1)$$

其中,VEP_tⁱ是居民*i*在*t*时期的贫困脆弱性,pfc_{t+1}ⁱ是居民*i*在*t+1*时期的家庭人均纯收入,poor为贫困线。进一步地,假设收入服从对数正态分布,则VEP_tⁱ可表示为:

$$VEP_t^i = \varphi\left(\frac{\ln poor - \ln pfc_{t+1}^i}{\sigma_i}\right) \quad (2)$$

居民*i*在*t+1*时期的收入及其方差σ²可通过以下方程预测出:

$$\ln pfc_t^i = X_t \beta + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\sigma_{ei}^2 = X_t \theta + e \quad (4)$$

式(3)(4)中X_t代表农村居民的一些特征变量,比如年龄、性别、教育程度、家庭规模等。此外,在贫困脆弱性的估计中,本文采用现行农村贫困标准即以2010年每人每年2300元为不变价格,根据价格指数调整后,2018年贫困线为每人每年3535元。借鉴现有研究经验^[22],本文认定贫困脆弱性超过50%门槛值的农村居民为处于相对贫困状态(赋值为“1”),反之,则被认定为处于非相对贫困状态(赋值为“0”)。为确保估计结果稳健,同时选择75%的门槛值作为参考。

2. PSM-DID模型

评估农村医疗保险制度相对贫困治理效应最理想的情形是对比农村居民*i*分别在未参保和参保时相对贫困的变化情况。假设D_t∈{0,1}表示农村居民*i*是否参保,其中D_t=1表示农村居民已参保,D_t=0表示农村居民未参保。据此,将全部样本分为处理组和控制组,其中处理组由已参保样本构成,

控制组由未参保样本构成。假设 Y_i 代表反映农村居民 i 相对贫困的指标, 对于农村居民 i 而言, 存在两个潜在结果: 参保后的相对贫困状态 Y_{i1} 和未参保时的相对贫困状态 Y_{i0} 。则农村医疗保险制度对农村居民 i 的影响可表示为 $Y_{i1} - Y_{i0}$ 。由此, 可推导出农村医疗保险制度对处理组的平均处理效应 (ATT):

$$\sigma_{ATT} = E\{(Y_{i1} - Y_{i0}) | D_i=1\} = E\{Y_{i1} | D_i=1\} - E\{Y_{i0} | D_i=1\} \quad (5)$$

式(5)中, $E\{Y_{i0} | D_i=1\}$ 表示实际参保的农村居民在未参保时的相对贫困状态。在现实生活中, 参保与未参保作为一对互斥选项无法同时在一人身上发生, 因而 $E\{Y_{i0} | D_i=1\}$ 是一种反事实效应, 需要通过推断方能得出。在选择推断方法时应注意两个问题: 第一, 是否参保是农村居民结合自身实际情况作出的选择, 处理组样本和控制组样本在选择是否参保时的初始条件已经存在差异, 即样本“选择性偏差”; 第二, 农村居民参保将对其相对贫困状态产生影响, 同样, 农村居民的相对贫困状态也会对其参保行为产生影响, 即存在由反向因果引起的内生性问题。选择性偏差和内生性问题的存在会严重影响估计结果准确性。为最大程度降低选择性偏差和内生性问题对估计结果的不良影响, 本文选用 Rosenbaum 和 Rubin 提出的倾向得分匹配法进行反事实估计^[23]。首先通过 Logit 模型估计出根据一系列特征变量 X 估算出的样本倾向得分 $P(X)$ 。基于这一倾向得分, 为每个处理组样本找到一个或多个具有相似特征的控制组样本进行匹配, 并将后者的相对贫困状态作为前者的反事实推断结果。

$$\sigma_{ATT}^{PSM} = \frac{1}{n_1} \sum_{i \in I_1 \cap S_p} \left\{ Y_{i1} - \sum_{j \in I_0 \cap S_p} W(i, j) Y_{j0} \right\} \quad (6)$$

式(6)中 I_1 和 I_0 分别表示处理组和控制组样本, S_p 表示处理组和控制组倾向得分的共同支撑域。 n_1 表示落入 $I_1 \cap S_p$ 之内的样本数量, 对于任一参保样本 $i \in I_1 \cap S_p$ 而言, 其反事实的构造是基于控制组 $j \in I_0 \cap S_p$ 相对贫困状态的加权平均数。而每一参与构造的控制组样本的权重 $W(i, j)$ 是其倾向得分 P_j 和相应处理组样本的倾向得分 P_i 之间距离的函数。

虽然通过倾向得分匹配法可以有效地降低选择性偏差和内生性问题对估计结果的影响, 但也无法控制由不随时间改变及不可观测的因素引起的

偏误。为进一步解决此类偏误, 本文在倾向得分匹配法的基础上, 使用双重差分法对农村医疗保险制度的相对贫困治理效应进行评估。运用基于倾向得分匹配的双重差分法 (PSM-DID) 估计农村医疗保险制度相对贫困治理效应可表示为:

$$\sigma_{ATT}^{PSM-DID} = \frac{1}{n_1} \sum_{i \in I_1 \cap S_p} \left\{ (Y_{i1}^{t_1} - Y_{i1}^{t_0}) - \sum_{j \in I_0 \cap S_p} W(i, j) (Y_{j0}^{t_1} - Y_{j0}^{t_0}) \right\} \quad (7)$$

其中, t_0 和 t_1 分别表示医疗保险制度实施的第一期和第二期。

四、数据来源及结果分析

(一) 数据来源

本文所使用的数据来自北京大学中国社会科学调查中心实施的中国家庭追踪调查 (CFPS)。CFPS 的全国基线调查始于 2010 年, 此后每两年进行一次追踪调查, 目前最新发布的数据为 2018 年调查数据。根据研究需要, 对数据进行如下处理: 第一, 保留 CFPS2010 年与 2018 年两期数据, 构建评估农村医疗保险制度相对贫困治理效应的 DID 模型; 第二, 保留具有农村户籍的 16 岁以上样本数据, 并将变量有缺失值的样本剔除; 第三, 2010 年数据保留未参保样本, 2018 年数据保留两年均有观测值的样本, 最后进行数据平衡化处理。经过上述调整后, 最终保留的有效样本为 2 240 个。

(二) 变量选取

被解释变量“相对贫困”在上文中已有详细介绍。核心解释变量为参加医疗保险, 由于农村医疗保险制度不仅包括基本医疗保险制度还包括其他补充性医疗保险制度, 结合 CFPS 调查问卷选项设置, 核心解释变量由“新型农村合作医疗”和“补充医疗保险”两个选项整理得出。为获得基本无偏的估计结果, 还需尽可能地识别出各类混淆因素作为协变量纳入模型, 将协变量分为三大类: 第一, 反映个体基本特征的变量: 年龄、性别、教育程度、婚姻状况; 第二, 反映个体健康行为的变量: 抽烟、喝酒、午休、身体锻炼; 第三, 反映样本经济社会特征的变量: 做饭用水、做饭燃料、家庭人均年收入、家庭规模。各变量的统计性描述结果详见表 1。

表1 变量描述性统计

变量类别	变量名称	变量赋值	2010年		2018年	
			均值	标准差	均值	标准差
被解释变量	相对贫困	1=是; 0=否	0.738	0.013	0.401	0.015
核心解释变量	参加医疗保险	1=是; 0=否	0.000	0.000	0.863	0.010
协变量	年龄	被调查者的实际年龄/岁	44.335	0.400	52.333	0.399
	性别	1=男; 0=女	0.425	0.015	0.425	0.015
	教育程度	1=文盲/半文盲; 2=小学; 3=初中; 4=高中/中专/技校/职高; 5=大专; 6=本科; 7=硕士; 8=博士	1.900	0.029	2.015	0.030
	婚姻状况	1=在婚; 0=不在婚	0.872	0.010	0.858	0.010
	抽烟	1=是; 0=否	0.311	0.014	0.291	0.014
	喝酒	1=是; 0=否	0.164	0.011	0.163	0.011
	午休	1=是; 0=否	0.451	0.015	0.535	0.015
	身体锻炼	1=是; 0=否	0.832	0.064	2.613	0.117
	做饭用水	1=自来水/桶装水/纯净水/过滤水; 0=江河湖水/井水/雨水/窖水/池塘水/山泉水	0.453	0.015	0.664	0.141
	做饭燃料	1=灌装煤气/液化气/天然气/管道煤气/太阳能/沼气/电; 0=柴草/煤炭	0.375	0.014	0.684	0.014
	家庭人均年收入	被调查者的家庭人均年收入/元	6 412.294	520.988	11 416.750	374.284
	家庭规模	被调查者的家庭成员数/人	4.415	0.050	4.308	0.060

(三) 实证分析

1. 匹配检验

为确保 PSM-DID 模型估计结果的信度和效度,需对模型进行平衡性检验和共同支撑检验。平衡性检验意在验证经倾向得分匹配后处理组和控

制组间样本特征是否存在显著差异。如表 2 所示,处理组与控制组各协变量标准偏差的绝对值在经过匹配以后均被控制在 3% 以下,远优于 Rosenbaum 和 Rubin 界定的标准偏差绝对值小于 20% 的标准^[23]。同时,各协变量 t 检验的 p 值也均

表2 平衡性检验

变量	样本	均值		标准偏差(%)	偏差消减(%)	t 检验	
		处理组	控制组			t	$p> t $
年龄	匹配前	44.323	44.412	- 0.6	- 6.2	- 0.08	0.939
	匹配后	44.311	44.216	0.7		0.15	0.881
性别	匹配前	0.424	0.431	- 1.5	57.5	- 0.17	0.864
	匹配后	61.571	61.755	- 0.6		- 0.14	0.890
教育程度	匹配前	1.951	1.967	- 1.6	27.7	- 0.19	0.853
	匹配后	1.953	1.941	1.2		0.26	0.794
婚姻状况	匹配前	0.881	0.817	17.9	90.6	2.21	0.027
	匹配后	0.881	0.875	1.7		0.40	0.668
是否吸烟	匹配前	0.314	0.288	5.8	60.0	0.66	0.506
	匹配后	0.310	0.320	- 2.3		- 0.50	0.614
是否喝酒	匹配前	0.166	0.150	4.4	90.3	0.50	0.616
	匹配后	0.161	0.163	- 0.4		- 0.09	0.926
是否午休	匹配前	0.450	0.458	- 1.5	4.6	- 0.18	0.860
	匹配后	0.451	0.444	1.5		0.32	0.748
身体锻炼	匹配前	0.837	0.804	1.5	- 24.8	0.17	0.862
	匹配后	0.837	0.878	- 1.9		- 0.39	0.695
做饭用水	匹配前	0.444	0.510	- 13.3	95.3	- 1.53	0.127
	匹配后	0.445	0.441	0.6		0.14	0.890
做饭燃料	匹配前	0.368	0.418	- 10.3	89.6	- 1.19	0.127
	匹配后	0.369	0.364	1.1		0.14	0.890
标准化家庭人均年收入	匹配前	- 0.164	- 0.151	- 1.4	- 99.6	- 0.13	0.895
	匹配后	- 0.162	- 0.188	2.8		0.63	0.532
家庭规模	匹配前	4.470	4.072	24.5	92.6	2.73	0.007
	匹配后	4.415	4.386	1.8		0.40	0.691

不显著,表明经匹配后,处理组与控制组样本不存在显著特征差异,匹配达到预期效果。共同支撑假设检验的目的在于确保大多数处理组样本可以在控制组中找到匹配对象。图1、图2分别汇报了匹配前、后的倾向得分核密度分布情况,发现处理组和控制组样本倾向得分在匹配前差异并不大,经过匹配以后,差异进一步缩小。图3中共同取值范围条形图进一步证明处理组与控制组存在较大共同取值范围。综上,可判断模型通过平衡性假设检验和共同支撑假设检验。

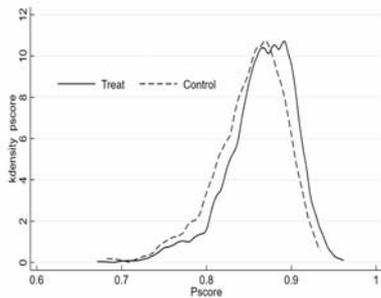


图1 匹配前核密度图

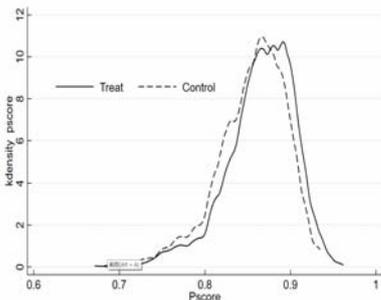


图2 匹配后核密度图

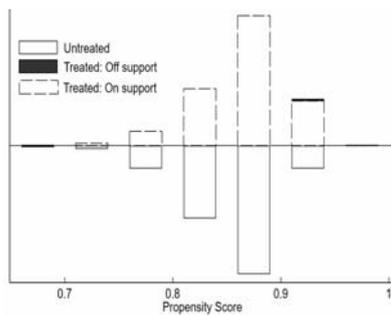


图3 共同取值范围

2. 实证结果

(1)农村医疗保险制度的相对贫困治理效应。首先分析在50%门槛值下农村医疗保险制度的相对贫困治理效应。如表3所示,2010年,处理组与控制组的平均处理效应为0.016,且未通过显著性检验,表明处理组与控制组的相对贫困状态尚无显著差异。2018年,处理组与控制组的平均处理效应为-0.078,在1%的显著性水平上显著。此时,农村医疗保险制度的相对贫困治理效应已经显现。PSM-DID结果显示,自2010年到2018年,农村医疗保险制度使得农村居民陷入相对贫困的概率显著降低了9.4%。接下来,分析在75%高脆弱性门槛值下农村医疗保险制度的相对贫困治理效应。如表3所示,2010年处理组与控制组的平均处理效应为0.016。2018年处理组与控制组的平均处理效应为-0.049,在10%的显著性水平上显著。PSM-DID结果显示在75%门槛值下,农村医疗保险制度仍使得农村居民陷入相对贫困的概率显著降低了6.4%。上述结果表明,农村医疗保险制度具有良好的相对贫困治理效应,总体上可显著、稳健地降低农村居民陷入相对贫困的概率。可能的解释是:农村医疗保险制度提高了农村居民的劳动时间,促进其收入的增长;农村医疗保险制度降低了农村居民的医疗费用负担,从而一定程度上降低了其发生灾难性医疗卫生支出的概率;农村医疗保险制度对农村居民的资产配置效率产生正向影响,一定程度上促进其财产性收入的增加。由于农村居民教育程度已被作为协变量引入计量模型,人力资本中教育对估计结果的作用已经被人为消除,此处不再讨论。因不同样本组的特征存在差异,接下来将对农村医疗保险制度在不同样本组中相对贫困治理效应的异质性进行分析。

表3 农村医疗保险制度的相对贫困治理效应

估计结果	50%门槛值				75%门槛值			
	系数	S. Err.	t	p> t	系数	S. Err.	t	p> t
2010(T - C)	0.016	0.028	0.55	0.579	0.016	0.028	0.57	0.572
2018(T - C)	-0.078***	0.028	2.78	0.005	-0.049*	0.028	1.77	0.076
PSM-DID	-0.094**	0.040	2.36	0.018	-0.064*	0.039	1.65	0.098

注:***、**与*分别表示在1%、5%与10%的显著性水平上显著。下同。

(2) 农村医疗保险制度的相对贫困治理效应年龄异质性分析。将样本按年龄高低划分为 16~34 岁、35~54 岁、55 岁以上三组,并分别建立模型。PSM-DID 估计结果表明:农村医疗保险制度未能显著降低 16~34 岁农村居民陷入相对贫困的概率。可能的解释是:该年龄段农村居民健康状况较好,健康冲击造成其劳动供给减少与发生灾难性医疗卫生支出的概率较低,农村医疗保险制度发挥作用的空间有限。同时,该年龄段农村居民尚未拥有充足财富积累,资产结构优化所产生的收益较为有限。农村医疗保险制度使得 35~54 岁农村居民陷入相对贫困的概率显著降低了 12.6%。可能的解释是:农村医疗保险制度降低了该年龄段农村居民发生灾难性医疗卫生支出的概率,避免其物质资本遭受直接损失。同时,农村医疗保险制度一定程度上提高了该年龄段农村居民的健康水平,有利于其增加劳动供给,进而促进劳动收入的增长。55 岁以上农村居民陷入相对贫困的概率有微弱上升趋势,但未通过显著性检验。可能的解释是:农村医疗保险制度的保障效应减少了他们非农劳动供给时间,使得非农劳动收入减少。同时,该年龄段农村居民医疗服务利用的频率和程度均较高,虽然农村医疗保险制度可在一定程度上降低其单次发生灾难性医疗卫生支出的可能性,但在一定时期内的医疗经济负担仍然较重。而且该年龄段农村居民投资倾向趋于保守,无法获得更高的资产收益率。总的来看,农村医疗保险制度对不同年龄段农村居民贫困脆弱性的影响呈现出“U”型特征,35~54 岁农村居民拉低了农村居民整体的陷入相对贫困的概率。

表 4 相对贫困治理效应的年龄异质性

估计结果	年龄分组	系数	S. Err.	t	p> t
2010(T - C)	16~34 岁	0.019	0.060	0.31	0.755
	35~54 岁	0.028	0.040	0.70	0.487
	55 岁以上	-0.063	0.060	-1.06	0.291
2018(T - C)	16~34 岁	0.002	0.060	0.03	0.975
	35~54 岁	-0.098**	0.040	2.44	0.015
	55 岁以上	-0.033	0.060	0.56	0.579
PSM-DID	16~34 岁	-0.017	0.085	0.20	0.843
	35~54 岁	-0.126**	0.057	2.21	0.027
	55 岁以上	0.030	0.085	0.36	0.722

(3) 农村医疗保险制度的相对贫困治理效应的收入异质性分析。将样本按家庭人均纯收入高低

划分为低收入、中收入、高收入三组,并分别建立模型。PSM-DID 估计结果表明:1) 农村医疗保险制度使得低收入农村居民陷入相对贫困的概率显著提升了 17.1%。可能的解释是:本文使用贫困脆弱性方法识别相对贫困,部分收入在绝对贫困线上的样本也会进入低收入样本组,这部分样本在健康冲击下极易返贫却未能得到倾向性保障,说明农村医疗保险制度在进行倾向性保障时存在贫困识别不精准问题。另外,农村医疗保险制度一定程度上释放了低收入农村居民的医疗服务需求,在某种程度上增加了他们的医疗支出,这种支出的增加在短期内会增加低收入农村居民的贫困脆弱性但有利于其长远发展。2) 农村医疗保险制度使得中收入、高收入农村居民陷入相对贫困的概率分别降低了 18.3%、40.3%。可能的解释是:中、高收入农村居民获得医疗保险的保障以后,应对健康冲击的能力进一步增强,发生灾难性医疗卫生支出的概率随之进一步降低;由于中、高收入农村居民的财富积累较为殷实,在此基础上进行资产结构优化所产生的收益将较为可观,使其陷入相对贫困的概率进一步下降,并且下降幅度与收入呈正相关。总的来看,农村医疗保险制度的再分配存在不利于低收入农村居民的“分配偏见困境”。

表 5 相对贫困治理效应的收入异质性

估计结果	收入分组	系数	S. Err.	t	p> t
2010(T - C)	低收入	-0.069	0.052	-1.32	0.187
	中收入	0.106**	0.052	2.06	0.040
	高收入	0.168***	0.053	3.19	0.001
2018(T - C)	低收入	0.102**	0.052	1.97	0.050
	中收入	-0.077	0.052	1.48	0.139
	高收入	-0.235***	0.053	4.48	0.000
PSM-DID	低收入	0.171**	0.074	2.33	0.020
	中收入	-0.183**	0.073	2.51	0.012
	高收入	-0.403***	0.074	5.43	0.000

五、结论与建议

运用 PSM-DID 模型对农村医疗保险制度的相对贫困治理效应进行考察,结果发现:第一,农村医疗保险制度使得农村居民陷入相对贫困的概率在 50%和 75%的门槛值下分别显著降低了 9.4%、6.4%。第二,农村医疗保险制度使得 35~54 岁农村居民陷

入相对贫困的概率显著降低了 12.6%，对其他年龄段农村居民的作用不显著。第三，农村医疗保险制度使得低收入农村居民陷入相对贫困的概率显著提升了 17.1%，使得中、高收入农村居民陷入相对贫困的概率分别显著下降了 18.3%、40.3%。由此看来，农村医疗保险制度总体上具有良好的相对贫困治理效应，但在不同人群中的作用还存在异质性。

基于实证分析结果，提出以下政策建议：一是及时改进贫困识别方法。在基本消灭绝对贫困以后，进入以相对贫困为治理目标的后精准扶贫时代。为提高农村医疗保险制度倾向性偿付精度和效度，基于性别、年龄、收入、资产等动态大数据综合评估识别农村居民贫困状态已势在必行。二是积极促进农村医疗保险服务个性化。不同人群的健康水平和健康资源均存在差异，对医疗保险的需求也存在差异，而农村医疗保险制度却未能在筹资水平、偿付标准、保障范围等方面体现出这种差异。建议在大数据综合评估农村居民经济能力、健康状况等基础上，为农村居民提供个性化的医疗保险服务。如，农村居民参保筹资水平应与其缴费能力、疾病风险程度挂钩；强化对低收入、老年农村居民的倾向性保障力度。三是合理引导农村居民金融市场参与。农村医疗保险制度改革与金融市场发展具有高度相关，农村医疗保险制度降低部分支出风险后，将促进农村居民对资产结构进行调整。建议通过强化农村金融产品和服务方式的创新，改善农村金融市场环境，打消农村居民参与金融市场的恐惧心理；通过普及金融知识，增强资产管理与配置能力，引导农村居民科学参与金融市场。

参考文献：

- [1] 黄晓宁, 李勇. 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, 2016(4): 51-58.
- [2] 潘文轩. 医疗保障的反贫困作用与机制设计[J]. 西北人口, 2018, 39(4): 51-59, 72.
- [3] 黄薇. 保险政策与中国式减贫: 经验、困局与路径优化[J]. 管理世界, 2019, 35(1): 135-150.
- [4] 马志雄, 丁士军, 张银银, 等. 大病冲击、经济状况与农户筹资约束相互影响机制研究——基于四川童寺镇 1105 个农户的调查[J]. 统计与信息论坛, 2013, 28(5): 95-100.
- [5] 鲍震宇, 赵元凤. 农村居民医疗保险的反贫困效果研究——基于 PSM 的实证分析[J]. 江西财经大学学报, 2018(1): 90-105.
- [6] 邢成举, 李小云. 相对贫困与新时代贫困治理机制的构建[J]. 改革, 2019(12): 16-25.
- [7] 林闽钢. 相对贫困的理论 with 政策聚焦——兼论建立我国相对贫困的治理体系[J]. 社会保障评论, 2020, 4(1): 85-92.
- [8] 杨立雄, 谢丹丹. “绝对的相对”, 抑或“相对的绝对”——汤森和森的贫困理论比较[J]. 财经科学, 2007(1): 59-66.
- [9] SEN A. Poverty: An ordinal approach to measurement [J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1976: 219-231.
- [10] 蔡亚庆, 王晓兵, 杨军, 等. 我国农户贫困持续性及其决定因素分析——基于相对和绝对贫困线的再审视[J]. 农业现代化研究, 2016, 37(1): 9-16.
- [11] 孙久文, 夏添. 中国扶贫战略与 2020 年后相对贫困线划定——基于理论、政策和数据的分析[J]. 中国农村经济, 2019(10): 98-113.
- [12] 霍萱, 林闽钢. 中国农村家庭多维贫困识别指标体系研究[J]. 社会科学战线, 2018(3): 227-236.
- [13] 周小菲, 陈滔, 臧文斌. 新型农村合作医疗对农业劳动力供给的影响[J]. 中国经济问题, 2020(3): 30-42.
- [14] DIZIOLI A, PINHEIRO R. Health insurance as a productive factor[J]. *Labour Economics*, 2016, 40: 1-24.
- [15] 刘文, 罗润东. 人力资本投资风险理论研究新进展[J]. 经济学动态, 2010(1): 91-96.
- [16] 左停, 徐小言. 农村“贫困-疾病”恶性循环与精准扶贫中链式健康保障体系建设[J]. 西南民族大学学报(人文社科版), 2017, 38(1): 1-8.
- [17] 周钦, 袁燕, 臧文斌. 医疗保险对中国城市和农村家庭资产选择的影响研究[J]. 经济学(季刊), 2015, 14(3): 931-960.
- [18] 彭晓博, 王天宇. 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, 2017(12): 59-77.
- [19] 檀学文, 李成贵. 贫困的经济脆弱性与减贫战略述评[J]. 中国农村观察, 2010(5): 85-96.
- [20] 李丽, 白雪梅. 我国城乡居民家庭贫困脆弱性的测度与分解——基于 CHNS 微观数据的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2010, 27(8): 61-73.
- [21] CELIDNI M. Vulnerability to poverty: An empirical comparison of alternative measures[J]. *Applied Economics*, 2013, 45(12): 1493-1506.
- [22] 解丕. 中国老年家庭的经济脆弱性与贫困[J]. 人口与发展, 2014, 20(2): 67-75.
- [23] ROSENBAUM P R, RUBIN D B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects[J]. *Biometrika*, 1983, 70(1): 41-55.

责任编辑: 黄燕妮