

城乡医保整合对居民健康的影响

刘鹏鹏

武汉大学董辅初经济社会发展研究院 湖北武汉 430072

摘要: 本文通过 DID 方法, 对城乡医保整合对居民的健康水平的影响进行实证研究, 发现, 从新农合变为城乡居民基本医疗保险能显著提高参与者的健康水平, 同时, 本文通过平行趋势检验验证了结论的稳健性。

关键词: 城乡医保整合; 健康; 政策效应

Impact of integration of urban and rural medical Insurance on residents' health

Pengpeng Liu

Dong fureng Institute of Economic and Social Development, Wuhan University, Wuhan, Hubei 430072, China

Abstract: This paper conducts an empirical study on the impact of urban and rural medical insurance integration on the health level of residents through the DID method, and finds that the change from the new rural cooperative to the basic medical insurance for urban and rural residents can significantly improve the health level of participants. At the same time, this paper verifies the robustness of the conclusions through parallel trend testing.

Keywords: urban and rural medical insurance integration; Healthy; Policy effects

引言

基本医疗保险是我国社会保障体系中极其重要的一环,《国务院关于整合城乡居民基本医疗保险制度的意见》的出台,标志着统一的城乡居民基本医疗保险在全国范围内正式开始建立。截至 2019 年,除港澳台以外的 31 个省级行政区均已开始正式实施。

虽然城乡医保的整合从制度上保证了农村和城市居民享有一致的保障,但实际上,与整合前相比居民是否享受到了切实的利益,他们的健康状况是否得到了提高仍是需要研究的问题。

一、文献综述

国内研究城乡医保的整合已有很长历史,整合实施后对城乡统筹政策效应的研究开始增

多。常雪等(2021)发现在保持农村居民医疗负担不变的情况下,统筹政策可以增加其对医疗服务的支出,马万超等(2021)认为医保统筹显著提高参保农民的医疗服务利用率、总医疗费用、自付医疗费用、自评健康和客观健康。郑超等(2021)发现对农村居民来说,城乡医保统筹政策具有较为明显的减贫效应,其重要中介渠道是降低自付医疗支出比例和改善劳动供给水平。

二、数据及变量

2.1 数据来源

本文采用中国家庭追踪调查 2012、2014、2016 及 2018 四期数据。

2.2 变量设置及描述性统计

表格 1 主要变量描述性统计

变量名	样本值	平均值	标准差	最小值	最大值
自评健康	31,002	3.012	1.213	1	5
城乡医保整合	31,002	0.14	0.347	0	1
是否城镇	31,002	0.461	0.498	0	1
年龄	31,002	44.18	16.6	10	97
男性	31,002	0.503	0.5	0	1
最高学历	31,002	1.121	0.913	0	4
家庭人均收入	31,002	3.012	1.213	1	4168000

其中, 城乡医保整合变量为处理组与 2018 年份虚拟变量交互变量, 处理组为 16 年为新农合且所在省份在 16-18 年之间推行了城乡医保整合政策个体。自评健康根据问卷中“您认为自己的健康状况如何”的答案进行处理, 答案编码 1-5 表明健康水平依次上升。

三、模型设定

本文参照 Chay 等 (2022) 的做法, 设定如下有序 probit DID 模型:

$$\ln \left[\frac{P(H_{it}^* \leq j)}{1 - P(H_{it}^* \leq j)} \right] = \theta_j - \beta_0 - \beta_1 * did_{it} - \beta_2 X_{it} - \alpha_s - v_t, j = 1, 2, 3, 4, 5$$

其中, H_{it}^* 表示第 i 个个体在 t 期的健康情况; did_{it} 为城乡医保整合变量; X_{it} 为控制变量; α_s

为省份固定效应; v_t 为时间固定效应。

四、基准回归结果

表格 2 基准回归结果及边际效应

变量	系数	边际效应				
		sah=1	sah=2	sah=3	sah=4	sah=5
城乡医保整合	0.0571*** [0.0197]	-0.0117*** (-3.0321)	-0.0067*** (-2.6061)	-0.0004** (-2.0823)	0.0071** (2.8179) *	0.0116*** (2.9548)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	31002					
pseudoR-sq	0.0503					

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

由上述结果可以看出, 城乡医保整合对自评健康有显著的正向影响, 通过城乡医保整合将新农合转变为城乡居民基本医疗保险平均使自评健康为较低三个等级的概率分别下降 1.17 个百分点 0.67 以及 0.4 个百分点, 自评健康为较高两个等级的概率分别上升 0.71 个百分点与

1.16 个百分点, 且上述结果大部分在 1% 的显著性水平下显著。

五、平行趋势检验

平行趋势假定是 DID 模型的基本前提, 为了验证这一假定是否成立, 通过在基准模型中

加入处理组与 2012、2014 年的交互项 (did_{2012} 、 did_{2014})，得到如下模型

$$\ln \left[\frac{P(H_{it}^* \leq j)}{1 - P(H_{it}^* \leq j)} \right] = \theta_j - \beta_0 - \beta_1 * did_{it} - \beta_2 * did_{2014} - \beta_3 * did_{2012} - \alpha_s - v_t$$

回归结果如下

表格 3 平行趋势检验结果

变量	系数	边际效应				
		sah=1	sah=2	sah=3	sah=4	sah=5
did	0.0561*** [0.0195]	-0.0115*** (-3.0095)	-0.0066*** (-2.5898)	-0.0004** (-2.1049)	0.0070*** (2.8073)	0.0114*** (2.9294)
did_{2014}	0.0215 [0.2608]	-0.0044 (-0.0825)	-0.0025 (-0.0829)	-0.0001 (-0.0807)	0.0027 (0.0826)	0.0044 (0.0827)
did_{2012}	-0.0308 [0.0504]	0.0063 (0.6100)	0.0036 (0.6146)	0.0002 (0.5373)	-0.0038 (-0.6046)	-0.0063 (-0.6141)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	31002					
pseudoR-sq	0.0503					

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

可以看出， did_{2012} 、 did_{2014} 的系数不显著，而城乡医保整合系数仍为正且显著，这表明基准回归满足平行趋势，且进一步证明了这一政策可以提高参与者自评健康。

六、结论

本文通过 DID 方法，对城乡医保整合对居民的健康水平的影响进行实证研究，发现，从新农合变为城乡居民基本医疗保险能显著提高参与者的健康水平，同时，通过稳健性检验验证了结论的稳健性。因此国家应建立城乡居民门诊统筹制度，保证城乡公平，减轻参保农民的自费医疗负担。

参考文献：

[1]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/OL].公共管理学报:1-16[2021-11-03].<https://doi.org/10.16149/j.cnki.23-1523.20211009.001>.

[2]马万超,李辉.从新型农村合作医疗到城乡居民基本医疗保险：城乡医保统筹的政策效应分析[J].中国经济问题,2021(04):146-157.

[3]常雪,苏群,谢浩然.城乡医保统筹对居民医疗负担的影响——基于城乡差别的视角[J].贵州财经大学学报,2021(02):80-89.

[4] Chay J, Kim S. Heterogeneous health effects of medical marijuana legalization: Evidence from young adults in the United States[J]. Health Econ, 2022, 31(2): 269-283