



城乡居民医保整合与农村相对贫困治理的 准自然实验研究

高和荣, 范绍丰

(厦门大学公共事务学院, 福建 厦门 361005)

【摘要】推进基本公共服务均等化、防范农村相对贫困是巩固拓展脱贫攻坚成果、促进城乡共同富裕的内在要求。论文基于2013年和2018年中国健康与养老追踪调查数据以及2013年和2019年中国家庭金融调查数据,运用双重差分倾向得分匹配模型,实证检验城乡居民医保整合对农村相对贫困脆弱性的影响。研究发现,城乡居民医保整合显著降低了农村相对贫困脆弱性。这种影响在低收入群体和受大病冲击群体中更加显著,但慢性病患者受到的影响并不显著,且城乡居民医保整合的减贫防贫效应随着脆弱性标准提高呈现下降趋势。机制检验表明,医疗费用支出、健康、劳动参与和家庭资产积累是重要的作用渠道。在此基础上,论文从动态认定相对贫困人口、促进低收入家庭应保尽保、提高农村医保实际保障水平和开展减贫绩效评估等方面提出推进农村相对贫困长效治理的政策建议。

【关键词】城乡居民医保整合;农村相对贫困;贫困脆弱性

【中图分类号】 D632.1:F323.89 **【文献标志码】** A **【文章编号】** 1004-1710(2024)04-0045-13

【DOI】 10.15886/j.cnki.hnus.202303.0155

一、引言

在打赢脱贫攻坚战和全面建成小康社会进程中,政府大力提升贫困地区教育、养老、医疗、文化等基本公共服务水平,将1936万贫困人口纳入农村低保或特困救助供养政策,6098万贫困人口参加了城乡居民基本养老保险,基本实现了应保尽保^①,这对于消除区域性整体贫困特别是绝对贫困发挥了强有力的支撑作用。但是,脱贫人口的脆弱性属性并未发生根本转变,他们仍然存在较大返贫风险^[1]。为此,尚需进一步提升基本公共服务水平,缩小城乡居民基本公共服务待遇差距,缓解相对贫困^[2]。不过,基本公共服务均等化的实践程度是否有利于防止农村居民未来陷入相对贫困,还需进一步研究。基于此,利用2013年和2018年中国健康与养老调查数据以及2013年和2019年中国家庭金融调查数据,使用预期贫困脆弱性法(VEP)测度贫困脆弱性,运用双重差分倾向得分匹配方法,实证检验作为基本公共服务的城乡居民医保整合对农村相对贫困脆弱性的影响和作用机制。

本文的边际贡献在于:第一,率先从医疗保障水平变化以及医保公平性提升维度,评估城乡医保整合政策对缩小农村居民相对贫困的影响,检验该政策减贫效应的作用,丰富了城乡居民医保整合对农村相对贫困影响的研究;第二,已有研究主要是静态地度量家庭的福利水平,较少考量家庭的未来福利或与未来福利相关的风险,因而是一种事后测度,据此制定的反贫困政策存在局限^[3]。本文不仅将医疗保险纳入农村相对贫困治理框架,而且纳入贫困脆弱性治理视角,丰富基本公共服务均等化减贫研究;第三,本文充分利用城乡居民医保整合政策变化带来的“准自然实验”条件,采用双重差分倾向得分匹配模型(PSM-DID)识别城乡居民医保整合与农村居民相对贫困之间的因果效应,并从收入、患慢性病、受大

【收稿日期】 2023-03-18

【作者简介】 高和荣(1969-)男,江苏兴化人,厦门大学公共事务学院教授,博士生导师,主要从事社会保障、社会政策研究。

① 参见国务院新闻办公室发布的《人类减贫的中国实践》白皮书, https://www.gov.cn/zhengce/2021-04/06/content_5597952.htm。

病冲击等维度考察城乡医保整合减贫绩效的异质性特征,为优化我国农村反贫困政策、纵深推进城乡居民医保整合、提升农村居民生活品质和健康福祉提供有益政策参考。

二、文献综述

理论上,作为基本公共服务的城乡居民医保可以通过提高贫困地区农业生产率和贫困人口生产力水平、增强贫困人口的发展能力、降低贫困地区的脆弱性和减少社会排斥来降低贫困发生率^[4]。研究发现,基本公共服务的可获得性不仅具有显著的减贫增收效应^[5],能够显著降低家庭发生多维贫困与多维贫困脆弱性的概率,有效提升脱贫质量^[6],甚至还具有收入分配改善效应^[7]。当然,削减公共服务支出将增加贫困和社会排斥^[8]。因而,有学者建议基本公共服务要常态化、制度化地纳入贫困治理的政策框架^[9]。实际上,基本公共服务的减贫机制不仅在于提升居民基本公共服务的获得机会来减少存量贫困,更在于促进基本公共服务获得机会的均等化降低潜在人群的贫困脆弱性、新增贫困和返贫风险^[10]。从这个角度说,基本公共服务的减贫效应评估至少包括三条研究路径:基本公共服务可获得性的减贫效应、基本公共服务均等化的当下减贫效应以及基本公共服务均等化的未来减贫效应。一些学者从基本公共服务均等化角度拓展基本公共服务的减贫作用研究。杨迎亚和汪为根据省级面板数据,从基本社会保障服务等供给侧层面测算了各省城乡基本公共服务均等化水平,发现城乡基本公共服务均等化水平显著减缓了家庭相对贫困,且在农村地区更为显著^[11]。王大哲等从农民工实际受益层面构建基本公共服务均等化指标体系,研究发现基本公共服务均等化显著缓解了农民工相对贫困^[12]。Zhou Ziming等还发现基本医疗服务均等化可以显著减缓流动人口的多维贫困^[13]。但是,已有研究在测量基本公共服务均等化时侧重于基本公共服务的可获得性方面,如是否参加医疗保险等等,却难以有效反映一定时期内基本公共服务从“有”到“优”变化对贫困的影响。另外,已有研究主要基于静态收入水平衡量基本公共服务均等化对居民当下贫困的影响,较少从贫困脆弱性视角考察基本公共服务均等化的未来减贫效应。不过城乡居民医保整合为评估基本公共服务均等化防范农村相对贫困的因果效应提供了一个准自然实验,因而可以根据实验组即2013年参加新农合、2018年参加城乡居民医保的样本前后结果的变化减去控制组即2013年和2018年均参加新农合的样本前后结果的变化,去除共同趋势的影响以识别出更精确的因果效应。

三、理论分析与研究假设

已有文献表明,医疗费用支出^[14]、健康^[15]、劳动参与^[16]和家庭资产积累^[17]对贫困脆弱性具有显著影响。从医疗费用支出、健康、劳动参与和资产积累等四个维度可以揭示城乡居民医保整合对农村相对贫困脆弱性的影响机制。

各统筹区根据《关于整合城乡居民基本医疗保险制度的意见》(国发〔2016〕3号)规定,在整合过程中普遍遵循“待遇就高不就低、目录就宽不就窄”原则,使得城乡居民医保报销比例整体高于当初实行新农合时的补偿比例^[18]。换句话说,城乡居民医保整合后,农村医疗保障水平可能得到提高,进而降低了参保农民的自费医疗支出,避免医疗支出挤占其他家庭消费性支出,缓解他们相对贫困的脆弱性。有研究证明,降低农村居民医疗费用支出是城乡居民医保整合减贫效应的重要渠道^[19]。据此提出假设1。

假设1:城乡居民医保整合通过显著降低参保农民的医疗费用支出,显著抑制相对贫困脆弱性。

城乡居民医保整合后,基金统筹层次由县级统筹提升为市级统筹,北京、天津、上海等地甚至实现省级统筹。同时,各省市普遍将已有的城镇居民医保和新农合定点医药机构纳入城乡居民基本医保定点范围,从而扩大农村居民就医选择范围,增进优质医疗资源享有的均等化。研究发现,城乡居民医保整合通过提高医保待遇水平,显著增加了参保农民的医疗服务利用^[20],改善了他们的健康水平^{[21][22]},对贫困脆弱性产生显著负向影响^[23]。由此提出假设2。

假设2:城乡居民医保整合通过显著提高参保农民的健康水平,显著抑制相对贫困脆弱性。

提升劳动者的健康资本可以增强他们的劳动力市场参与。不仅如此,城乡居民医保整合后增强了医保关系转移接续服务的便携性,有利于促进城乡劳动力要素自由流动^[24],促进农村居民外出就业和提

高劳动收入,进而缓解相对贫困的脆弱性。由此提出假设3。

假设3:城乡居民医保整合通过显著提高参保农民的劳动参与,显著抑制相对贫困脆弱性。

资产积累是家庭经济长期稳定的重要因素。家庭资产积累越多,不仅可以促进财产性收入增长,而且能通过财产的收入转化应对重大突发性风险冲击,以此缓解贫困脆弱性。资产建设理论指出,促进资产积累有助于家庭创造更好的未来计划,使其摆脱代际贫困传递^[25]。而完善的医疗保险可以减轻家庭的医疗负担,激励家庭进行生产投资,促进家庭资产积累^[26]。综上,本文预期城乡居民医保整合可促进农村家庭资产积累,缓解相对贫困的脆弱性。基于上述分析提出假设4。

假设4:城乡居民医保整合通过显著促进农村家庭资产规模,显著抑制相对贫困脆弱性。

四、实证模型与分析策略

(一)数据来源

中国健康与养老追踪调查数据(CHARLS)是由北京大学执行的跨学科调查项目,现有2011、2013、2015、2018四期追踪数据。本文使用2013年和2018年两期CHARLS构造平衡面板数据。另外,2016年“城乡居民医保整合”在全国范围内普遍施行,由此形成了良好的政策时间窗口和便于构造准自然实验场景。同时,由于城乡居民医保整合在各省市逐步试点开展,2016年前后分别有新的地区实施,为了保证估计结果为城乡居民医保整合的净效应,故选用时间窗格间隔较长的两期数据。选择CHARLS的原因在于:第一,该调查样本覆盖全国28个省(自治区、直辖市)的150个县、450个社区(村),可被视为一个具有代表性的样本。第二,该调查详细采集的参访者健康状况、医疗服务利用、工作、收入等信息,满足本研究对变量的所有需求。在稳健性检验部分,本文还采用中国家庭金融调查数据(CHFS)验证基准回归结果。

具体数据处理如下:(1)剔除不参加医保、参加公费医疗、城镇职工医保、城镇居民医保、商业医疗保险、其他医疗保险样本,由于自2008年起天津、上海、重庆、浙江、山东等地基于自身实际陆续开展城乡居民医保整合,所以2013年数据中有部分已参加城乡居民医保的个体样本。为了保证实验组的准确设定,该部分样本被剔除,仅保留2013年、2018年均参加新农合以及2013年参加新农合、2018年参加城乡居民医保两期数据样本;(2)剔除城市样本和变量缺失值。最终得到两期样本观测值7234个。

(二)模型设定

由于是否参保是居民自愿选择的结果,因而必须考虑由此造成的选择性偏误,这种偏误可能基于年龄、收入等可观测因素,或预期寿命、风险偏好等不可观测因素。为减少模型内生性,本文利用倾向分值匹配基础上的倍差方法。一方面,通过倾向分值匹配,可以有效控制参保组和控制组在可观测特征上的差别,尽量满足“条件独立假设”。另一方面,通过双重差分,可以有效控制不随时间改变的不可观测因素的个体异质性,同时消除参保组和控制组在2013年—2018年间所经历的“共同趋势”。

第一步,建立双重差分模型,新农合到城乡居民医保整合构成了一个良好的自然实验。根据DID模型设定的基本步骤构建两个虚拟变量:一是“实验组”和“对照组”的虚拟变量。二是政策时间虚拟变量。通过比较“实验组”和“对照组”两组样本相对贫困脆弱性的差异,检验城乡居民医保整合对农村相对贫困脆弱性的影响。模型设定如(式1):

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 du + \beta_2 dt + \beta_3 du * dt + \beta_4 control + \delta + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

本文所关注的政策效应为参保组的处理效应ATT。ATT估计量公式如(式2):

$$ATT = E[Y_i(1)|du = 1] - E[Y_i(0)|du = 1] \quad (2)$$

由于反事实 $E[Y_i(0)|du = 1]$ 不可观测,所以使用个体 i 在未干预状态下观测结果进行替代,故式(2)进一步表示为 $ATT = E[Y_i(1)|du = 1] - E[Y_i(0)|du = 0]$ 。如果ATT大于0则表示城乡居民医保整合对农村相对贫困脆弱性具有正向影响,反之则反。

第二步,利用倾向得分匹配模型控制样本选择性偏差,在匹配好的组使用DID,得到净政策平均处理效应ATT:

$$Y_{it}^{psm} = \beta_0 + \beta_1 du + \beta_2 dt + \beta_3 du * dt + \beta_4 control + \delta + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(3)中, Y_{it}^{psm} 为农村相对贫困脆弱性。 du 表示政策虚拟变量,实验组为1,对照组为0; dt 表示时间虚拟变量,政策发生前为0,政策发生后为1, $control$ 表示一系列控制变量, δ 表示个体固定效应; ε_{it} 表示随机扰动项。

(三)变量测量

1. 结果变量

本文的结果变量是参保农民的相对贫困脆弱性。根据 Chaudhuri 等^[27]预期贫困脆弱性(VEP)测算方法,结合 Amemiya 提出的三阶段可行广义最小二乘法对相对贫困脆弱性予以测度^①。假设家庭年人均可支配收入如式(4):

$$\ln Y_h = \beta X_h^Y s_h \quad (4)$$

式(4)中, $\ln Y_h$ 表示家庭人均可支配收入, X_h^Y 表示影响家庭人均可支配收入的变量,在借鉴樊丽明、解垚^[28]研究的基础上, X_h^Y 包括年龄、教育、健康、医疗费用支出、婚姻状态、家庭规模、工作状况以及东中西部变量,按式(4)进行OLS回归,并利用得到的残差平方作为收入波动的反映,按式(5)作OLS再估计。

$$s_h^2 = \rho X_h^s + v_h \quad (5)$$

随后,利用 $\hat{\rho} X_h^s$ 作为权重对式(5)作加权回归,得到 ρ 的有效估计 $\hat{\rho}_{FGLS}$,由于 $\hat{\rho}_{FGLS} X_h^s$ 是家庭人均收入对数的方差 σ_{yh}^2 的一致估计,因而可利用 σ_{yh} 作为权重对式(4)作加权回归,得到 β 的渐进有效一致估计量 $\hat{\beta}_{FGLS}$ 。在此基础上,根据 $E[\ln Y_h | X_h^Y] = \hat{\beta}_{FGLS} X_h^Y$ 和 $V[\ln Y_h | X_h^s] = \hat{\rho}_{FGLS} X_h^s$ 得到家庭人均收入对数的期望和方差,并将其作为家庭未来收入的期望和方差。

借鉴 Christiaensen 和 Subbarao^[29]的研究,假设家庭年人均可支配收入服从对数正态分布,通过选择相应的相对贫困线和脆弱线对贫困脆弱性予以实证测度(式(6)所示 $\ln poor$ 为相对贫困标准线的对数):

$$\hat{V}ul_h = Pr(\ln Y_h \leq \ln poor) = \varphi((\ln poor - \hat{\beta}_{FGLS} X_h^Y) / \sqrt{\hat{\rho}_{FGLS} X_h^s}) \quad (6)$$

由式(6)可见,相对贫困标准线的选取对贫困脆弱性的测度具有重要影响。鉴于大多数学者赞同按农村居民家庭人均可支配收入中位数的40%制定相对贫困标准(孙久文和夏添^[30];沈扬扬和李实^[31];汪三贵和孙俊娜^[32]),本文将相对贫困线定义为农村家庭人均可支配收入中位数的40%。脆弱线的选择具有主观性,已有文献主要选取0.5阈值,即对数家庭人均可支配收入低于对数贫困线50%的概率值。同时,Günther和Harttgen认为,如果居民在未来两年内有50%或更高的概率低于贫困线,则相当于有29%或更高的概率在任何一年都低于贫困线^[33]。综上,本文选取29%和50%两条脆弱线进行分析。根据测算,在29%脆弱性的标准线下,2013年和2018年分别有2113个和3403个样本未来可能陷入相对贫困,分别占总体样本58.42%和94.08%;在50%脆弱性的标准线下,2013年和2018年分别有544个和2491个样本未来可能陷入相对贫困,分别占总体样本15.04%和68.87%。

2. 原因变量

本文原因变量为城乡居民医保,根据DID模型,对相关虚拟变量进行设定。具体构造如下:

(1)组别虚拟变量。“实验组”与“对照组”设定为:农民完整参与两期追踪调查,2013年参加新农合,2018年参加城乡居民医保的样本记为“实验组”,赋值为1;2013年与2018年都参加新农合的样本记为“对照组”,赋值为0。

(2)时间虚拟变量。2013年定义为0,2018年定义为1。

① 参见孙伯驰,段志民.农村低保制度的减贫效果——基于贫困脆弱性视角的实证分析[J].财政研究.2020(02):113-128.

3. 控制变量

参照已有贫困脆弱性文献,本文在个人特征方面选取年龄、性别、健康状况、婚姻状况、教育程度、工作状况和是否领取养老金等变量;家庭特征方面选取家庭规模、家庭土地资产、家庭总消费变量以及东中西部地区特征等变量。相关变量说明与描述性统计见表1。

表1 变量说明与描述性统计

变量	全样本		实验组		对照组	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
贫困脆弱性1(29% 阈值)	0.763	0.426	0.812	0.391	0.755	0.430
贫困脆弱性2(50% 阈值)	0.420	0.494	0.474	0.500	0.411	0.492
门诊总费用	1202.421	3853.454	1338.978	3261.453	1185.213	3923.682
自付门诊费	946.301	3232.822	690.207	1018.474	977.318	3403.810
住院总费用	17896.59	33164.69	16548.84	26851.99	18091.72	34015.71
自付住院费	10292.05	21220.92	10719.28	23393.92	10229.35	20925.92
家庭总资产	353257.4	632625.7	316078.3	587256	356129.5	635936
年龄	62.524	9.849	63.093	9.851	62.436	9.846
性别(男=1)	0.478	0.500	0.496	0.500	0.475	0.499
婚姻(有配偶=1)	0.781	0.414	0.756	0.430	0.784	0.411
自评健康状况 (是=1)	0.512	0.500	0.497	0.500	0.514	0.500
是否慢性病(是=1)	0.254	0.435	0.235	0.425	0.257	0.437
教育程度	2.954	1.715	2.910	1.713	2.961	1.716
是否就业(是=1)	0.511	0.500	0.522	0.500	0.509	0.500
是否领取养老金(是=1)	0.507	0.500	0.513	0.500	0.506	0.500
家庭规模	2.671	1.207	2.571	1.099	2.686	1.222
家庭土地资产(是=1)	0.820	0.384	0.783	0.412	0.826	0.379
家庭总消费(元)	11737.24	35256.43	14093.15	49437.15	11375.02	32522.88
西部=1;其他=0	1	0	1	0	1	0
中部=1;其他=0	1	0	1	0	1	0
东部=1;其他=0	1	0	1	0	1	0

注:有效样本数7234个,其中实验组964个,对照组6270个;门诊总费用、自付门诊费、住院总费用和自付住院费样本数分别为697、685、340、336;为直观起见,表中均为未取对数结果;VIF=1.34<10,变量间不存在严重的多重共线性。

由表1变量的描述性统计结果可知,当贫困脆弱线取0.29时,总体样本相对贫困的脆弱性测度值的均值为0.763,实验组和对照组相对贫困脆弱性测度值的均值分别为0.812、0.755;当贫困脆弱线取0.5时,总体样本相对贫困的脆弱性测度值的均值为0.420,实验组和对照组相对贫困脆弱性测度值的均值分别为0.474、0.411。这表明农村相对贫困的脆弱性较高,且脆弱线取0.29时的相对贫困风险更大。同时,实验组样本相对贫困脆弱性测度值的均值均高于对照组样本,说明相对于对照组样本,实验组样本未来陷入相对贫困的风险更大。但由于可能存在自选择问题,如实验组样本平均年龄偏大,或在个体健康、教育程度、收入、资产等方面本就弱于对照组样本,自然无法根据这一统计结果判断城乡居民医保整合对农村相对贫困脆弱性的影响结果,有必要做进一步的回归分析。

五、实证结果与分析

(一)基准回归结果分析

表2汇报了DID模型城乡居民医保整合对农村相对贫困脆弱性影响的估计结果。*DID*代表政策虚拟变量与时间虚拟变量的交互项,代表城乡居民医保整合对“实验组”样本回归的净处理效应。不加入控制变量,模型(1)显示,当脆弱性门槛值为0.29时,*DID*显著为负,表明城乡居民医保整合可以显著降低农村相对贫困脆弱性;模型(2)加入控制变量后,*DID*仍然显著为负,意味着与参加新农合相比,参加城乡居民医保使农民未来陷入相对贫困的概率减少5.6个百分点。当脆弱性门槛值提高到0.5时,模型(3)和加入控制变量后的模型(4)显示,*DID*并不显著,表明与参加新农合相比,参加城乡居民医保并不能显著降低农民未来陷入相对贫困的概率。

表2 城乡居民医保整合对农村相对贫困脆弱性的影响

变量	脆弱性标准线=0.29		脆弱性标准线=0.5	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DID</i>	-0.039*** (0.012)	-0.056*** (0.013)	0.015 (0.018)	-0.014 (0.014)
年龄		0.005*** (0.001)		0.006*** (0.001)
性别		0.012 (0.008)		-0.008 (0.007)
教育程度		-0.040*** (0.002)		-0.039*** (0.002)
婚姻		-0.200*** (0.009)		-0.402*** (0.009)
是否就业		0.050*** (0.009)		0.156*** (0.009)
是否患慢性病		-0.147*** (0.008)		-0.177*** (0.009)
是否领取养老金		0.034*** (0.009)		0.034*** (0.009)
家庭规模		0.036*** (0.003)		0.037*** (0.003)
家庭土地资产		0.025*** (0.009)		-0.001 (0.009)
家庭总消费		-0.003* (0.001)		0.001 (0.001)
常数项	0.336*** (0.009)	0.183*** (0.041)	-0.076*** (0.007)	0.455*** (0.008)
年份虚拟变量	加入	加入	加入	加入
省份虚拟变量	加入	加入	加入	加入
<i>R</i> ²	0.380	0.526	0.429	0.667
观测值	7234	7234	7234	7234

注:*表示*p*值<0.1,**表示*p*值<0.05,***表示*p*值<0.01;括号内为异方差稳健标准误。下同。

(二)稳健性检验

为确保上述回归结果的稳健性,本文使用PSM-DID等方法来处理整合实施“选择性偏差”可能导致的内生性问题。即选择只与整合组处于共同支持区间范围内的未整合组群体作为对照组,增强整合组与未整合组的可比性。

1.PSM-DID估计 本文利用最邻近匹配、半径匹配和核匹配方法进行样本匹配。限于篇幅,以最邻近匹配方法为例,选择logit模型估计倾向分值函数。平衡性检验结果显示(表3),匹配前绝大多数控制变量标准偏差比较大,控制变量在处理组和对照组之间存在明显差异,如果直接比较两组群体贫困脆弱性差异会产生估计偏差。经匹配后,各变量标准偏差的绝对值在6%及以下,且所有*t*检验结果*p*值大于0.1,即接受原假设“处理组与控制组无系统差异”,平行趋势假设因而得到满足。这说明除核心解释变量

外其他控制变量的系统差异基本得到消除,匹配后的样本通过了平衡性检验。

表3 计算倾向值的Logit模型结果及平衡性检验结果

变量	样本	实验组	控制组	标准偏差	t值	p值
年龄	匹配前	63.093	62.436	6.7	1.93	0.054
	匹配后	63.055	62.702	3.6	0.77	0.440
性别	匹配前	0.496	0.475	4.1	1.18	0.238
	匹配后	0.495	0.517	-4.4	-0.96	0.339
教育程度	匹配前	2.910	2.961	-3.0	-0.86	0.388
	匹配后	2.913	2.899	0.8	0.17	0.862
婚姻	匹配前	0.756	0.784	-6.7	-1.97	0.049
	匹配后	0.758	0.778	-4.7	-1.03	0.305
是否就业	匹配前	0.522	0.509	2.5	0.72	0.474
	匹配后	0.522	0.508	2.7	0.59	0.553
是否患慢性病	匹配前	0.235	0.257	-5.0	-1.44	0.151
	匹配后	0.236	0.246	-2.4	-0.53	0.594
是否领取养老金	匹配前	0.513	0.506	1.5	0.42	0.674
	匹配后	0.515	0.504	2.1	0.46	0.649
家庭规模	匹配前	2.571	2.686	-10.0	-2.78	0.005
	匹配后	2.572	2.508	5.5	1.29	0.199
家庭土地资产	匹配前	0.783	0.826	-10.8	-3.22	0.001
	匹配后	0.785	0.785	6.0	1.25	0.213
家庭总消费	匹配前	7.758	7.816	-2.3	-0.68	0.498
	匹配后	7.758	7.563	6.0	1.26	0.209

为确保倾向得分在实验组和控制组中有较多的重叠部分,需要进行共同支撑检验。图1为实验组和控制组样本匹配前和匹配后的倾向得分的核密度函数图。可以看出,在匹配前实验组和控制组的支撑域差别较大,匹配后实验组和控制组样本的倾向得分区域的重合部分较大,满足共同支撑的假设条件。

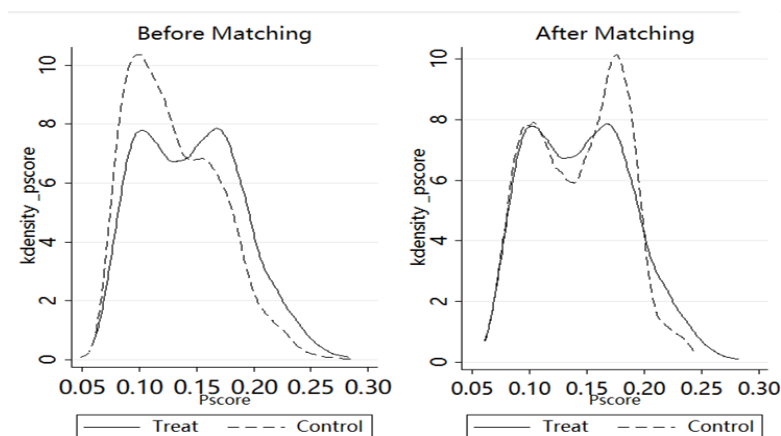


图1 匹配前后实验组和控制组倾向得分核密度函数图

运用匹配成功后的样本进行双重差分估计,结果如表4所示。最近邻匹配、半径匹配和核匹配的回归结果显示,当脆弱性门槛值为0.29时,*DID*依然显著为负,与参加新农合相比,参加城乡居民医保使农村居民未来陷入相对贫困的概率减少5.7个百分点左右;当脆弱性门槛值为0.5时,*DID*并不显著,这一发现支持基准回归结果,本文结论稳健。

2. 替换样本 为避免使用单一数据库容易得到偶然性结果,本文使用 2013 年和 2019 年中国家庭金融调查数据(CHFS)进行稳健性检验。中国家庭金融调查数据(CHFS)详细记录了家庭金融微观层面信息,对家庭经济、金融行为进行了全面细致刻画,因而比较契合本文研究主题和研究对象。PSM-DID 估计结果如表 5 所示。可以看出,回归结果与利用 CHARLS 数据进行 PSM-DID 的估计结果基本一致,表明结论稳健。

表 4 城乡居民医保整合对农村相对贫困脆弱性的影响(PSM-DID 估计)

变量	匹配方法	脆弱性标准线=0.29	脆弱性标准线=0.5
		(1)	(2)
DID	最近邻匹配	-0.056*** (0.017)	-0.010 (0.018)
	半径匹配	-0.057*** (0.013)	-0.013 (0.014)
	核匹配	-0.057*** (0.013)	-0.014 (0.014)
控制变量	控制	控制	控制
年份虚拟变量	加入	加入	加入
省份虚拟变量	加入	加入	加入

注:控制变量包括年龄、性别、婚姻、教育程度、是否就业、是否患慢性病、是否领取养老金、家庭规模、家庭土地资产、家庭总消费。下同。

表 5 替换样本回归结果

变量	脆弱性标准线=0.29	脆弱性标准线=0.5
	(1)	(2)
DID	-0.067*** (0.025)	0.005 (0.014)
常数项	0.780*** (0.076)	0.309*** (0.048)
控制变量	控制	控制
年份虚拟变量	加入	加入
省份虚拟变量	加入	加入
R2	0.452	0.179
观测值	3186	3186

3. 替换结果变量 使用家庭人均收入测量贫困脆弱性存在估计偏差。比如,CHARLS 数据中的收入项目较复杂,由于缺乏统一的计算口径和方法,研究者的主观判断易造成较大的测量误差,而家庭人均消费测量误差小于收入。一些研究[34]以家庭人均消费作为家庭人均收入的替代变量。因此,本文使用家庭人均消费支出^①替代家庭人均收入并重新进行 PSM-DID 回归。可以看出,表 6 回归结果与以上回归结果基本一致,表明结论稳健。

表 6 替换结果变量回归结果

变量	脆弱性标准线=0.29	脆弱性标准线=0.5
	(1)	(2)
DID	-0.072** (0.030)	0.017 (0.024)
常数项	0.854*** (0.107)	0.266*** (0.065)
控制变量	控制	控制
年份虚拟变量	加入	加入
省份虚拟变量	加入	加入
R2	0.466	0.633
观测值	1840	1840

① 鉴于中国家庭金融调查数据单独记录和整理了家庭消费支出变量,故本文在此使用中国家庭金融调查数据进行稳健性检验。

4. 更换双重差分固定效应模型 为更好地处理由不可观测因素带来的遗漏变量偏误,本文采用双重差分固定效应模型进行分析。考虑到样本残差在同一家庭内部可能具有相关性,为稳健起见,将标准误差聚类在家庭层面。表7汇报了更换估计模型后,城乡居民医保整合对农村相对贫困脆弱性的影响。结果显示,参数符号与前文保持一致,且依然显著,表明结论稳健。

表7 双重差分固定效应模型回归结果

变量	脆弱性标准线=0.29	脆弱性标准线=0.5
	(1)	(2)
<i>DID</i>	-0.087*** (0.022)	-0.010 (0.023)
常数项	-4.495*** (0.462)	0.149 (0.565)
个体固定效应	加入	加入
控制变量	控制	控制
年份虚拟变量	加入	加入
省份虚拟变量	加入	加入
<i>R</i> ²	0.419	0.599
观测值	7234	7234

注:*表示 p 值 <0.1 ,**表示 p 值 <0.05 ,***表示 p 值 <0.01 ;括号内为聚类稳健标准误。下同。

(三)异质性分析

以上结果表明,城乡居民医保整合显著抑制了参保农民未来陷入相对贫困的可能性。然而,这种影响可能在不同特征群体中存在异质性。因此,本文将全样本分为低收入群体、中等收入群体和高收入群体^①、受大病冲击群体^②以及患慢性病群体,利用PSM-DID进行分样本回归。表8和表9分别表示脆弱线等于0.29和0.5时的回归结果。

表8结果表明,当脆弱线等于0.29时,城乡居民医保整合对农村相对贫困影响具有明显差异。第一,城乡居民医保整合对不同收入群体的相对贫困均具有显著抑制作用。从经济显著性上看,城乡居民医保整合对低收入群体的影响更大。具体来说,城乡居民医保整合使低收入群体的相对贫困脆弱性降低了6个百分点,且在1%统计水平上显著,中等群体和高收入群体分别降低了4.3个百分点和5.6个百分点,二者均在5%统计水平上显著;第二,城乡居民医保整合显著抑制受大病冲击群体陷入相对贫困,使大病冲击群体陷入相对贫困的概率降低了5.2个百分点;第三,城乡居民医保整合未显著抑制慢性病患者的相对贫困风险。

表8 脆弱线=0.29时的回归结果

变量	低收入群体	中等收入群体	高收入群体	受大病冲击	患慢性病
<i>DID</i>	-0.060*** (0.019)	-0.043** (0.019)	-0.056** (0.030)	-0.052*** (0.012)	-0.008 (0.020)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份虚拟变量	加入	加入	加入	加入	加入
省份虚拟变量	加入	加入	加入	加入	加入
<i>R</i> ²	0.459	0.499	0.562	0.499	0.559
观测值	2897	2892	1449	3268	1839

① 根据国家统计局收入五等份划分方法,将样本中低收入组、中间偏下低收入组作为低收入群体,中间和中间偏上作为中等收入群体,高收入组作为高收入群体。

② 借鉴李庆霞和赵易(2020)研究,依据灾难性医疗支出指标,将受大病冲击群体定义为样本当年住院自付费用超过年人均收入的40%。参见李庆霞,赵易.城乡居民大病保险减少了家庭灾难性医疗支出吗[J].农业技术经济,2020(10):115-130.DOI:10.13246/j.cnki.jae.2020.10.009.

表9结果表明,当脆弱线等于0.5时,城乡居民医保整合对农村相对贫困影响依然具有较大差异。具体表现在城乡居民医保整合使农村低收入群体陷入相对贫困的概率显著降低5.3个百分点,但对中高收入群体、受大病冲击和慢性病患者相对贫困脆弱性的影响并不显著。

表9 脆弱性线=0.5时的回归结果

变量	低收入群体	中等收入群体	高收入群体	受大病冲击	患慢性病
<i>DID</i>	-0.053** (0.023)	-0.007 (0.023)	0.046 (0.031)	0.008 (0.020)	-0.006 (0.023)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份虚拟变量	加入	加入	加入	加入	加入
省份虚拟变量	加入	加入	加入	加入	加入
<i>R</i> ²	0.682	0.660	0.662	0.668	0.653
观测值	2897	2892	1445	3268	1839

以上表明,当脆弱性标准为0.29时,城乡居民医保整合对不同收入群体和受大病冲击群体相对贫困脆弱性的影响均显著,但对低收入群体的影响更大。当脆弱性标准提高到0.5时,城乡居民医保整合仅对低收入群体相对贫困脆弱性产生显著影响,且影响系数降至0.053。同时,对慢性病患者相对贫困脆弱性的影响不显著。这表明,仍需进一步提高城乡居民医保的防贫功能。

六、城乡居民医保整合对农村相对贫困的影响机制分析

(一)医疗费用支出的影响

为了验证城乡居民医保整合是否通过医疗费用支出影响相对贫困,本文运用双向固定效应模型考察城乡居民医保对医疗费用支出的影响。其中用“门诊总费用”“门诊自付费用”“住院总费用”以及“住院自付费用”测量医疗费用支出。回归结果表明,城乡居民医保整合可以有效降低农村居民的门诊费用支出,且在10%水平上显著,但对住院总费用、住院自付费用不具有显著影响。本文将门诊费用支出作为机制变量加入式(3),通过观察核心解释变量*DID*的估计系数和显著性来判断上述机制是否存在。加入门诊费用支出后的回归结果显示,*DID*估计系数失去显著性。因此,医疗费用支出是城乡居民医保整合影响相对贫困脆弱性的传导机制^①。

(二)健康和劳动参与的影响

为了验证城乡居民医保整合是否通过健康和劳动参与影响相对贫困,本文运用双向固定效应模型考察城乡居民医保整合对健康和劳动参与的影响。其中,健康用“自评健康状况”和“是否患慢性病”进行衡量;劳动参与用“是否就业”进行衡量。回归结果表明,城乡居民医保整合显著提高参保农民的健康水平和劳动参与。具体而言,城乡居民医保整合使参保农民患慢性病的概率减少7.16个百分点,并使农村参保居民自评健康水平提高5.11个百分点,且二者至少在5%水平上显著。在劳动参与上,城乡居民医保整合使参保农民就业的概率增加6.35个百分点,且在5%水平上显著。本文将自评健康状况、是否患慢性病和是否就业作为机制变量分别加入式(3),发现核心解释变量*DID*估计系数出现显著上升,意味着健康和就业是影响相对贫困脆弱性的负向传导机制。换句话说,城乡居民医保整合显著提高了参保农民的健康水平和就业参与,降低了参保农民的相对贫困脆弱性。

(三)家庭资产的影响

为了验证城乡居民医保整合是否通过家庭资产影响相对贫困,本文运用双向固定效应模型考察城乡居民医保整合对家庭资产的影响。其中,家庭资产用“家庭总资产规模”进行衡量。回归结果表明,城乡居民医保整合显著提高参保农民的家庭总资产,且在5%水平上显著。本文将家庭资产作为机制变量加入式(3),发现核心解释变量*DID*估计系数出现显著上升,意味着家庭资产是城乡居民医保整合影响相对贫困脆弱性的负向传导机制。也就是说,城乡居民医保整合显著提高了参保农民的家庭总资产规

① 限于篇幅,以下均未汇报详细回归结果,留存备案。

模,进而降低了参保农民的相对贫困脆弱性。

七、研究结论和政策建议

推进基本公共服务均等化、提升城乡基本医疗保险受益公平对于缓解居民相对贫困、增进人民健康福祉和提高人民生活品质具有重要作用。本文基于2013年和2018年中国健康与养老追踪调查数据及2013年和2019年中国家庭金融调查数据,运用双重差分倾向得分匹配模型,以城乡居民医保整合为准自然实验,实证检验城乡居民医保整合对农村相对贫困脆弱性的影响。研究发现,城乡居民医保整合显著减缓了农村相对贫困的脆弱性,减少幅度为5.6—8.7个百分点,这种影响在低收入群体和受大病冲击群体中更加显著,但对慢性病患者并不显著。不仅如此,随着脆弱性标准提高,城乡居民医保整合的减贫防贫效应随之降低。机制检验表明,城乡居民医保整合的“事前投资激励效应”和“事后补偿效应”共同决定了防贫效果。也就是说,城乡居民医保整合有效降低参保农民的门诊医疗费用支出,改善其健康和劳动参与,促进家庭资产积累,合力降低相对贫困的脆弱性。为切实增强城乡居民医保对参保农民特别是低收入群体的反贫困作用,提出以下建议。

第一,依托低收入人口动态监测信息平台,精准和动态识别相对贫困人口。可根据农民年人均可支配收入设置相对贫困线以及个人年度累计自付医疗费用占地区上年度农村人均可支配收入比例设置“因病致贫返贫”预警线,并将超过贫困线和预警线的参保人员信息,定期分类推送相关职能部门进行综合研判、比对核查和动态认定,开展精准帮扶,织密织牢医保防贫网。

第二,确保农村低收入人口应保尽保,筑牢防止因病规模性致贫返贫底线。要利用大数据实现各级医保部门与财政局、税务局、民政局、乡村振兴局、残联等信息互联互通,构建覆盖全省域的低收入人口基础数据库,定期比对参保信息,确保低收入人口动态参保覆盖。同时,完善参保缴费分类资助政策,按特困人员、低保户、返贫致贫人口、脱贫不稳定人口以及突发灾难性医疗支出人口等分类制定差异化资助标准,部分困难的低收入家庭可以不缴费,以持续减轻他们的缴费负担,并对非个人原因停保断保的农村低收入人口不设待遇享受等待期,确保待遇接续享受。

第三,提高城乡居民医保实际保障水平,增强医保反贫困功能。一方面,扎实推进城乡居民医保普通门诊统筹,适当提高门诊医疗费用年度最高支付限额。继续扩大慢性病病种统筹保障范围,并由病种保障逐渐转向费用保障,促进门诊慢特病待遇水平向同级住院待遇水平靠齐。另一方面,探索实施低收入家庭自付医疗费用封顶制度,增强城乡居民医保的亲贫性。可以利用家庭年医疗费用支出占家庭收入或生活消费支出一定比例制定自付限额标准,使之有利于切实降低低收入家庭的医疗费用支出和就医负担,进而促进农村低收入家庭人力资本投资,增强其内生发展动力和抗贫困风险能力。

第四,开展城乡居民医保防范相对贫困风险的绩效评估。应将防范相对贫困风险纳入政府高质量发展考核和年度政绩考核指标评价体系,结合资助参保人数、人均缴费水平、门诊就医次数、住院就医次数、医保实际报销比例、个人自付医疗费用支出占可支配收入比例等指标开展自查和委托第三方机构评估,全面考察城乡居民医保在降低农民相对贫困风险方面的成效和不足,靶向性地优化和动态调整城乡居民医保的缴费和待遇保障政策,切实增强城乡居民医保反贫困治理效能。

参考文献:

- [1] 王介勇,戴纯,刘正佳,李裕瑞.巩固脱贫攻坚成果,推动乡村振兴的政策思考及建议[J].中国科学院院刊,2020,35(10):1273-1281.
- [2] 李小云,苑军军,于乐荣.论2020后农村减贫战略与政策:从“扶贫”向“防贫”的转变[J].农业经济问题,2020(02):15-22.
- [3] 专题讨论·贫困脆弱性·主持人语[J].上海财经大学学报,2019,21(03):0.
- [4] 曾小溪,曾福生.基本公共服务减贫作用机理研究[J].贵州社会科学,2012(12):91-94.
- [5] ROSARIA R C,GIORGIO L,MARANI U.Structural public balance adjustment and poverty in Europe[J].Structural change and economic dynamics,2019,50(C):227-236.
- [6] 曾福生,曾小溪.基本公共服务减贫实证研究——以湖南省为例[J].农业技术经济,2013(08):4-11.

- [7] 乔俊峰,郭明悦.基本公共服务能有效提升脱贫质量吗?——基于多维贫困和多维贫困脆弱性的视角[J].财政研究,2021(12):48-62.
- [8] 朱盛艳,李瑞琴.基本公共服务可获得性的农村贫困效应检验:基于增长效应与分配效应的双重审视[J].农村经济,2019,442(08):60-67.
- [9] 左停,徐加玉,李卓.摆脱贫困之“困”:深度贫困地区基本公共服务减贫路径[J].南京农业大学学报(社会科学版),2018,18(02):35-44+158.
- [10] 王瑜,汪三贵.基本公共服务减贫:理论概念、现实关切与评估建议[J].贵州社会科学,2018(09):164-168.
- [11] 杨迎亚,汪为.城乡基本公共服务均等化的减贫效应研究[J].华中科技大学学报(社会科学版),2020,34(02):75-82+140.
- [12] 王大哲,朱红根,钱龙.基本公共服务均等化能缓解农民工相对贫困吗?[J].中国农村经济,2022(08):16-34.
- [13] ZHOU Z M,JIANG Y M,WU H T,et al. The age of mobility: can equalization of public health services alleviate the poverty of migrant workers?[J].International journal of environmental research and public health,2022,19(20):13342.
- [14] 高健,丁静.新农合大病保险能缓解农村长期贫困吗?——来自贫困脆弱性视角的检验[J].兰州学刊,2021(04):170-181.
- [15] 韦艳,汤宝民.健康冲击、社会资本与农村家庭贫困脆弱性[J].统计与信息论坛,2022(10):103-116.
- [16] 高若晨,李实.农村劳动力外出是否有利留守家庭持久脱贫?——基于贫困脆弱性方法的实证分析[J].北京师范大学学报(社会科学版),2018(04):132-140.
- [17] 邹薇,屈广玉.“资产贫困”与“资产扶贫”——基于精准扶贫的新视角[J].宏观经济研究,2017(05):69-73.
- [18] 仇雨临,张鹏飞.从“全民医保”到“公平医保”:中国城乡居民医保制度整合的现状评估与路径分析[J].河北大学学报(哲学社会科学版),2019,44(02):128-138.
- [19] 郑超,王新军,孙强.城乡医保统筹政策、健康风险冲击与精准扶贫绩效研究[J].公共管理学报,2022,19(01):146-158+176.
- [20] 陈钰晓,赵绍阳,卢历祺.医保扶贫政策对农村低收入人口医疗服务利用的影响研究[J].中国农村观察,2022,168(06):122-141.
- [21] 常雪,苏群,周春芳.城乡医保统筹对居民健康的影响[J].中国人口科学,2018(06):103-114+128.
- [22] 何文,申曙光.城乡居民医保一体化政策缓解了健康不平等吗?——来自中国地级市准自然实验的经验证据[J].中国农村观察,2021(03):67-85.
- [23] 岳崴,王雄,张强.健康风险、医疗保险与家庭财务脆弱性[J].中国工业经济,2021(10):175-192.
- [24] 洪灏琪,宁满秀.医疗保险权益便携性是否降低了农村劳动力就业“锁定”——来自城乡居民医保统筹的准自然实验研究[J].农业技术经济,2020(11):83-95.
- [25] 迈克尔·谢若登.资产与穷人——一项新的美国福利政策[M].高鉴国,译.北京:商务印书馆,2005:158.
- [26] 王稳,孙晓珂.医疗保险、健康资本与家庭金融资产配置研究[J].保险研究,2020(01):87-101.
- [27] CHAUDHURI S,JALAN J, SURYAHADI A.Assessing household vulnerability to poverty from cross-sectional data: a methodology and estimates from Indonesia[R].Discussion papers, 2002:1-25.
- [28] 樊丽明,解垚.公共转移支付减少了贫困脆弱性吗?[J].经济研究,2014,49(08):67-78.
- [29] CHRISTIAENSEN L J,SUBBARAO K.Towards an understanding of household vulnerability in rural kenya[J].Journal of african economies,2005,14(4):520-558.
- [30] 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.
- [31] 沈扬扬,李实.如何确定相对贫困标准?——兼论“城乡统筹”相对贫困的可行方案[J].华南师范大学学报(社会科学版),2020(02):91-101+191.
- [32] 汪三贵,孙俊娜.全面建成小康社会后中国的相对贫困标准、测量与瞄准——基于2018年中国住户调查数据的分析[J].中国农村经济,2021(03):2-23.
- [33] GUNTHER I,HARTTGEN K.Estimating households vulnerability to idiosyncratic and covariate shocks: a novel method applied in madagascar[J].World development,2009,37(7):1222-1234.
- [34] ZHANG C, LEI X, STRAUSS J, et al.Health insurance and health care among the mid-aged and older Chinese: evidence from the national baseline survey of CHARLS[J].Health economics, 2017,26(4):431-449.

[责任编辑:肖 琴]

A quasi-natural experimental study of the rural-urban medical insurance integration and the governance of relative poverty in rural areas

GAO Herong, FAN Shaofeng

(School of Public Affairs,Xiamen University,Xiamen 361005,China)

Abstract: Promoting the equalization of basic public services and preventing the risk of relative poverty in rural areas are the inherent requirements for consolidating and expanding the achievements of poverty alleviation, and promoting the common prosperity in rural and urban areas. Based on the data of China Health and Retirement Longitudinal Study from 2013 and 2018, along with that of China Household Finance Survey from 2013 and 2019, this paper empirically tests the impact of the rural-urban medical insurance integration on the relative poverty vulnerability in rural areas according to the PSM-DID model. The results show that the rural-urban medical insurance integration significantly reduces the vulnerability of relative poverty in rural areas. This impact is more significant in the low-income and the groups affected by major diseases; however, the impact on patients with chronic diseases is not significant. Furthermore, the effects that the rural-urban medical insurance integration reduces and prevents poverty show a downward trend as the standards of vulnerability improve. A test of mechanism indicates that the medical expenditures, health, labor participation, and family asset accumulation are the important channels. Accordingly, this paper puts forward the policy suggestions to promote the long-term governance of relative poverty in rural areas in terms of the dynamic identify of the relatively poor population, the promotion of aid and guarantees for all those who qualify for help, the improvement of substantially medial aid levels in rural areas, and the practice of performance evaluation of poverty alleviation.

Key words: rural-urban medical insurance integration; relative poverty in rural areas; poverty vulnerability