

基本医疗保险对灵活就业人员的健康绩效研究

付方腾* 代宝珍 缪 鹏

东南大学公共卫生学院 江苏南京 210009

【摘要】本文基于 2016—2020 年 CFPS 三期平衡面板数据,运用序次 Probit 模型和双向固定效应模型,评估基本医保对灵活就业人员健康状况的影响。研究发现,基本医保显著促进了灵活就业人员的身心健康,健康绩效提升显著。异质性分析发现,基本医保对提升中老年、农村、东中部地区和受教育程度较高的灵活就业人员的健康绩效尤为显著。中介效应分析显示,基本医保通过促进灵活就业人员的医疗服务利用和降低医疗费用自付比例等中介渠道改善了灵活就业人员的健康水平。建议推进灵活就业人员全面参保;完善中老年灵活就业人员医疗保险体系;加速优质医疗资源下沉农村和西部地区;积极探索灵活就业人员参与体检的新模式,以降低灵活就业人员重大疾病发生率,提升健康绩效。

【关键词】基本医疗保险;灵活就业人员;健康绩效

中图分类号:R197 文献标识码:A doi:10.3969/j.issn.1674-2982.2024.07.004

Research on the health performance of basic medical insurance for flexible employees

FU Fang-teng, DAI Bao-zhen, MIAO Peng

School of Public Health, Southeast University, Nanjing Jiangsu 210009, China

【Abstract】 This paper evaluates the impact of basic medical insurance on the health status of flexible employees based on the CFPS three-period balanced panel data from 2016 to 2020, using Ordered Probit Model and Two-way Fixed Effects Model. It is found that basic medical insurance significantly promotes the physical and mental health of flexible employees. Further heterogeneity analysis reveals that the health performance of basic medical insurance was particularly significant for middle-aged and old-aged, rural, east-central and better-educated flexible employees. In addition, the mediation effect analysis indicates that basic medical insurance promotes the health of flexible employees through the mediation channels of improving the utilization of medical services and reducing the burden of disease costs. This paper suggests promoting the comprehensive participation of flexible employees; improving the medical insurance system for middle-aged and elderly flexible employees; accelerating the sinking of high-quality medical resources to rural and western areas; and actively exploring a new mode of participation in medical check-ups by flexible employees, with a view to lowering the incidence of serious illnesses and major illnesses among flexible employees and improving health performance.

【Key words】 Basic medical insurance; Flexible employees; Health performance

2023 年 4 月中国信息通信院发布的《中国数字经济
经济发展研究报告(2023)》显示,截至 2022 年,我国
数字经济规模达 50.2 万亿元,占 GDP 比重达

41.5%。^[1]数字经济的迅猛发展,颠覆传统生产模式
的新业态不断兴起,以平台经济、共享经济为代表的
新型经济模式纷纷涌现,灵活就业群体迅速扩大,劳

* 基金项目:国家社会科学基金重大项目(23&ZD188)

作者简介:付方腾(2000 年—),女,硕士研究生,主要研究方向为卫生政策、社会保障。E-mail:220223733@seu.edu.cn

通讯作者:代宝珍。E-mail:dai_seu@126.com

动关系和社会保障体系发生深刻变革。^[2]

目前,我国灵活就业人员^①数量已超过2亿人。^[2-3]然而,在劳动保障部出台《关于城镇灵活就业人员参加基本医疗保险的指导意见》(劳社厅发[2003]10号)之前,大量灵活就业人员受收入、户籍等因素影响未参加基本医保^②。^[4]近年来,灵活就业人员的参保问题得到高度重视,习近平总书记在中共中央政治局第二十八次集体学习时提出,“要健全灵活就业人员、新业态就业人员参加社会保险制度”。^[5]据国家医保局《2022年医疗保障事业发展统计快报》显示,2022年灵活就业人员参加城镇职工基本医保的人数为5272万人,比上年增加420万人^[6],灵活就业人员参保率不断提高。然而,由于工作组织支持少、工作不安全感较强等原因,灵活就业人员的健康状况依然较差。^[7]据顺丰同城发布的《骑手健康调研报告》显示,接近62%的受访骑手腰部存在不同程度的劳损和不适,53%的受访骑手会因工作繁忙、客户差评导致罚款等感到心理压力大。^[8]随着新业态规模不断扩大,灵活就业人员的健康水平备受关注。

医疗保险的健康绩效是指其对健康的影响。^[9]国外有研究发现,医保有效降低了劳动力的健康风险,有利于改善其健康状况。^[10-12]Kondo A等研究发现,医保通过缓解居民的疾病医疗费用负担,促进其医疗服务利用,在降低健康相对剥夺感方面发挥了积极作用。^[13]国内大量研究表明,医保能够显著提升劳动者的健康绩效。其中,陈华等研究发现参加城镇职工基本医保改善了劳动力的短期健康状况并有助于提高其长期健康绩效。^[14]何文等发现灵活就业人员参加基本医保有助于提高其健康水平,低收入群体的获益更大。^[15]现有研究主要聚焦于灵活就业人员参加职业伤害保障的必要性等层面^[16-18],少有研究关注基本医保对灵活就业人员健康绩效的影响。因此,本文使用中国家庭追踪调查数据(China Family Panel Studies,CFPS)2016—2020年三期平衡面板数据,运用序次Probit模型和双向固定效应(FE)模型,实证检验基本医保对灵活就业人员的健康绩效及作用机制。

1 研究设计

1.1 数据来源

本文使用中国家庭追踪调查数据(CFPS)2016—2020年三期平衡面板数据,问卷涵盖基本背景、家庭结构、家庭收入、健康状况、医疗资源利用和参保情况等方面,覆盖25个省、自治区、直辖市的人口,具有较强的综合性和代表性。为获取适合本文的样本,对原始数据进行如下处理:本文关注灵活就业人员,因此首先根据工作状态筛选非农就业人员;其次通过劳动合同、编制、社会保障状态等信息确定灵活就业人员。最后,对于部分缺失的控制变量进行查补,最终形成三期平衡面板数据,共获得4101个样本。

1.2 变量设定

1.2.1 被解释变量

参照相关研究,本文所关注的健康绩效定义为基本医保对健康的影响^[9,19]。被解释变量为灵活就业人员的健康状况。为全面分析基本医保对于灵活就业人员健康的影响,参考现有研究,本文选用自评健康、慢性病、身体不适、抑郁程度和健康相对剥夺指数等指标来衡量基本医保的健康绩效。^[20-21]具体指标设定如下:

(1)自评健康。该指标能够比较全面地反映个人在生理、心理、行为等多方面的健康状况,因此被多数学者所采用^[13,22]。本文根据问题“你认为自己的健康状况如何?”,按照结果选项“不健康、一般、比较健康、很健康、非常健康”将自评健康依次赋值为1~5分。

(2)慢性病。参考高鹏、许明等人的研究,本文选取患慢性病情况考察健康绩效^[19,23],根据问题“过去六个月内,您是否患过经医生诊断的慢性疾病?”,将患慢性病的样本赋值为1,否则为0。

(3)身体不适。本文选取过去两周身体感到不适的情况来衡量健康绩效^[13,24],根据问题“过去两周内,您是否有身体不适?”,将身体不适的样本赋值为1,否则为0。

① 灵活就业,是指在劳动时间、收入报酬、工作场地、社会保险、劳动关系等一个或者几个方面不同于建立在工业化和现代工厂制度基础上的、传统的主流就业方式的各种就业形式的总称。

② 本文所关注的基本医保是指城镇职工基本医疗保险、城镇居民基本医疗保险、新型农村合作医疗、城乡居民基本医疗保险等社会基本医疗保险。

(4) 抑郁程度。借鉴张韵、罗志华等人的做法,使用问卷中包含的流调中心抑郁量表(CES-D)中的 8 个问题测量灵活就业人员的抑郁程度^[25-26],将 8 个问题的回答赋分并加总,得到抑郁程度得分,分值越高表明居民的抑郁程度越严重,心理健康状况越差^①。

(5) 健康相对剥夺感(Health relative deprivation index, RD)。1949 年 Stouffer 提出相对剥夺理论,即在某个群体内,健康状况越差的居民在健康劣势累积过程中所遭受到相对剥夺程度越高。^[27]本文选用相对剥夺指数来表示健康相对剥夺感^[28-30],测量方法如下^[31]:假设 X 为一个群组,样本量为 n ,将个体按自评健康进行升序排列,得到群组总分 $X = (X_1, X_2, \dots, X_n)$,其中, $X_1 \leq X_2 \leq \dots \leq X_n$ 。根据定义,将个体与其他参照个体比较,该个体的相对剥夺可表示为:

$$RD(x_j, x_i) = \begin{cases} x_j - x_i & \text{if}(x_j > x_i) \\ 0 & \text{if}(x_j \leq x_i) \end{cases} \quad (1)$$

其中,第 i 个灵活就业人员的健康相对剥夺 $RD(x_j, x_i)$ 意味着 x_j 对 x_i 的相对剥夺,把 $RD(x_j, x_i)$ 对 j 求和,并除以灵活就业人员自评健康均值,则个体健康平均相对剥夺指数可以表示为:

$$RD(X_i) = \frac{1}{n\mu_x} (n_{x_i}^+ \times \mu_{x_i}^+ - n_{x_i}^+ \times X_i) = \frac{1}{\mu_x} \gamma_{x_i}^+ (\mu_{x_i}^+ - X_i) \quad (2)$$

其中, μ_x 是群内所有个体自评健康均值, $\mu_{x_i}^+$ 是群内 x 自评健康超过 x_i 样本的自评健康均值, $\gamma_{x_i}^+$ 是群组 X 中自评健康超过 X_i 的样本数占总样本数的百分比。

1.2.2 核心解释变量

本文核心解释变量为“是否参加基本医保”。若样本参加了城镇职工基本医保、城镇居民基本医保、新型农村合作医疗、城乡居民基本医保中的任意一种医疗保险,则赋值为 1,反之为 0。

1.2.3 控制变量

参考 Grossman 健康资本理论模型^[32],从个体特征、生活习惯、医疗服务质量、地区经济发展四个层面

选取控制变量。个体特征包括年龄、性别、受教育程度、婚姻和收入等方面。生活习惯包括吸烟、饮酒和锻炼等方面。医疗服务质量用医疗服务满意度表示。地区经济发展用东中西部地区表示(表 1)。

表 1 变量设定与赋值表

| 变量设定 | 变量赋值 |
|----------------|--|
| 被解释变量 | |
| 自评健康 | 很不好 = 1, 不好 = 2, 一般 = 3, 好 = 4, 很好 = 5 |
| 慢性病 | 是 = 1, 否 = 0 |
| 两周内感到身体不适 | 是 = 1, 否 = 0 |
| 抑郁程度 | 取值范围为 0 ~ 24 分, 分值越高表明抑郁程度越严重 |
| RD | 取值范围为 0 ~ 1, 健康相对剥夺指数越高表明健康剥夺感越强 |
| 核心解释变量 | |
| 是否参加基本医保 | 是 = 1, 否 = 0 |
| 控制变量 | |
| 年龄 | 居民年龄(岁) |
| 性别 | 男 = 1, 女 = 0 |
| 婚姻 | 有配偶 = 1, 无配偶 = 0 |
| 受教育程度 | |
| 文盲 | 是 = 1, 否 = 0 |
| 小学 | 是 = 1, 否 = 0 |
| 初中 | 是 = 1, 否 = 0 |
| 高中及以上 | 是 = 1, 否 = 0 |
| 户籍 | 非农户口 = 1, 农业户口 = 0 |
| 收入 | 对家庭人均年收入做对数处理 |
| 吸烟 | 是 = 1, 否 = 0 |
| 饮酒 | 是 = 1, 否 = 0 |
| 锻炼 | 是 = 1, 否 = 0 |
| 医疗服务满意度 | |
| 很不满意 | 是 = 1, 否 = 0 |
| 不满意 | 是 = 1, 否 = 0 |
| 一般 | 是 = 1, 否 = 0 |
| 满意 | 是 = 1, 否 = 0 |
| 很满意 | 是 = 1, 否 = 0 |
| 地区 | |
| 东部 | 是 = 1, 否 = 0 |
| 中部 | 是 = 1, 否 = 0 |
| 西部 | 是 = 1, 否 = 0 |

① 2016—2018 期 CFPS 调查问卷中均包含 CES-D 量表中的 8 道问题:1. 情绪低落;2. 做事费劲;3. 睡眠不好;4. 感到愉快;5. 感到孤独;6. 生活快乐;7. 感到悲伤;8. 生活困难。答案有 4 个选项:A. 几乎所有(不到一天);B. 有些时候(1~2 天);C. 经常有(3~4 天);D. 大多数时候有(5~7 天)。将消极心理状态(第 1~8 题)的答案选项依次赋值为 0~3 分,将积极心理状态(第 4、6 题)的答案选项依次赋值为 3~0 分。

1.3 模型设定

1.3.1 序次 Probit 模型 (Ordered Probit Model)

本文所关注的自评健康为序次变量,为减少数据信息损失导致有偏估计,本文选取序次 Probit 模型进行估计。对于二分类变量如慢性病和身体不适的回归估计采用 Probit 模型。具体计量模型如下:

$$Y_i^* = \beta_1 \text{Basic Medical Insurance}_i + X_i' \varphi + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$F(Y_i^*) = \begin{cases} 1, & \text{if } Y_i^* < \delta_1 \\ 2, & \text{if } \delta_1 < Y_i^* < \delta_2 \\ 3, & \text{if } \delta_2 < Y_i^* < \delta_3 \\ \vdots & \\ J, & \text{if } Y_i^* > \delta_{J-1} \end{cases} \quad (4)$$

其中, i 代表第 i 个灵活就业人员, Y_i^* 是 i 的自评健康 (SRH_i); 基本医保 ($\text{Basic Medical Insurance}_i$) 是核心解释变量; X_i 是控制变量组成的向量, φ 为系数向量; $\delta_1 < \delta_2 < \dots < \delta_{J-1}$ 是切点; ε_i 是扰动项, $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$ 。

1.3.2 双向固定效应模型 (Two-way Fixed Effects Model)

在分析基本医保对灵活就业人员抑郁程度和健康相对剥夺感的影响时,需要考虑基本医保变量的内生性问题,可能会影响灵活就业人员的参保行为。双向固定效应模型能够一定程度上调整不随时间变化的因素对回归分析结果可能产生的偏差,设定模型如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \times \text{Basic Medical Insurance}_{it} + \beta_2 \times Z_{it} + \alpha_i + \alpha_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, i 表示第 i 个受访者, t 表示调查年份; Y_{it} 表示灵活就业人员的健康状况; $\text{Basic Medical Insurance}_{it}$ 作为关键解释变量,表示灵活就业人员是否参加基本医保;系数 β_1 反映了基本医保对灵活就业人员的健康绩效; Z_{it} 是年龄、性别、婚姻状况、受教育程度等控制变量; α_i 表示个体固定效应, α_t 表示调查年份固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。

1.4 中介效应模型

部分文献对基本医保健康绩效的作用机制进行了探讨,其健康绩效可以通过降低参保者医疗费用负担,提高参保者住院服务利用等多个路径体现出来。^[33-34]但现有文献缺乏对灵活就业人员基本医保对健康绩效具体传导渠道的分析,本文在已有文献的基础上,应用中介效应模型检验基本医保对灵活

就业人员健康绩效的作用机制,构建的中介效应模型如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Basic Medical Insurance}_{it} + \delta X_{it} + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$M_{it} = \eta_0 + \eta_1 \text{Basic Medical Insurance}_{it} + \delta X_{it} + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$M_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \text{Basic Medical Insurance}_{it} + \lambda_2 M_{it} + \delta X_{it} + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

首先,检验基本医保对灵活就业人员健康绩效的影响,要求在系数 β_1 显著的基础上才可以进行下一步检验;其次,检验基本医保对中介变量的影响,如果系数 η_1 不显著则停止检验;最后,检验基本医保和中介变量对灵活就业人员各项健康绩效指标的影响。在式(7)和式(8)中, M_{it} 为中介变量,包括医疗总费用、医疗费用自付比例、医疗机构层次和医疗服务水平四个变量。对样本过去一年医疗总费用支出进行对数处理;医疗费用自付比例定义为样本过去一年实际自付的医疗费用与医疗总费用的比值。医疗机构层次分为“综合医院、专科医院、社区卫生服务中心/乡镇卫生院、社区卫生服务站/村卫生室、诊所”,分别赋值为 1~5 分;医疗服务水平方面,依据题项“你觉得看病点的医疗水平是”的回答“很不好、不好、一般、好、很好”分别赋值为 1~5 分。以自评健康为例进行解释,系数 β_1 显著为正值,假如 λ_1 不显著,但 λ_2 显著,则 M_{it} 是中介变量;假如 λ_1 、 λ_2 均显著为正值且 λ_1 减小,则 M_{it} 是中介变量;假如 λ_1 显著为正值,但 λ_2 显著为负值,并且 λ_1 增大,则 M_{it} 是中介变量。

2 结果

2.1 样本基本情况

本研究所选样本总量为 4 101 个,16~44 岁的青壮年占 60.03%,男性占 66.52%。在受教育程度方面,46.87% 为初中学历,21.6% 为高中及以上学历。婚姻方面,89.42% 的灵活就业人员处于在婚状态。收入方面,29.11% 的低收入样本的全年家庭人均收入在 12 483 元以内,30.92% 的中等收入样本为 12 500 元~21 990 元,39.97% 的高收入样本超过 22 000 元。户籍方面,79.96% 的灵活就业人员为农业户口。此外,46.43% 的样本属于东部地区(表 2)。

表 2 样本社会人口学描述性统计

| 变量 | 分组 | 人数 (个) | 占比 (%) |
|---------------|--|-----------|-----------|
| 年龄(岁) | 16 ~ | 2 462 | 60.03 |
| | 45 ~ | 1 639 | 39.97 |
| 性别 | 男 | 2 728 | 66.52 |
| | 女 | 1 373 | 33.48 |
| 受教育程度 | 文盲 | 332 | 8.10 |
| | 小学 | 960 | 23.40 |
| | 初中 | 1 922 | 46.87 |
| | 高中及以上 | 887 | 21.63 |
| 婚姻状况 | 非婚(未婚、同居、离婚、丧偶) | 434 | 10.58 |
| | 在婚(初婚、再婚、分居未离婚) | 3 667 | 89.42 |
| 家庭人均收入 (元) | 低收入 $\leq 30\%$ ($\leq 12\ 483$) | 1 194 | 29.11 |
| | 中等收入 $31\% \sim 60\%$ ($12\ 500 \sim 21\ 990$) | 1 268 | 30.92 |
| | 高收入 $\geq 61\%$ ($\geq 22\ 000$) | 1 639 | 39.97 |
| 户籍 | 农业户口 | 3 279 | 79.96 |
| | 非农户口 | 822 | 20.04 |
| 地区 | 东部 | 1 904 | 46.43 |
| | 中部 | 1 276 | 31.11 |
| | 西部 | 921 | 22.46 |

2016—2020 年,灵活就业人员自评健康为一般占比 47.13%,好占比 16.97%,很好占比 14.87%(表 3),表明大部分灵活就业人员的自评健康水平处于一般及以上。未患慢性病占比 89.37%;多数灵活就业人员身体状况良好,两周内身体未感到不适的占比 76.30%;心理健康良好,抑郁程度的均值为 4.390;灵活就业群体中存在健康相对剥夺感,RD 的均值为 0.167;参加基本医保的占 89.93%。

2.2 基本医保对灵活就业人员健康绩效的实证结果

模型(1)中,基本医保的估计系数为 0.153,在 5% 统计水平上显著促进了灵活就业人员的自评健康(表 4),说明参加基本医保有助于改善灵活就业人

表 3 样本健康状况及参保详情

| 变量 | 分组 | 人数 (人) | 占比(%) / 平均值与标准差 |
|------|-----|-----------|--------------------|
| 自评健康 | 很不好 | 348 | 8.49 |
| | 不好 | 514 | 12.53 |
| | 一般 | 1 933 | 47.13 |
| | 好 | 696 | 16.97 |
| 慢性病 | 很好 | 610 | 14.87 |
| | 是 | 436 | 10.63 |
| 身体不适 | 否 | 3 665 | 89.37 |
| | 是 | 972 | 23.70 |
| 抑郁程度 | 否 | 3 129 | 76.30 |
| | 是 | 4 101 | 4.390(1.123) |
| RD | | 4 101 | 0.167(0.159) |
| 基本医保 | 参加 | 3 688 | 89.93 |
| | 不参加 | 413 | 10.07 |

员的健康状况,健康绩效显著。模型(2)和(3)中,虽然基本医保有助于降低灵活就业人员的慢性病发病率和两周内身体感到不适的概率,但是在统计学上并不显著。模型(4)显示,基本医保对灵活就业人员的抑郁程度具有显著负影响,并在 5% 统计水平上显著,表明参加基本医保有助于改善灵活就业人员心理健康。模型(5)中,参加基本医保显著降低了 RD,并在 10% 统计水平上显著,说明基本医保有助于改善灵活就业人员之间的健康相对剥夺感。

在控制变量中,年龄、性别、收入、婚姻、饮酒、锻炼、医疗服务满意度、地区等因素对灵活就业人员的健康指标均产生了显著影响。其中,灵活就业人员的年龄越高,其健康水平越低;女性灵活就业人员的自评健康显著低于男性,存在健康的性别差异;家庭人均收入越高,健康投入的约束越低,越有利于提升健康水平。相较于东中部地区,西部地区的灵活就业人员健康水平更差。

表 4 基本医保对灵活就业人员健康绩效的总体情况分析

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|------|------------------------|----------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|
| | 自评健康 | 慢性病 | 身体不适 | 抑郁程度 | RD |
| 基本医保 | 0.153 ** (2.090) | -0.108 (-0.855) | -0.082 (-0.846) | -0.437 ** (-2.299) | -0.016 * (-1.946) |
| 年龄 | -0.028 *** (-9.163) | 0.038 *** (8.398) | 0.013 *** (3.870) | -0.001 (-0.228) | 0.003 *** (11.745) |
| 性别 | 0.229 *** (2.974) | 0.076 (0.697) | -0.210 ** (-2.382) | -0.504 *** (-3.478) | -0.022 *** (-3.435) |
| 婚姻 | 0.069 (0.747) | -0.240 * (-1.687) | -0.186 * (-1.698) | -1.143 *** (-6.019) | -0.013 (-1.555) |

表 4 基本医保对灵活就业人员健康绩效的总体情况分析(续)

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|----------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|
| | 自评健康 | 慢性病 | 身体不适 | 抑郁程度 | RD |
| 受教育程度 | | | | -0.046 (-0.677) | -0.002 (-0.801) |
| 小学 | 0.024 (0.213) | -0.137 (-0.854) | 0.031 (0.242) | | |
| 初中 | 0.061 (0.550) | -0.169 (-1.101) | -0.112 (-0.888) | | |
| 高中及以上 | -0.016 (-0.132) | 0.002 (0.014) | -0.099 (-0.709) | | |
| 收入 | 0.036 (1.265) | 0.016 (0.337) | 0.003 (0.086) | -0.223 *** (-3.198) | -0.007 ** (-2.301) |
| 户籍 | -0.011 (-0.158) | -0.051 (-0.477) | 0.037 (0.436) | -0.221 (-1.529) | 0.006 (0.950) |
| 吸烟 | 0.042 (0.647) | -0.198 * (-1.955) | 0.030 (0.370) | 0.098 (0.712) | -0.003 (-0.523) |
| 饮酒 | 0.087 (1.442) | -0.120 (-1.175) | -0.072 (-0.923) | -0.268 * (-1.846) | -0.015 ** (-2.394) |
| 锻炼 | 0.011 (0.230) | 0.227 *** (2.966) | 0.007 (0.109) | -0.149 (-1.259) | -0.010 ** (-2.024) |
| 医疗服务满意度 | | | | -0.273 *** (-3.705) | -0.009 *** (-2.716) |
| 不满意 | -0.094 (-0.647) | -0.197 (-0.850) | -0.271 (-1.489) | | |
| 一般 | -0.297 ** (-2.083) | -0.145 (-0.640) | -0.267 (-1.500) | | |
| 满意 | -0.074 (-0.527) | -0.146 (-0.656) | -0.353 ** (-2.004) | | |
| 很满意 | 0.109 (0.653) | -0.115 (-0.432) | -0.408 * (-1.910) | | |
| 地区 | | | | 0.635 *** (8.845) | 0.008 ** (2.512) |
| 中部 | -0.078 (-1.116) | 0.255 ** (2.522) | 0.224 *** (2.800) | | |
| 西部 | -0.175 ** (-2.218) | 0.360 *** (3.152) | 0.369 *** (4.109) | | |
| 常数项 | | -3.115 *** (-5.163) | -0.953 ** (-2.040) | 8.973 *** (11.280) | 0.194 *** (5.610) |
| 切点 cut1 | -2.544 *** (-6.892) | | | | |
| cut2 | -1.726 *** (-4.684) | | | | |
| cut3 | 0.072 (0.194) | | | | |
| cut4 | 0.876 ** (2.379) | | | | |
| 个体/年份固定 | | | | 控制 | 控制 |
| 对数自然值 | -5 331.831 | -1 242.238 | -2 105.007 | | |
| Prob > chi2 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | | |
| N | 4 101 | 4 101 | 4 101 | 4 101 | 4 094 |
| R ² | | | | 0.048 | 0.047 |

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;括号内为稳健标准误。

2.3 异质性分析

由于年龄和受教育程度是影响健康的重要因素^[16-17],本文按照年龄和受教育程度进行分样本分析。此外,考虑到城乡和地区在经济发展水平、医疗卫生资源、人口学特征等方面存在的不同,从城乡和地区层面进行异质性检验。

总体来看,基本医保对中老年灵活就业人员健

康绩效影响更显著,改善了中老年组的抑郁程度程度,降低了健康相对剥夺感(表5)。参加基本医保对青壮年组的各项健康指标产生了影响,但在统计上并不显著。由于身体机能相对较低,中老年灵活就业人员的身心健康状况相对较差。在参加基本医保后,中老年灵活就业人员的医疗费用负担有所降低,从而促进了医疗服务利用,产生了更显著的健康绩效。

表 5 基本医保对灵活就业人员健康绩效的年龄异质性分析

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|----------------|------------------|----------------------|----------------------|
| | 自评健康 | 抑郁程度 | RD |
| 青壮年组(16≤年龄<45) | | | |
| 基本医保 | 0.101 (1.150) | -0.205 (-0.920) | -0.004 (-0.474) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 2462 | 2462 | 2462 |
| 中老年组(年龄≥45) | | | |
| 基本医保 | 0.204 (1.501) | -0.867** (-2.452) | -0.034** (-2.061) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 1639 | 1639 | 1639 |

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;括号内为稳健标准误。

总体来看,基本医保对拥有农业户籍的灵活就业人员的健康绩效影响更显著(表6)。参加基本医保显著提高了农业户口组的自评健康,改善了其抑郁程度。参加基本医保对非农户口组的健康绩效指标产生的影响不具有统计学意义。拥有农业户籍的灵活就业人员从事强度较高的体力劳动,身体健康状况相对较差,在参加基本医保后,就医可及性增强,从而增加了医疗服务利用。

表 6 基本医保对灵活就业人员健康绩效的户籍异质性分析

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|------------|--------------------|----------------------|--------------------|
| | 自评健康 | 抑郁程度 | RD |
| 农业户口(户籍=0) | | | |
| 基本医保 | 0.177** (1.996) | -0.463** (-2.004) | -0.015 (-1.475) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 3279 | 3279 | 3279 |
| 非农户口(户籍=1) | | | |
| 基本医保 | 0.147 (1.102) | -0.417 (-1.202) | -0.021 (-1.410) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 822 | 822 | 822 |

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;括号内为稳健标准误。

基本医保显著提高了高中及以上学历的灵活就业人员的自评健康,改善了其抑郁程度,显著降低了初中学历灵活就业人员的健康相对剥夺感(表7)。虽然基本医保对受教育水平较低的灵活就业人员的健康指标产生了影响,但在统计上并不显著。总体来看,基本医保更加有利于改善受教育程度较高的灵活就业人员的健康绩效。受教育水平越高,健康素养越高,健康投入更多,越有利于改善灵活就业人员的健康状况。

表 7 基本医保对灵活就业人员健康绩效的受教育程度异质性分析

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|---------------|--------------------|----------------------|----------------------|
| | 自评健康 | 抑郁程度 | RD |
| 文盲(教育水平=0) | | | |
| 基本医保 | -0.137 (-0.520) | -0.666 (-0.877) | 0.047 (1.336) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 332 | 332 | 332 |
| 小学(教育水平=1) | | | |
| 基本医保 | 0.122 (0.819) | -0.264 (-0.629) | 0.001 (0.058) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 960 | 960 | 960 |
| 初中(教育水平=2) | | | |
| 基本医保 | 0.167 (1.454) | -0.406 (-1.445) | -0.023* (-1.919) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 1922 | 1922 | 1922 |
| 高中及以上(教育水平=3) | | | |
| 基本医保 | 0.286* (1.906) | -0.722** (-2.018) | -0.032** (-2.108) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 887 | 887 | 887 |

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;括号内为稳健标准误。

参加基本医保对提升东、中部省份的灵活就业人员的健康绩效具有显著作用,但对西部地区灵活就业人员未产生显著影响(表8)。经济发展水平较高的东、中部地区拥有优质的医疗卫生资源,医疗服务可及性较好,而西部地区医疗服务质量和医疗服务可及性相对较低。

表 8 基本医保对灵活就业人员健康绩效的地区异质性分析

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|------|-------------------|----------------------|---------------------|
| | 自评健康 | 抑郁程度 | RD |
| 东部 | | | |
| 基本医保 | 0.182* (1.859) | -0.027** (-2.489) | -0.336 (-1.387) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 1904 | 1904 | 1904 |
| 中部 | | | |
| 基本医保 | 0.109 (0.746) | -0.007 (-0.452) | -0.719* (-1.961) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 1276 | 1276 | 1276 |
| 西部 | | | |
| 基本医保 | 0.114 (0.645) | -0.003 (-0.130) | -0.511 (-0.979) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 921 | 921 | 921 |

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平;括号内为稳健标准误。

2.4 中介效应分析

如表9所示,在回归(1)中,基本医保增加了灵活就业人员的医疗总费用约0.675,并在1%的统计水平上显著。在回归(2)中,基本医保显著降低了灵活就业人员医疗费用自付比例约0.048,并在1%的统计水平上显著。在回归(3)和回归(4)中,基本医保提高了灵活就业人员就医医疗机构层次和医疗服务水平,但在统计上并不显著。因此,将受影响显著的医疗总费用和医疗费用自付比例作为下一步检验的中介变量。

表9 基本医保对中介变量的影响结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------|----------------------|------------------------|------------------|------------------|
| | 医疗总费用 ^b | 自付比例 | 医疗机构层次 | 服务水平 |
| 基本医保 | 0.675 *** (3.799) | -0.048 *** (-2.774) | 0.019 (0.263) | 0.003 (0.049) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| Log likelihood | | | -5 854.613 4 | -4 296.528 6 |
| R ² | 0.046 | 0.039 | | |
| N | 4 101 | 2 465 | 4 101 | 4 101 |

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著;括号内为稳健标准误;^b回归中使用的是医疗总费用的对数值。

基本医保对健康绩效作用机制的检验结果如表10所示。从回归(1)中可以发现,在基准回归的基础上加入医疗总费用后,自评健康的估计系数显著为正,医疗总费用的系数显著为负,且自评健康的估计系数相较于基准回归结果有所增加,基本医保通过促进灵活就业人员的医疗服务利用,显著改善了其自评健康状况。在回归(2)和回归(3)中,抑郁程度和RD的估计系数均显著为负,医疗总费用的系数均显著为正,且抑郁程度和RD的估计系数的绝对值相较于基准回归结果均有所增加,基本医保通过促进灵活就业人员的医疗服务利用,显著改善了灵活就业人员的抑郁程度,降低了自评健康相对剥夺指数。在回归(5)中,抑郁程度的估计系数均显著为负,医疗费用自付比例的系数显著为正,且抑郁程度估计系数的绝对值相较于基准回归结果有所增加,基本医保通过降低医疗费用自付比例显著缓解了灵活就业人员的抑郁程度。

表10 基本医保中介效应检验结果

| 变量 | 自评健康 | 抑郁程度 | RD | 自评健康 | 抑郁程度 | RD |
|--------------------|-------------------------|------------------------|------------------------|---------------------|------------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 基准回归 | 0.153 ** (2.090) | -0.437 ** (-2.299) | -0.016 * (-1.946) | 0.153 ** (2.090) | -0.437 ** (-2.299) | -0.016 * (-1.946) |
| 基本医保 | 0.205 *** (2.820) | -0.563 *** (-2.999) | -0.024 *** (-2.987) | 0.225 ** (2.126) | -1.166 *** (-4.319) | -0.027 ** (-2.179) |
| 医疗总费用 ^b | -0.083 *** (-12.768) | 0.187 *** (11.354) | 0.012 *** (16.530) | | | |
| 自付比例 | | | | 0.213 * (1.746) | 0.006 (0.020) | -0.023 (-1.586) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| R ² | | 0.077 | 0.106 | | 0.060 | 0.047 |
| N | 4 101 | 4 101 | 4 101 | 2 465 | 2 465 | 2 465 |

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平;括号内为稳健标准误;^b回归中使用的是医疗总费用的对数值。

3 结论和建议

3.1 结论

基本医保显著促进了灵活就业人员的自评健康,减轻了抑郁程度,降低了自评健康相对剥夺指数。异质性分析表明,基本医保对中老年、农村、东中部地区和受教育程度较高的灵活就业人员的健康绩效更显著。中介效应检验结果表明,基本医保通过促进灵活就业人员的医疗服务利用和降低医疗费

用自付比例等中介渠道改善了灵活就业人员的健康水平。灵活就业人员参加基本医保后,医疗服务可及性显著提高,疾病费用负担有所减轻,从而有效提升了自身的身心健康,减少了健康相对剥夺感。

3.2 建议

一是在数字经济背景下进一步推进灵活就业人员全面参保。以调整缴费频率、增加医保补贴等方式,减轻灵活就业人员缴保续保负担;精准识别灵活就业人员参保困难群体,强化政府兜底保障责任,高

质量实现“十四五”医疗保障规划中参保率在 95% 以上的建设目标。二是完善中老年灵活就业人员医疗保险体系。进一步增强对中老年灵活就业群体的参保支持和政策宣传,以更全面的医保政策知晓广度和更充分的医疗保障深度,为其发挥作用拓展更大空间。三是针对城乡、地区及人群之间医疗资源发展不均衡的现实情况,优化医疗资源分布,加大对农村和中西部地区的医疗资源投入,加快优质医疗资源下沉,充分发挥基本医保的正向分配功能,推动健康中国战略的实施。四是以“预防优先”的原则,积极探索促进灵活就业人员参与体检的新模式,降低灵活就业人员重疾大病发生率,以减少消耗性医疗费用支出,更好地保障灵活就业人员健康绩效,以人口高质量发展支撑数字经济背景下中国式现代化。

3.3 本研究的局限性

本文讨论的是基本医保对灵活就业人员健康绩效的影响,但样本中参加职工基本医保的人数占比较少,受限于数据,关于职工基本医保和城乡居民基本医保二者分别对灵活就业人员健康绩效的影响效果还有待进一步研究。

作者声明本文无实际或潜在的利益冲突。

参 考 文 献

[1] 中国信息通信研究院. 中国数字经济发展研究报告(2023 年) [EB/OL]. (2023-04-27) [2024-03-18]. http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/index_1.htm

[2] 中国国家信息中心. 中国共享经济发展报告(2023) [EB/OL]. (2023-02-23) [2024-03-18]. http://www.sic.gov.cn/sic/93/552/557/0223/11819_pc.html

[3] 中国劳动和社会保障部劳动科学研究所课题组. 中国灵活就业基本问题研究[J]. 经济研究参考, 2005(45): 2-16.

[4] 王虎峰. 灵活就业人员对医保政策的回应性研究: 基于十一个城市的调查分析[J]. 人口研究, 2009, 33(3): 89-98.

[5] 习近平. 促进我国社会保障事业高质量发展、可持续发展[J]. 中国人力资源社会保障, 2022(5): 5-7.

[6] 国家医疗保障局. 2022 年医疗保障事业发展统计快报 [EB/OL]. (2023-03-09) [2024-03-18]. http://www.nhsa.gov.cn/art/2023/3/9/art_7_10250.html

[7] 陈彦冰. 灵活就业对健康状况的影响及其户籍差异[J]. 南方人口, 2023, 38(6): 16-27.

[8] 新华报业网. 《顺丰同城骑手健康调研报告》出炉: 关注

骑手职业健康, 深化权益保障 [EB/OL]. (2024-01-17) [2024-03-18]. <https://www.xhby.net/content/s65a75164e4b092077ad4888b.html>

[9] 程令国, 张晔. “新农合”: 经济绩效还是健康绩效? [J]. 经济研究, 2012, 47(1): 120-133.

[10] Gao S, Meng X. Health and Rural Cooperative Medical Insurance in China: An Empirical Analysis [J]. Working Paper, 2009(1): 1-12.

[11] Hong-Wei H U. Education Level, Medical Insurance and Health Risks: The Goal of Medical Reform Should Be the Construction of Health Security System [J]. Journal of Shanxi Finance&Economics University, 2011, 33(8): 1-10.

[12] Guan J, Tena J. Do Social Medical Insurance Schemes Improve Children's Health in China? [J]. Working Paper Crenos, 2018(7): 1-23.

[13] Kondo A, Shigeoka H. Effects of universal health insurance on health care utilization, and supply-side responses: Evidence from Japan [J]. Journal of Public Economics, 2013, 99: 1-23.

[14] 陈华, 邓佩云. 城镇职工基本医疗保险的健康绩效研究: 基于 CHNS 数据 [J]. 社会保障研究, 2016(4): 44-52.

[15] 何文, 申曙光. 灵活就业人员医疗保险参与及受益归属: 基于逆向选择和正向分配效应的双重检验 [J]. 财贸经济, 2020, 41(3): 36-48.

[16] 黎淑秀, 许昌秀. 全职型平台经济灵活就业青年的就业状况研究 [J]. 青年探索, 2020(6): 71-81.

[17] 陈敏. “非职工”群体纳入工伤保险制度保障探析 [J]. 政治与法律, 2017(2): 151-161.

[18] 毛艾琳, 李雅楠. 新就业形态劳动者医疗保险类型选择研究: 来自流动人口的证据 [J]. 中国卫生政策研究, 2022, 15(3): 9-15.

[19] 高鹏, 周彩, 杨翠迎. 家庭医生签约服务: 经济绩效还是健康绩效 [J]. 中国卫生政策研究, 2021, 14(8): 37-44.

[20] 周靖. 中国居民健康不平等的经济社会影响因素研究 [D]. 武汉: 华中科技大学, 2013.

[21] 刘晓婷. 社会医疗保险对老年人健康水平的影响: 基于浙江省的实证研究 [J]. 社会, 2014, 34(2): 193-214.

[22] 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, 48(4): 130-142, 156.

[23] 许明, 刘亮. “新农保”影响了老人的健康绩效吗: 来自中国老年健康影响因素跟踪调查的证据 [J]. 统计与信息论坛, 2016, 31(11): 87-94.

[24] 张哲元, 陈华, 李臻. 健康保险能改善健康吗: “新农

- 合”的健康绩效评估[J]. 社会保障研究, 2015 (4): 28-35.
- [25] 张韵. 社会压力与健康不平等:基于 CLHLS 数据的实证分析[J]. 南方人口, 2023, 38(1): 1-9.
- [26] 罗志华, 贾志科, 吴瑞君. 市场化转型、教育婚姻匹配模式与老年心理健康变迁:基于 CLHLS 1998—2018 年调查数据的实证分析[J]. 人口与发展, 2023, 29(5): 77-90, 117.
- [27] Stouffer S, Suchman E, DeVinney L C, et al. The American soldier: adjustment during army life [M]. Princeton: Princeton University Press, 1949.
- [28] 郑超, 王新军, 孙强. 城乡医保统筹政策、居民健康及其健康不平等研究[J]. 南开经济研究, 2021(4): 234-256.
- [29] 郑超. 医保政策的健康绩效与经济绩效研究[D]. 济南: 山东大学, 2021.
- [30] 汪连杰, 刘昌平. 城乡居民医保整合、农村老年人健康及其健康不平等研究[J]. 社会保障研究, 2022(3): 46-62.
- [31] Kakwani N. The Relative Deprivation Curve and Its Applications [J]. Journal of Business & Economic Statistics, 1984, 2(4): 384-394.
- [32] Grossman M. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health [J]. Journal of Political Economy, 1972, 80(2): 233-255.
- [33] 许新鹏, 顾海. 大病保险对中老年居民医疗利用及健康的影响:基于 CHARLS 数据的实证检验[J]. 人口与发展, 2022, 28(1): 16-29.
- [34] 李亚青. 医疗保障对健康平等的影响机制和精准化改进路径[J]. 社会保障评论, 2022, 6(2): 59-73.
- [收稿日期:2024-05-28 修回日期:2024-07-01]
(编辑 刘博)

世界卫生组织发布首份成人戒烟临床治疗指南

2024年7月2日,世界卫生组织发布了首份成人戒烟临床治疗指南,该指南为针对成人的全面戒烟干预措施提供了技术指导,帮助各国更好地采用循证的行为干预和药物治疗开展戒烟工作,并推动整体控烟进展。

据悉,在全球 12.5 亿烟草使用者中,有 60% 以上(超过 7.5 亿人)希望戒烟,但 70% 的人无法获得有效的戒烟服务,这一差距主要是由于卫生系统面临的资源限制等挑战而造成的。

将药物治疗与行为干预相结合可以显著提高戒烟成功率。世界卫生组织推荐的有效戒烟治疗药物包括伐尼克兰、尼古丁替代疗法、安非他酮和金雀花

碱。世界卫生组织建议采用行为干预措施,包括在医疗环境中常规地提供简短戒烟咨询(30 秒到 3 分钟),以及为有兴趣戒烟的烟草使用者提供更强化的行为支持(个体、团体或电话咨询)。此外,数字干预措施如短信、智能手机应用和互联网程序可以作为辅助工具或自我管理工具使用。

世界卫生组织鼓励医疗保健提供者、政策制定者和利益相关者采用和实施这一指南,以促进戒烟并改善全球健康。

(来源:世界卫生组织官方网站)