

城乡居民医保制度统筹会产生促健防贫效用？

——基于 PSM-DID 方法的研究

郭 庆^{1*} 吴 忠²

1. 上海工程技术大学管理学院 上海 201620

2. 上海理工大学管理学院 上海 200093

【摘要】目的：考察城乡居民医保制度统筹带来的健康绩效和防贫绩效。方法：采用 2014 年和 2016 年两期中国劳动力动态调查（CLDS）平衡面板数据，分别选用自评健康状况和贫困脆弱性指标衡量个体健康水平和贫困风险抵御能力，使用倾向得分匹配双重差分法分析城乡医保制度统筹的促健防贫效用。结果：基准回归结果和稳健性分析都表明，城乡医保制度统筹能够显著提升个人的健康水平和贫困风险抵御能力；异质性分析发现，城乡医保制度统筹对流动人口并无显著有效的促健防贫效用。结论：城乡医保制度统筹工作的推进应促进区域间和人群间的医疗服务资源配置，实现健康平等；施行健康防贫政策；以健康为导向，完善多层次医疗保障体系。

【关键词】 城乡医保制度统筹；健康绩效；防贫绩效；贫困脆弱性；PSM-DID 模型

中图分类号：R197 文献标识码：A doi:10.3969/j.issn.1674-2982.2020.07.002

Will overall planning of urban and rural health insurance systems have effect on health promotion and poverty alleviation: Research based on PSM-DID method

GUO Qing¹, WU Zhong²

1. School of Management, Shanghai University of Engineering and Technology, Shanghai 201620, China

2. School of Management, University of Shanghai for Science and Technology, Shanghai 200093, China

【Abstract】 Under the background of healthy China strategy and post-poverty alleviation era, in order to investigate the health performance and poverty prevention performance brought about by the coordination of urban and rural medical insurance system, this paper uses the balanced panel data of China Labor Force Dynamic Survey (CLDS) conducted during the period from 2014 to 2016, selects self-rated health status and poverty vulnerability indicators to measure individual health level and poverty risk resistance ability, and analyzes the health promotion and poverty alleviation effectiveness of the overall planning of urban and rural medical insurance systems using the propensity score (PS) and the matching double difference (DID) methods. The benchmark regression results and robust analysis showed that the overall planning of urban and rural medical insurance system can significantly improve the individual's health status and poverty risk resistance ability. Heterogeneity analysis also found that, for the floating population, the overall planning of urban and rural medical insurance system has no significant effect on health promotion and poverty alleviation. Based on this, the promotion of urban and rural medical insurance system should promote the rational allocation of medical service resources among regions and people to achieve health equity; implement health and poverty alleviation policies, and enhance the health-oriented multi-level medical security system.

【Key words】 Overall planning urban and rural medical insurance; Health performance; Poverty alleviation performance; Poverty vulnerability risk; PSM-DID method

* 基金项目：国家社会科学基金项目(16ASH013);国家社会科学基金项目(16BJY001)

作者简介：郭庆(1995 年—)，男，硕士研究生，主要研究方向为社会保障与公共政策研究。E-mail:guoqingsues@163.com

为满足城镇非就业人群和农村人口的医疗保障需求,我国于2003年和2007年分别实施了新型农村合作医疗制度(以下简称“新农合”)与城镇居民基本医疗保险制度(以下简称“城镇居民医保”)。自两项医疗保险制度实施以来,人民群众的医疗保障和健康水平稳步提升,制度绩效的发挥持续平稳,对于建立健全全面基本医疗保障体系发挥了重要作用。同时,长期的城乡二元分离格局也使得两项制度城乡分割的负面影响凸显,存在着待遇差距、重复参保等制度的公平和效率问题。国务院于2016年印发《关于整合城乡居民基本医疗保险制度的意见》,明确提出整合新农合和城镇居民医保,建立统一的城乡居民基本医疗保险制度(以下简称“城乡居民医保”)。数据显示,2019全年城乡居民医保基金收入8451.00亿元,同比增长7.71%;支出8128.36亿元,同比增长14.23%;年末累计结存5061.82亿元。^[1]

城乡居民医保已经在基本医疗保障体系中发挥其制度效能。

基本医疗保险制度作为维护人民群众健康和政府转移支付的工具之一,其制度绩效备受学术界关注。在“健康中国2030”战略和“后扶贫时代”背景下,本文将重点考察城乡居民医保制度统筹带来的健康绩效及防贫绩效:与之前新农保和城镇居民医保相比,城乡医保统筹后参保居民的健康水平和贫困风险抵御能力是否显著提升?回答该问题,不仅能够考察整合后城乡居民医保的制度绩效和政策效果,还能为“健康中国2030”战略的具体实施及“后扶贫时代”的防贫工作提供实证依据和参考。

1 文献综述

关于城乡医保制度统筹与医疗服务和健康的研究。首先从医疗服务和医疗行为看,马超等研究发现城乡医保统筹显著提高了农村居民过去一个月看病门诊次数。^[2]何桂香对新疆乌鲁木齐市城乡医保统筹前后的政策变化进行分析,发现制度统筹对参保人员的就医选择有积极引导作用。^[3]马超等人基于Roemer机会公平理论,认为城乡医保制度统筹显著缓解了居民医疗服务使用机会的不平等状况。^[4]朱凤梅基于某市2009—2014年的住院报销数据,分析发现城乡医保制度统筹显著提升了农村老年人群的医疗服务需求。^[5]再从健康水平改善看,马超等基于

社会融入理论,认为城乡医保制度统筹能够促进农业流动人口心理健康层面的社会融入。^[6]常雪等不仅通过双重差分模型分析发现城乡医保制度统筹能够显著提高居民自评健康水平,还通过路径分析发现城乡医保制度统筹通过减少居民患病避医的行为来提高其自评健康水平。^[7]

关于基本医疗保险制度与贫困的关系,多数学者肯定了各类基本医疗保险制度的减贫效果。^[8-11]然而就城乡医保制度统筹与贫困而言,国内却鲜有文献深入探讨城乡医保制度统筹的减贫效果。周坚等基于CHARLS面板数据,运用多维贫困指数和双重差分模型研究发现参保城乡居民医保能显著降低农村老年人口多维贫困的发生率^[12];刘莉等基于2011年和2013年CHARLS微观数据,运用分位数倍差法分析发现城乡医保一体化显著降低受益群体的医疗负担,从而减少参保个体因病致贫返贫的风险。^[13]

通过对已有研究文献的梳理和评述,本文发现国内学者缺乏对城乡医保统筹政策实施后的政策效应评估;多数研究广泛使用双重差分法评估政策效应,虽然双重差分法能够较大程度消除内生性问题,但难以解决样本偏差问题;贫困具有动态性,贫困概念不应只包含当前贫困,还应涵盖未来贫困,通过当期人均收入判定贫困状态并不能赋予贫困的前瞻性理念。基于此,本文选用2014年和2016年两期CLDS平衡面板数据,采用自评健康状况和贫困脆弱性度量个体健康水平和贫困风险抵御能力,使用倾向得分匹配双重差分法(简称PSM-DID)分析城乡医保制度统筹的促健防贫效用。

2 模型设定、数据及变量说明

2.1 双重差分法

双重差分法(Difference in Differences, DID)由Ashenfelter于1978年提出^[14],是国内学者用来评估政策效应的常用方法。基于本文研究背景,双重差分法的简单原理如下:2016年国务院印发《关于整合城乡居民基本医疗保险制度的意见》,因此,本文以2016年作为城乡医保统筹政策的时间处理点,将2014年参加新农合或城镇居民医保并且2016年参加城乡居民医保的样本设定为实验组,将2014年参加新农合或城镇居民医保且在2016年仍然参加新农合或城镇居民医保的样本划归为对照组。在满足

平行趋势假定前提下,即城乡医保统筹政策时间处理点之前两组的考察变量拥有相同的时间效应,那么城乡医保统筹政策时间处理点后两组之间考察变量的变化情况就是城乡医保统筹政策实施带来的政策效应。基于模型原理,本文构建如下双重差分模型:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 treat_{it} + \alpha_2 year_{it} + \alpha_3 treat_{it} * year_{it} + \alpha_4 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中 Y_{it} 代表样本 i 在 t 年的自评健康水平或贫困脆弱性; $treat_{it}$ 为分组虚拟变量,实验组取值为 1,对照组取值为 0; $year_{it}$ 代表时间的虚拟变量,2016 年之后取值为 1,2016 年之前取值为 0; 对照组于 2016 年前后自评健康水平或贫困脆弱性的差异为 α_2 ,即为时间效应,实验组于 2016 年前后自评健康水平或贫困脆弱性变化为 $\alpha_2 + \alpha_3$,扣除时间效应带来的影响后,得到的 α_3 则为本文重点关注的城乡医保统筹带来的健康绩效或防贫绩效; X_{it} 表示控制变量; ε_{it} 表示随机误差项。本文在具体的回归模型中根据被解释变量的特征,使用多元线性回归模型分析城乡医保统筹对贫困脆弱性的影响程度,采用 Probit 模型考察城乡医保统筹与个体自评健康的关系。

2.2 倾向得分匹配法

倾向得分匹配法 (Propensity Score Matching, PSM) 由 Rosenbaum 和 Rubin 于 1983 年提出^[15],结合本文研究背景,该方法思路如下:首先选取协变量 X_i ,为满足可忽略性假定,协变量应尽可能包括影响样本自评健康水平、贫困脆弱性和是否参与城乡居民医保的相关变量。其次,使用 Logit 模型或者 Probit 模型通过协变量 X_i 估计出样本是否参与城乡居民医保的概率 $P_i(X)$,即倾向得分。最后基于不同匹配方法对倾向得分进行匹配。

$$P_i(X) = \Pr(treat_{it} = 1 | X_i) = F[f(X_i)] \quad (2)$$

式(2)中 X_i 表示协变量,本文选取了年龄、性别、教育程度、婚姻状况、城乡类别、家庭同住人口规模、是否流动等变量作为协变量。 $f(X_i)$ 为线性函数; $F[\cdot]$ 表示 Logit 函数,本文选用 Logit 模型通过协变量计算得出样本 i 参与城乡医保统筹政策的概率,即倾向得分 $P_i(X)$ 。

本文选用一阶最近邻匹配法对实验组和对照组进行一对一无放回匹配,在 2016 年未参与城乡居民医保的样本中匹配与 2016 年参加城乡居民医保样

本的倾向得分值相近的个体作为对照组,随后再通过式(1)对匹配后的实验组与对照组进行双重差分估计,可以较为准确的考察城乡医保制度统筹产生的健康绩效和防贫绩效。

2.3 数据来源与处理

本文选用的数据来源于 2014 和 2016 年中国劳动力动态调查数据 (China Labor-force Dynamics Survey, CLDS),该项调查以 15~64 岁劳动年龄人口为调查对象,调查范围覆盖全国 29 个省份(除港澳台、西藏、海南外),调查内容涉及人口、经济、健康等多学科领域内容,涵盖了劳动力个体、家庭和社区三个层面的追踪和横截面数据。本文选择 2014 年参加新农合或城镇居民医保且在 2016 年保持参保类型不变或转变为城乡居民医保的参保样本作为本文的研究对象。此外,考虑到增强样本的对照性,本文剔除了除参加城镇居民医保、新农合和城乡居民医保外还参加其他医疗保险的样本。筛选后得到两期平衡面板数据,最终获得 7 332 个样本,其中 2014 年参加新农合或城镇居民医保且在 2016 年转而参加城乡居民医保的样本 460 个(实验组);2014 年参加新农合或城镇居民医保且在 2016 年参保类型不变的样本 6 872 个(对照组)。

2.4 变量说明

自评健康变量作为评价个人健康状况的主观指标,虽存在一定的测量误差,但仍是衡量个人健康状况的优良指标,且被国内学者广泛使用。CLDS 问卷将个人自评健康状况分为 5 类,分别是非常健康、健康、一般、比较不健康和非常不健康。本文将自评健康状况非常健康、健康和一般的人群划归为健康组,取值为 1;将自评健康状况为比较不健康和非常不健康的人群划归为不健康组,取值为 0。

贫困脆弱性作为一种前瞻性指标,其表征个体未来陷入贫困的概率,体现了贫困的动态性。本文选用 VEP 估计方法测算个体的贫困脆弱性,并在此基础上考察城乡医保统筹政策的防贫绩效,其具体计算步骤如下:

$$\ln Y_{i,t} = \beta X_{i,t} + e_i \quad (3)$$

$$\hat{e}_i^2 = \theta X_i + \eta_i \quad (4)$$

第一步,对个人家庭人均收入对数进行回归估计,然后将回归所得的残差平方作为收入波动进行

OLS 估计。式(3)中 $X_{i,t}$ 指影响家庭人均收入的变量,本文从个人特征和家户特征等层面选取变量对个人家庭人均收入对数进行回归估计。

$$\hat{E}(\ln Y_i | X_i) = X_i \hat{\beta}_{FGLS} \quad (5)$$

$$\hat{V}(\ln Y_i | X_i) = \hat{\sigma}_{e,t}^2 = X_i \hat{\theta}_{FGLS} \quad (6)$$

第二步,在第一步的基础上构建异方差结构作为权重重新对残差平方和收入对数进行加权回归,继而得到 $\hat{\beta}_{FGLS}$ 和 $\hat{\theta}_{FGLS}$ 后可以直接估计未来收入对数的期望值和方差。

$$V_{i,t} = \Pr(\ln Y_i < \ln Z) = \Phi\left(\frac{\ln z - X_i \hat{\beta}_{FGLS}}{\sqrt{X_i \hat{\theta}_{FGLS}}}\right) \quad (7)$$

第三步,选择贫困标准线,根据式(7)计算贫困

脆弱性。其中 Z 表示为贫困标准线,遵循学界通行做法,本文选取世界银行提出的 1.9 美元/天作为贫困标准,根据相应年份的汇率换算可得 2014 年的贫困标准线是 4 260 元/年,2016 年的贫困标准线是 4 606 元/年。

核心解释变量和控制变量。核心解释变量为参与医保统筹政策虚拟变量和时间虚拟变量的交互项 ($treat_u * year_u$)。为控制其他影响因素的影响,更加准确考察城乡医保统筹政策的健康绩效和防贫绩效,本文在参考其他文献的基础上,选取年龄、性别、户籍、婚姻状况、受教育程度、家庭同住人口规模和是否异地流动变量作为控制变量。^[16-19] 各类变量的描述性统计分析结果见表 1。

表 1 变量描述性统计

| 变量 | 总样本 | | 实验组 | | 对照组 | |
|------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 |
| 自评健康 | 0.479 | 0.500 | 0.502 | 0.501 | 0.478 | 0.500 |
| 贫困脆弱性 | 0.262 | 0.135 | 0.222 | 0.137 | 0.265 | 0.134 |
| 性别(男性=1) | 0.454 | 0.498 | 0.491 | 0.500 | 0.451 | 0.498 |
| 年龄 | 48.38 | 12.40 | 47.68 | 13.23 | 48.42 | 12.34 |
| 婚姻(有配偶=1) | 0.903 | 0.295 | 0.887 | 0.317 | 0.905 | 0.294 |
| 城乡类别(城镇=1) | 0.063 | 0.242 | 0.148 | 0.355 | 0.057 | 0.231 |
| 教育程度 | 2.652 | 1.466 | 2.937 | 1.716 | 2.633 | 1.446 |
| 是否流动(是=1) | 0.181 | 0.385 | 0.146 | 0.353 | 0.183 | 0.387 |
| 家庭规模 | 4.322 | 1.938 | 4.339 | 1.910 | 4.321 | 1.940 |
| 样本数 | 7 332 | | 460 | | 6 872 | |

3 实证分析

3.1 倾向得分匹配处理

满足共同支撑假设和平行假设是正确使用倾向得分匹配方法的两个前提条件。本文选用核密度函数图对共同支撑假设进行检验,图 1 分别表示了匹配前后的共同支撑域,匹配前实验组与对照组之间

的倾向得分分布差距较大,匹配后二者分布曲线走势一致且高度拟合,证明匹配效果理想,满足共同支撑域假设。从表 2 的平衡性检验结果来看,匹配后除自评健康变量外其余控制变量的标准化偏差明显缩小,绝对值均低于 10%。此外, t 检验结果还表明匹配后实验组和对照组的控制变量已无显著差异,满足平衡性假设,匹配效果佳。

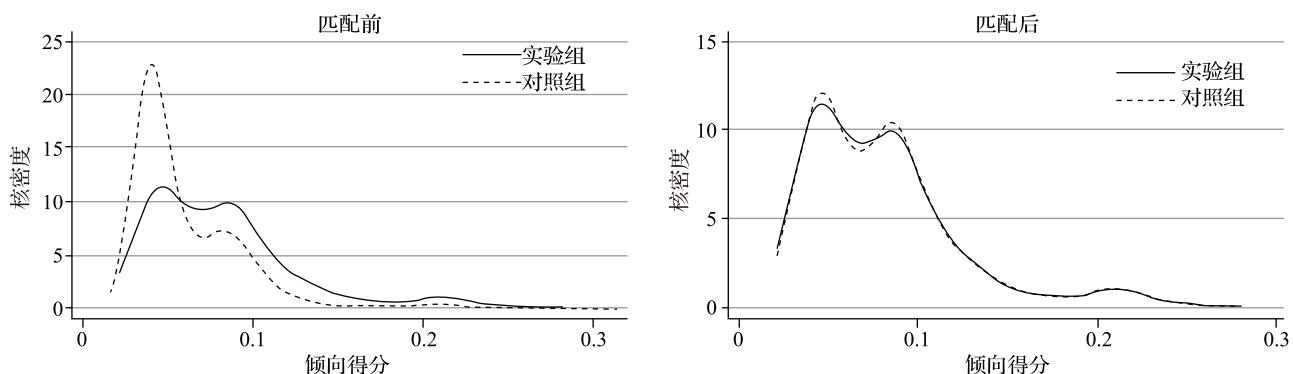


图 1 倾向得分匹配共同支撑域检验核密度函数图

表 2 平衡性检验结果

| 变量 | 匹配 | 均值 | | 标准化偏差 | 标准化偏差差异 (%) | t-test | |
|------|-----|-------|--------|-------|-------------|--------|-------|
| | | 实验组 | 对照组 | | | t | p > t |
| 年龄 | 匹配前 | 47.68 | 48.424 | -5.8 | 81.3 | -1.25 | 0.213 |
| | 匹配后 | 47.68 | 47.82 | -1.1 | | -0.16 | 0.869 |
| 性别 | 匹配前 | 0.491 | 0.451 | 8.0 | 83.7 | 1.67 | 0.095 |
| | 匹配后 | 0.491 | 0.485 | 1.3 | | 0.20 | 0.843 |
| 婚姻 | 匹配前 | 0.887 | 0.905 | -5.8 | 50.5 | -1.24 | 0.216 |
| | 匹配后 | 0.887 | 0.896 | -2.8 | | -0.42 | 0.672 |
| 城乡类别 | 匹配前 | 0.148 | 0.057 | 30.4 | 100.0 | 7.85 | 0.000 |
| | 匹配后 | 0.148 | 0.148 | 0.0 | | 0.00 | 1.000 |
| 教育程度 | 匹配前 | 2.937 | 2.633 | 19.2 | 74.3 | 4.31 | 0.000 |
| | 匹配后 | 2.937 | 2.859 | 4.9 | | 0.68 | 0.495 |
| 年均收入 | 匹配前 | 9.022 | 8.75 | 24.8 | 84.9 | 5.21 | 0.000 |
| | 匹配后 | 9.022 | 9.063 | -3.7 | | -0.60 | 0.549 |
| 是否流动 | 匹配前 | 0.146 | 0.184 | -10.2 | 65.5 | -2.04 | 0.041 |
| | 匹配后 | 0.146 | 0.133 | 3.5 | | 0.57 | 0.568 |
| 自评健康 | 匹配前 | 0.761 | 0.781 | -4.8 | -39.4 | -1.02 | 0.310 |
| | 匹配后 | 0.761 | 0.789 | -6.7 | | -1.03 | 0.305 |

3.2 双重差分检验

本文基于前文倾向得分的良好匹配结果,进一步运用式(1)进行双重差分回归分析,回归结果见表3。表3第(1)列和第(3)列是不加入任何控制变量的基本回归结果,第(2)列和第(4)列则是加入相关控制变量后的基本回归结果。交互项 treat * year 是本文的重点考察对象,反映了城乡医保制度统筹对自评健康和贫困脆弱性的净效应。回归结果显示,无论是否加入控制变量,城乡医保制度统筹对个体自评健康水平都有显著的促进作用;就贫困脆弱性而言,加入控制变量后城乡医保制度统筹能够使个体的贫困脆弱性显著降低 1.84%。综合来看,城乡医保制度统筹发挥着良好的促健防贫效应。

关于其他控制变量对自评健康和贫困脆弱性的影响。随着年龄的增大,个体的自评健康水平会显著下降,贫困脆弱性则会显著提高;相较于女性,男性的自评健康水平显著高于女性,而贫困脆弱性虽略有提升却不显著;教育程度的提高会显著促进个体的自评健康水平和降低其贫困脆弱性;居住在城镇地区能显著降低个体的贫困脆弱性;良好的婚姻状态能显著提高个体抵抗贫困风险的能力;随着家庭人口规模的增加,个体的健康水平会显著下降;人口流动对个体的自评健康水平会产生显著的负向作用,但会显著降低贫困脆弱性。

表 3 双重差分结果

| 变量 | 自评健康 | | 贫困脆弱性 | |
|-------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| treat | -0.078 (0.136) | -0.252 * (0.146) | -0.033 *** (0.008) | -0.011 * (0.006) |
| year | -0.161 *** (0.048) | -0.099 * (0.056) | 0.107 *** (0.003) | 0.107 *** (0.002) |
| treat * year | 0.353 * (0.193) | 0.416 ** (0.206) | -0.019 (0.012) | -0.018 ** (0.009) |
| 年龄 | | -0.037 *** (0.002) | | 0.001 *** (0.000) |
| 性别 | | 0.323 *** (0.054) | | 0.002 (0.002) |
| 教育程度 | | 0.093 *** (0.021) | | -0.040 *** (0.001) |
| 城乡类别 | | 0.104 (0.109) | | -0.135 *** (0.005) |
| 婚姻状况 | | 0.122 (0.093) | | -0.096 *** (0.004) |
| 家庭人口规模 | | 0.061 *** (0.015) | | -2.79e-05 (0.001) |
| 是否流动 | | -0.238 *** (0.068) | | -0.028 *** (0.003) |
| 常数 | -0.009 (0.034) | 0.073 (0.299) | 0.211 *** (0.002) | 0.397 *** (0.009) |
| 样本量 | 7 332 | 7 332 | 7 332 | 7 332 |
| R-squared/ Pseudo R2 | 0.001 | 0.075 | 0.160 | 0.520 |

注:括号内表示异方差稳健标准误; *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著,下同。

3.3 异质性分析

异质性分析结果表明(表4),城乡医保制度统筹对非流动人口的自评健康状况有显著的促进作用,

对流动人口却没有发挥显著的促健效用。就贫困脆弱性而言,城乡医保制度统筹能使非流动人口贫困脆弱性显著下降2.1%,对流动人口贫困脆弱性虽有负向影响,但是影响程度小且不显著。综合来看,城乡医保统筹对非流动人口发挥了显著有效的促健防贫绩效,对流动人口的健康状况和防贫能力并没有显著的促进作用。

表4 异质性分析结果

| 变量 | 自评健康 | | 贫困脆弱性 | |
|-------------------------|-------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| | (1) 流动人口 | (2) 非流动人口 | (3) 流动人口 | (4) 非流动人口 |
| treat | 0.319 (0.376) | -0.366 ** (0.158) | -0.017 (0.017) | -0.009 (0.007) |
| year | 0.076 (0.131) | -0.138 ** (0.062) | 0.095 *** (0.006) | 0.11 *** (0.003) |
| treat * year | -0.033 (0.527) | 0.513 ** (0.223) | -0.008 (0.023) | -0.021 ** (0.01) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 常数项 | 0.307 (0.761) | -0.072 (0.327) | 0.349 *** (0.024) | 0.404 *** (0.01) |
| 样本数 | 1 328 | 6 004 | 1 328 | 6 004 |
| R-squared/ Pseudo R2 | 0.057 | 0.079 | 0.548 | 0.509 |

4 稳健性检验

为确保前文分析结论的可靠性,本文分别从更换倾向得分的匹配方法、替换被解释变量以及构造虚假实验组三个方面进行稳健性检验。

4.1 更换匹配方法

前文在运用倾向得分匹配方法时选用的是一阶最近邻匹配法,为检验该匹配方法下双重差分结果的稳健性,本文进一步采用匹配精度更高的核匹配法对实验组和对照组进行处理,再进行双重差分分析,结果见表5第(1)和第(2)列所示。更换匹配方法后的双重差分结果表明,城乡医保制度统筹依然能显著提升个体的自评健康水平,使个体贫困脆弱性显著下降1.26%,该结果与前文分析得到的结果相符合。

4.2 替换被解释变量

前文是通过个体自评健康变量考察城乡医保制度统筹的健康绩效,然而自评健康变量是个体对自身健康状况的主观评价,容易产生测量偏差,继而可能造成回归结果的偏误。为进一步验证基准回归结果的可靠性,本文选用虚弱指数表征个体的综合健康水平。虚弱指数常被国内学者用来测量老年群体的综合健康水平,是指个体不健康指标在所有健康

测量指标中所占比重,取值范围0~1,虚弱指数越高表示个体健康水平越差。^[20]本文在前人研究基础上,基于样本群体特征选择的健康水平测量指标来源于如下几个方面:个体自评健康水平、体质指数、自评记忆及抑郁指标、日常生活能力指标等31个指标。替换自评健康变量后的倾向得分匹配双重差分结果如表5第(3)列所示,城乡医保统筹显著降低了个体的虚弱指数,对个体的综合健康水平有显著的促进效用,所得结论依然稳健。

贫困脆弱性指标不仅可以通过家庭人均收入来测度,还可以通过家庭人均消费支出进行测度,本文利用家庭人均消费支出对贫困脆弱性进行重新计算。结果见表5第(4)列,替换贫困脆弱性指数后,城乡医保统筹对个体贫困脆弱性仍具有显著的改善作用。

表5 稳健性检验

| 变量 | 更换匹配方法 | | 替换被解释变量 | |
|-------------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) 自评健康 | (2) 贫困脆弱性 | (3) 虚弱指数 | (4) 贫困脆弱性 |
| treat | -0.150 * (0.089) | -0.015 *** (0.005) | 0.022 * (0.013) | -0.023 * (0.012) |
| year | -0.060 * (0.034) | 0.103 *** (0.002) | 0.011 ** (0.005) | 0.056 *** (0.005) |
| treat * year | 0.253 ** (0.125) | -0.013 * (0.008) | -0.021 ** (0.009) | -0.032 * (0.017) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 常数项 | -0.574 *** (0.166) | 0.343 *** (0.006) | 0.144 *** (0.026) | 0.416 *** (0.018) |
| 样本数 | 7 332 | 7 332 | 7 332 | 7 226 |
| R-squared/ Pseudo R2 | 0.067 | 0.664 | 0.136 | 0.298 |

注:第(3)列和第(4)列采用的倾向得分匹配方法仍为一阶最近邻匹配法

4.3 安慰剂检验

为检验前文 PSM-DID 估计结果的稳健性,本文还通过构造虚假实验组进行安慰剂检验(Placebo test)。本文从7 332个样本中随机抽取460个样本作为虚假的实验组,其他样本作为对照组,相关控制变量保持不变,再次进行 PSM-DID 估计。为加强估计结果的可靠性,本文按照上述方法重复随机抽取1 000次,绘制交互项(treat * year)估计系数的核密度图。

如图2所示,在1 000次虚假实验组的PSM-DID估计中,城乡医保制度统筹对自评健康和贫困脆弱性影响的估计系数都分布于0周围,且接近正态分布。图中垂直竖线的位置表示基准回归中城乡医保制度统筹对自评健康和贫困脆弱性影响的估计系数(即0.416和-0.0184),该数值落在随机抽样系数

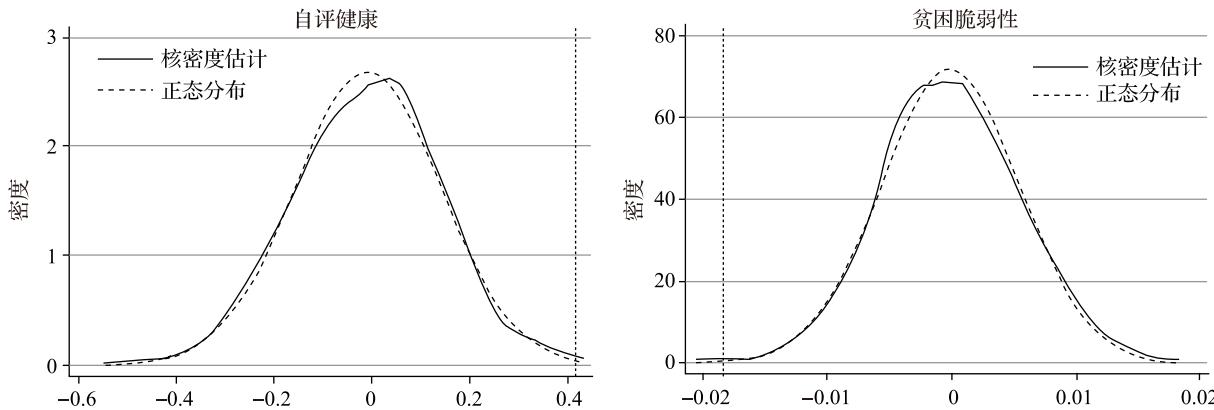


图 2 1 000 次随机抽样回归系数的核密度分布

分布图的尾部,说明在构造虚假实验组的情况下,个体自评健康状况和贫困脆弱性并未受到城乡医保制度统筹的显著影响,继而佐证前文基准回归结果的稳健性。

5 讨论

5.1 倾向得分匹配双重差分法具有良好的适用性

国内多数学者广泛使用双重差分法评估政策效应,虽然双重差分法能够有效捕捉“政策处理效应”,却难以消除样本偏差。本文使用的倾向得分匹配双重差分法综合了倾向得分匹配法和双重差分法的优点,最大程度缓解不可观测和可观测异质性产生的选择偏误。此外,为确保分析方法和结论的可靠性,本文分别从更换倾向得分的匹配方法、替换被解释变量和安慰剂检验三个方面进行稳健性检验。稳健性检验结果与基准回归结果高度相似,说明本文选用的研究方法可靠、分析结果稳健可信。

5.2 城乡医保制度统筹发挥了显著的促健防贫效用

与以往研究不同,本文基于“健康中国 2030”战略和“后扶贫时代”背景,从健康和贫困两个角度出发,综合考察城乡医保制度统筹的政策效用;为体现贫困概念的动态性内涵还选用贫困脆弱性指标度量个体的防贫能力。实证分析结果表明,城乡医保制度统筹显著有效的提升了个体健康水平和贫困风险抵御能力,具备正向的健康绩效和防贫绩效,说明制度发挥了良好的促健防贫效用。

5.3 城乡医保制度统筹的促健防贫效用存在人群差异

目前我国劳动力人口流动主要由农村向城市,由经济落后地区向经济发达地区流动。探讨城乡医保制度统筹对流动人口和非流动人口促健防贫效用的异质性,将为考察人群间和区域间的制度公平绩

效提供新视角。异质性分析结果表明,城乡医保制度统筹对非流动人口发挥了显著的促健防贫效用,却未能显著有效提升流动人口的健康水平和防贫能力,这说明城乡医保制度统筹仍然存在人群间和地区间健康平等、公共卫生服务均等化等制度公平和效率问题。

6 结论与建议

根据前文的研究结论,为全面且有效的发挥城乡医保统筹的制度绩效,助力实现“健康中国 2030”战略和满足“后扶贫时代”防贫工作的要求,本文提出如下参考建议。

6.1 合理配置区域间和人群间的医疗服务资源,促进健康平等

在医疗卫生服务资源有限的前提下,城乡医保制度统筹的推进应将医疗卫生服务资源向农村地区和贫困落后地区倾斜,重点扶持该类地区基层医疗卫生服务机构建设;强化激励措施,鼓励医疗卫生技术人员走向基层;完善相关配套基础设施建设,解决医疗卫生事业发展的“跛脚”问题;适当扩大医保目录,重点关注已贫人群、高危贫困人群、流动人口或孤寡老人等特殊人群的医疗保障需求,促进医疗资源在人群间的合理配置,实现区域间和人群间的健康平等。

6.2 强调城乡医保制度统筹与防贫工作衔接,施行健康防贫政策

疾病和贫困之间有着极强的相关关系,因病致贫返贫是导致贫困增量的主要原因。城乡医保制度统筹的持续推进应结合当前“健康中国”和“后扶贫时代”背景,赋予制度新的生命力。无论城乡居民医保是“一制多档”还是“一制一档”筹资模式,政府都应重点关注已困和高危贫困人群,做好缴费补助工

作;针对贫困人群开设绿色就医通道,提供“先看病后付费”服务,防止其陷入“疾病—贫困的恶性循环陷阱”。此外,城乡居民医保应强化对疾病预防和保健的保障水平,保险赔付的方案应从“重疾病轻预防”转变为“预防为先,防治结合”,从而增强参保居民疾病经济风险的抵御能力。

6.3 以健康为导向,完善我国多层次医疗保障体系

城乡医保制度统筹作为完善我国医疗保障体系的策略之一,促进了我国基本医疗保险制度的公平和效率。但是就我国多层次医疗保障体系的整体而言,实施层面上仍然存在着机制交叉重复、健康激励性弱和制度设计理念落后等诸多问题。在健康中国目标下,医疗保障的制度设计理念需要实现由“以疾病为中心”向“以健康为中心”的大健康理念转变。其次,多层次医疗保障体系中的各类医疗保障服务应对居民健康保障的需求和手段提供技术支持,形成以“健康管理”为目标的激励机制。此外,对健康服务费采用按服务单元支付的模式,既可以积极引导医疗机构的成本控制意识,还有利于家庭医生等基层服务网络的有机结合,保障个体的健康权益。^[21]

本研究仍然存在一定局限性。由于数据可得性的限制,本文实证分析使用的微观调查数据来源于2014年和2016年中国劳动力动态调查。2016年是城乡医保制度统筹的首年,当年调查数据尚难以完全体现制度的真实效用。虽然中国劳动力动态调查数据记录了往年城乡医保制度统筹试点地区的样本信息,但是样本容量小且缺乏代表性。今后随着微观调查数据库的更新,城乡医保制度统筹相关研究可以结合新的调查数据开展更加深入的研究,使研究结果更加准确。

作者声明本文无实际或潜在的利益冲突。

参 考 文 献

- [1] 国家医疗保障局. 2019 年医疗保障事业发展统计快报[EB/OL]. (2020-03-30) [2020-04-20]. http://www.nhsa.gov.cn/art/2020/3/30/art_7_2930.html
- [2] 马超,赵广川,顾海. 城乡医保一体化制度对农村居民就医行为的影响[J]. 统计研究, 2016, 33(4): 78-85.
- [3] 何桂香,丽扎·江阿别克,刘金宝. 乌鲁木齐市城乡居民医保统筹整合前后比较分析[J]. 中国卫生经济, 2017, 36(11): 20-23.
- [4] 马超,顾海,孙徐辉. 医保统筹模式对城乡居民医疗服务利用和健康实质公平的影响——基于机会平等理论的分析[J]. 公共管理学报, 2017, 14(2): 97-109, 157.
- [5] 朱凤梅. 城乡医保整合对农村居民医疗服务需求的影响[J]. 中国卫生政策研究, 2019, 12(10): 58-65.
- [6] 马超,顾海,孙徐辉. 城乡医保统筹有助于农业流动人口心理层面的社会融入吗? [J]. 中国农村观察, 2017(2): 41-53.
- [7] 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(6): 103-114+128.
- [8] 齐良书. 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, 2011, 28(8): 35-52.
- [9] 吴本健. 新型农村合作医疗制度对贫困缓解的作用——基于收入和热量贫困线的比较分析[J]. 社会保障评论, 2018, 2(2): 55-70.
- [10] 周坚. 基本医疗保险:劫富济贫还是劫贫济富[J]. 金融经济学研究, 2019, 34(2): 147-160.
- [11] 于大川,李培祥,杨永贵. 农村医疗保险制度的增收与减贫效应评估——基于 CHNS(2015) 数据的实证分析[J]. 农业经济与管理, 2019(5): 35-45.
- [12] 周坚,周志凯,何敏. 基本医疗保险减轻了农村老年人口贫困吗——从新农合到城乡居民医保[J]. 社会保障研究, 2019(3): 33-45.
- [13] 刘莉,林海波. 医保一体化降低了健康状况不佳城乡居民的医疗负担吗? ——基于分位数倍差法的分析[J]. 财经论丛, 2018(8): 22-31.
- [14] Ashenfelter O C. Estimating the Effect of Training Program on Earnings [J]. The Review of Economics and Statistics. 1978, 60(1): 47-57.
- [15] 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.
- [16] 兰峰,陈哲,甄雯. 人口迁移与城乡基础设施配置的时空减贫效应研究[J]. 财经问题研究, 2019(11): 113-120.
- [17] 王婷,李建民. 跨文化流动与健康——基于 CLDS 数据的实证研究[J]. 人口学刊, 2019, 41(1): 45-57.
- [18] 于大川,李培祥,杨永贵. 农村医疗保险制度的增收与减贫效应评估——基于 CHNS(2015) 数据的实证分析[J]. 农业经济与管理, 2019(5): 35-45.
- [19] 阳义南,肖建华.“以医促养”还是“以养促养”:医疗保险与养老金的健康绩效比较[J]. 保险研究, 2019(6): 81-95.
- [20] 陈英姿,孙伟. 老年人与子女同住对老年健康的影响分析[J]. 人口学刊, 2020, 42(1): 85-98.
- [21] 董克用,郭珉江,赵斌.“健康中国”目标下完善我国多层次医疗保障体系的探讨[J]. 中国卫生政策研究, 2019, 12(1): 2-8.

[收稿日期:2020-04-20 修回日期:2020-06-14]

(编辑 薛云)