

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*

何 文 申曙光

内容提要:当前,灵活就业人员医疗保险发展不充分与不平衡的问题格外突出,这不仅会制约医保制度公平性与可持续能力的提高,同时会阻碍经济社会的全面、协调和可持续发展。本文运用中国劳动力动态调查数据(CLDS),研究灵活就业人员参加医保的决定因素以及受益归属,从而为新时期医保制度顶层设计提供决策依据。结果表明:一方面,无论是在参保决策还是险种决策阶段,灵活就业人员的健康风险显著正向影响参保状态,说明逆向选择效应显著存在;另一方面,低收入的参保人利用了更多优质的医疗服务,获得了更多的医保基金补偿,并显著改善了健康状况,因此医保发挥了积极的正向分配作用。但是过高的保障水平,在改善医疗可及性的同时会激发道德风险,从而加剧逆向选择问题并阻碍正向分配效应,对更加公平可持续医保制度的建立造成负面影响。

关键词:灵活就业人员 医疗保险 健康 逆向选择效应 正向分配效应

作者简介:何 文,中山大学岭南学院博士生,510275;

申曙光,中山大学岭南学院教授、博士生导师,510275。

中图分类号:F062.6 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2020)03-0036-12

一、引 言

依托互联网和人工智能的普及与进步,一大批新兴行业如雨后春笋般涌现,不仅促进了我国经济发展方式和产业结构的快速转变和调整,同时也推动了就业形态和模式向多样化发展。在这一背景下,一个特殊群体——灵活就业人员悄然形成并日趋庞大。统计资料显示,截至2018年,我国灵活就业人员的数量至少已经超过了3亿人。^①这一群体活跃在国民经济的各个行业领域,成为社会正常运作必不可少的一部分,并为我国经济的稳定和繁荣做出了巨大贡献。然而,相较于城市正规就业者,这一群体通常没有固定的劳动关系,工作时间与地点相对灵活,收入水平较低且

* 基金项目:国家社会科学基金重大项目“预防为主的大健康格局与健康中国建设研究”(17ZDA080)。作者感谢匿名审稿专家的宝贵意见。文责自负。何文电子邮箱:hewen7@mail2.sysu.edu.cn。

① 当前全国没有发布灵活就业人员这一统计口径的数据,根据国家统计局相关数据资料,2018年城镇个体就业人员以及农民工总量分别达到1.04亿人和2.88亿人,两者都是灵活就业人员的重要组成部分,因此保守估计灵活就业人员数量已经超过3亿人。

不稳定(齐亚强等,2012;李超等,2018)。

除了工作上的劣势外,社会对灵活就业人员的支持与保障也相对缺乏(马海燕,2004;周钦、刘国恩,2016),突出体现在医疗保障上。尽管近几年国家对灵活就业人员的参保问题日益重视,参保机会更加可及,待遇水平更加公平,^①灵活就业人员可以享受到与正规就业群体基本一致的参保待遇,但在社会地位、社交网络、信息能力等方面的劣势使得他们在资源利用过程中需要付出更高的成本,再加上本身收入微薄,且健康素养不高(李红娟、徐水源,2017;骆为祥,2019),这些“隐形壁垒”都导致他们仍然游离在保障的边缘。然而,这一群体往往具有更高的贫困脆弱性,在缺乏保险分担的情况下,有病不医、因病致贫的概率大大提高(马超等,2018;黄薇,2019),并进一步导致了收入差距加大、竞争环境扭曲、社会阶层矛盾激化等问题。因此,引导灵活就业人员参保无论是从个人还是整个社会层面都具有重要意义。那么,什么才是决定灵活就业人员参加医疗保险的关键因素呢?毫无疑问,参保的高自由度加剧了他们参保的不确定性。除了政策壁垒以及信息流通不对称等宏观层面的影响因素外,部分研究表明我国社会保险体系中存在逆向选择问题,健康风险越高的群体参保意愿越强,且越倾向于参加更高待遇水平的保险(Wang等,2006;黄枫、甘犁,2012;臧文斌等,2013;王贞等,2019)。特别是灵活就业人员兼具“职工”和“居民”的双重参保身份,在医保类别的选择上也具有较强的自由性,这会加剧医保基金的支出风险(封进等,2018;钟晓敏等,2018)。

近几年来,我国政府对医疗卫生的投入不断加大,医保保障水平不断提升,那么个人的参保决定以及医疗保障水平的提升能否带来正向的产出,即促进健康水平的提升呢?然而,纵观国内外相关研究成果,无论是理论分析还是定量研究,关于医保能否促进健康的研究都没有得到一致结论(Lei和Lin,2010;Chen和Jin,2012;潘杰等,2013;赵绍阳等,2015)。原因在于,一方面,医保提高了医疗服务利用的财务可及性,减小了有病不医的可能性,从而促进健康(Card等,2009;何文、申曙光,2018);但另一方面,特别是对于健康素养较差的灵活就业人员,医保的加入使其在购买医疗服务时面临相对较低的价格,因而可能会降低维护健康的努力程度以及投入水平(Bajari等,2014;傅虹桥等,2017),再加上医疗提供方可能存在诱导需求行为,导致药品、耗材等医疗资源的过度使用,最终甚至有害健康(Arrow,1965;Manning等,1987;Wu,2019)。因此,医保能否提高灵活就业人员的健康水平还需要进行实证分析。此外,促进健康平等已经成为全球重大议题(Black,1980;House,2002;Peng和Conley,2016),无论是发达国家,还是发展中国家,医保制度已经成为缩小与收入相关的健康不平等、实现社会正向分配的重要举措(Musgrave和Thin,1948;Wagstaff等,2009;Pan等,2015)。那么我国医保制度的最终受益者是哪部分群体,且低收入的灵活就业人员能否从中受益更多?同样需要来自实证检验的证据。

十九大报告指出,“要完善国民健康政策,为人民群众提供全方位全周期健康服务”。给予灵活就业人员充分适度的医疗保障,不仅是稳定社会就业、促进经济协调持续增长的应有之义,还是落实脱贫事业、促进社会和谐发展的当务之急,也是巩固全民医保发展成果、建立更加公平可持续医保制度的必然要求。因此,在决胜全面建成小康社会的新时代,研究灵活就业人员的参保决策行为,评估社会医疗保险体系中的逆向选择和正向分配效应,具有重要的理论价值和现实意义。本文的创新之处主要体现在:一方面,将灵活就业人员的参保行为分解成参保决策和险种决策两

① 根据《社会保险法》第二十三条,无雇工的个体工商户、未在用人单位参加职工基本医疗保险的非全日制从业人员以及其他灵活就业人员可以参加职工基本医疗保险,由个人按照国家规定缴纳基本医疗保险费。

个阶段,并检验两个阶段逆向选择效应的存在性;另一方面,从参保状态和保障水平两个维度来衡量医保对健康的影响,并分析影响的收入异质性,从而检验医保正向分配效应的有效性。综合两个方面的研究,将医保制度发展的两大重要目标——“公平可持续”纳入统一的分析框架。此外,本文构建起了健康的综合评价指标体系,并使用主成分分析法来计算综合得分,这种度量健康的方式也具有一定的创新性。

二、研究设计

(一)逆向选择效应的识别策略

根据《社会保险法》的相关规定,城镇非正规就业、灵活就业或自我雇佣等灵活就业人员可以自愿参加医疗保险,并且由于同时具有“职工”和“居民”的双重参保身份,可以在城镇职工基本医疗保险和城乡居民基本医疗保险(以下分别简称“城职保”和“城乡居保”)中灵活选择。根据我国现行医保政策和相关数据资料可知,城职保缴费与工资水平挂钩,并由用人单位(主要)和职工个人共同分担,2018年全国城职保的人均筹资和待遇支出水平分别为4273.19元和3379.52元;而城乡居保实行定额筹资政策,且由财政(主要)和个人共同缴纳,2018年城乡居保的人均筹资和待遇支出水平分别为763.43元和692.36元。^①由此可知,城职保的缴费和待遇支出水平要明显高于城乡居保,从而可能导致灵活就业人员在参保决策过程中存在逆向选择效应。基于如上政策背景,在分析逆向选择效应时,本文将灵活就业人员的参保过程分解为参保决策和险种决策两个阶段,并提出如下两条待检验的假设。

假设1.1:参保个体的健康风险要显著高于未参保个体,即灵活就业人员在参保决策阶段存在逆向选择效应。

假设1.2:选择参加城职保个体的健康风险要显著高于参加城乡居保的个体,即灵活就业人员在险种决策阶段同样存在逆向选择效应。

本文采用回归分析方法来检验上述两条假设,基本的模型为:

$$Ins_{it} = \alpha + \beta_1 Risk_{it} + \sum \varphi_i X_{ijt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 表示个体, t 表示时间; Ins 为0~1二值变量,表示个体是否参保,且1和0分别表示参保和不参保; $Risk$ 为衡量健康风险的指标,在本文中包括健康水平、住院服务的利用与费用; X 表示影响参保的其他因素,参照相关文献,在本文中包括家庭人均收入、年龄、性别、户籍、婚姻状况、受教育水平、工作类型、工作行业、吸烟酗酒情况等; ε_{it} 表示随机扰动项。 $Risk$ 的回归系数 β_1 是关注的核心变量,它衡量了健康风险对参保状态的影响,即逆向选择的存在性和大小。由于 Ins 是0~1二值变量,在回归分析中将使用Logit估计。

(二)正向分配效应的识别策略

医保是否具备正向分配效应首先在于能否促进健康,因此首先需要论证医保对健康的影响。根据现有文献研究成果,医保对健康的影响存在双面性。基于此,本文提出如下两条待检验的假设。

^① 需要说明的是,部分地区尚未完成城乡居民医保的整合工作,因此城乡居保的数据来自城镇居民医保,但总体上两者相差不大。数据来源于《中国统计年鉴(2019)》。

假设 2.1: 参与医疗保险能够显著改善灵活就业人员的健康状况。

假设 2.2: 医保保障水平对健康影响存在“倒 U 型”的非线性关系, 即在一定水平下, 保障水平提升能改善健康状况, 而当保障水平超过临界值时, 保障水平的进一步提高会对健康有负面影响。

本文通过如下回归模型来检验上述两条假设:

$$Health_{it} = a + \beta_2 Ins_{it} + \sum \delta_j Z_{ijt} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, i 表示个体, t 表示时间; $Health$ 为衡量健康的正向指标, Ins 为医保变量(拥有状况、保障水平); Z 表示影响健康的其他因素, 包括家庭人均收入、年龄、性别、户籍、婚姻状况、受教育水平、工作类型、工作行业、吸烟酗酒情况等; ε_{it} 表示随机扰动项。 Ins 的回归系数 β_2 是关注的核心变量, 它衡量了医保的拥有状况及其保障水平对健康的影响。

根据相关理论研究成果, 医保的正向分配效应主要表现在, 一方面, 作为一项保险制度, 通过费用分担机制提高了低收入者的医疗可及性, 削弱了收入对健康的直接影响 (Wagstaff 等, 2009; Pan 等, 2015); 另一方面, 作为一项社会保障制度, 通过基金收支的变化实现了收入的再次分配, 使得收入分配更加公平 (Musgrave 和 Thin, 1948)。据此, 进一步提出如下假设。

假设 2.3: 通过参与医保, 低收入者的灵活就业人员能够享有更好的健康保障, 且得到更多的医保基金补偿, 即医保具有显著的正向分配效应。

一方面, 分析医保对健康的影响在不同收入人群间的分布情况。在式 (2) 的基础上扩展得到如式 (3) 所示的回归模型。其中 D_{pinc} 为一组代表家庭人均收入水平的虚拟变量,^① 如果家庭人均收入属于某一收入分组, 取值为 1, 否则取值为 0。然后将 Ins 与 D_{pinc} 进行交乘处理。在 b_1 、 b_2 均为正的情况下, 如果 β_3 为负, 说明医保对低收入者的健康促进作用更大, 且削弱了收入对健康的绝对影响, 缓解了与收入相关的健康不平等。另一方面, 由于只有参保才能实现医保对于不同人群的收入再分配, 选择 $Ins = 1$ 的样本, 因变量 Y 设置为就诊医院级别、医疗费用等衡量医疗服务利用与费用情况的指标, 进行如式 (4) 所示的回归分析, β_4 衡量不同收入人群医疗服务利用的差异, 如果 β_4 均显著为负, 说明低收入人群利用了更多的医疗资源, 获得了更多的医保基金补偿, 再结合式 (3) 的估计结果可以判断医保是否发挥了显著的正向分配作用。

$$Health_{it} = b_0 + b_1 Ins_{it} + b_2 D_{pinc_i} + \beta_3 D_{pinc_i} \times Ins_{it} + \sum \delta_j Z_{ijt} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Y_{it} |_{Ins=1} = c + \beta_4 D_{pinc_i} + \sum \delta_j Z_{ijt} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

(三) 核心指标的构建与选取

1. 健康水平

现有文献大都采用自评健康指标或医疗服务利用情况来度量健康, 前者带有一定的主观性, 而后者往往包含经济因素等干扰信息, 从而在使用中都具有一定的局限性, 并且两者都是从身体是否患有疾病的角度来度量健康的。然而, 健康不仅是生物学意义上的身体没有疾病, 还要有完整的心理、生理状态和社会的适应能力 (Maslow, 1943; Grossman, 1972; Sen, 1985)。基于此, 为增强研究的客观性和稳健性, 本文选择从自评健康、生理健康、心理健康、身体质量、疾病历史五个角度

① 考虑到当期收入水平与健康、参保等变量存在内生性问题, 参考 Fuchs-Schündeln 和 Schündeln (2005) 的做法, 用三年面板数据计算永久家庭收入来进行后文的回归分析。

构建指标体系,然后运用主成分分析法进行降维处理并计算综合得分来衡量健康。^① 各个指标的具体定义及权重如表 1 所示。

表 1 衡量健康水平的指标体系

| 指标 | 指标定义 | 最终权重 |
|-----------|---|--------|
| 自评健康(SRH) | 根据问题“您认为自己现在的健康状况如何?”定义:0 = 非常不健康,1 = 比较不健康,2 = 一般,3 = 健康,4 = 非常健康 | 22.16% |
| 生理健康(PSH) | 根据问题“在过去一个月内,是否由于身体疼痛问题影响到您的工作或其他日常活动?”定义:0 = 总是,1 = 经常,2 = 有时,3 = 很少,4 = 没有 | 21.89% |
| 心理健康(PHH) | 根据问题“在过去一个月内,是否由于情绪问题影响到您的工作或其他日常活动?”定义:0 = 总是,1 = 经常,2 = 有时,3 = 很少,4 = 没有 | 17.13% |
| 身体质量(BMI) | 根据问题“身高一厘米”、“体重一斤”、公式“ $BMI = \text{体重}(\text{kg}) / \text{身高}(\text{m}^2)$ ”,计算得到 BMI 值,定义:0 = 重度肥胖, $BMI \geq 30$;1 = 肥胖, $27 \leq BMI < 30$;2 = 偏胖, $24 \leq BMI < 27$;3 = 偏瘦, $BMI < 18.5$;4 = 正常, $18.5 \leq BMI < 24$ | 15.05% |
| 疾病历史(BDH) | 根据问题“是否住院”以及“住院医疗花费了多少钱”,并计算住院费用的四分位数,定义:0 = 住院花费位于(3/4,1],1 = 住院花费位于(1/2,3/4],2 = 住院花费位于(1/4,1/2],3 = 住院花费位于(0,1/4],4 = 没有住过院 | 23.77% |

资料来源:CLDS 数据库。

2. 医疗保险保障水平

当前,我国绝大部分地区基本医疗保险的统筹层次还停留在市级统筹甚至是县(区)级统筹层面,且“自下而上”的改革方式使得各地区的医保政策各具特色且保障水平大相径庭。现有文献往往通过问卷数据计算得到医疗费用中报销费用的占比(实际补偿比)来代表医保的保障水平。然而,通过该方法计算的保障水平还受到被访者就诊的疾病类型以及医院级别等多方面因素的影响。根据我国医保“以收定支”的政策,^②筹资水平的高低决定了待遇水平的高低。为了减小测量误差,并更合理衡量医保的保障水平,本文将采用该地区医保的人均筹资水平作为保障水平的代理变量进行分析。

(四)数据来源与处理

本文所使用的数据来自中山大学社会科学调查中心开展的“中国劳动力动态调查”(CLDS)。CLDS 涵盖了我国除港澳台地区、西藏、海南外的 29 个省(自治区、直辖市),是一项具有全国代表性的抽样调查,且主要关注我国劳动适龄人口的收入、工作、健康、保险参与、经济活动等方面的问题,很好地切合了本文的研究需要。本文采用 CLDS 当前发布的 2012、2014 和 2016 年三期数据。此外,医保保障水平以及部分工具变量为市级层面的宏观统计指标,相关数据来自《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国卫生与健康统计年鉴》以及各地级市的统计

^① KMO 检验和 Bartlett 球形检验均证明本文所使用的指标体系适合使用主成分分析法进行分析。通过 SPSS 22.0 软件,共提取三个主成分,三个主成分累计解释总方差达到 78.749%。

^② 根据《关于加强基本医疗保险基金预算管理发挥医疗保险基金控费作用的意见》(财社〔2016〕242 号),各统筹地区要严格按照“以收定支、收支平衡、略有结余”的原则编制收支预算。

年鉴和地方志等。

为获取适合本研究的样本,对原始样本进行如下处理:(1)根据我国《劳动法》的相关规定,合规的劳动人口年龄为男性 16~60 周岁,女性 16~55 周岁,因此删除 CLDS 原始样本中不位于如上年龄区间的个体样本;(2)本文只研究灵活就业人员,因此删除农村居民、生活在农村的城镇户口居民、城镇正规就业人员(签订劳动合同)等样本,以及在校学生或因身体状况无法正常工作的样本;(3)由于本文只研究社会医疗保险中的相关问题,删除拥有商业医疗保险的样本;(4)删除信息缺失或者异常,以及访问员认为不可靠的样本。通过如上处理最终保留 9749 个观测样本。其中 75.04% 拥有医疗保险,远低于全国基本医保参保率 95%,进一步说明灵活就业人员存在缺乏医疗保障的问题。而拥有医疗保险的群体中,27.45% 参保城镇职工,72.55% 参保城乡居民。

(五)指标说明及描述性统计分析

根据本文的研究目的,所选取的变量主要包括如下几类:(1)度量健康水平的综合健康指标;(2)度量健康风险的医疗服务利用与费用情况;(3)度量医保保障水平的人均筹资水平;(4)度量经济水平的人均家庭收入水平;(5)其他反映个人特征的变量,包括年龄、性别、户籍、婚姻状况、受教育水平、工作类型、工作行业等。个体特征的分布情况如表 2 所示。

表 2 个体特征的分布情况

| | 样本分布 |
|-------|---|
| 性别 | 男性,46.34%;女性,53.66% |
| 年龄 | 16~29 岁,26.27%;30~44 岁,33.73%;45~60 岁,40.00% |
| 婚姻状况 | 未婚,18.91%;初婚,73.62%;再婚,3.02%;其他,4.45% |
| 户口类型 | 农村,48.55%;城镇,51.45% |
| 受教育水平 | 未上过学,4.52%;小学,13.76%;初中,35.27%;普高(职高、中专等),27.38%;大专及以上,19.07% |
| 工作行业 | 批发零售、餐饮业,12.99%;农林牧渔业,6.04%;制造业,5.97%;社会服务业,5.65%;建筑业,3.62%;其他,65.73% |

表 3 分别展示了三个调查年度灵活就业人员中参保与未参保者在健康水平、个人风险行为、医疗费用、收入等方面的描述性统计情况。由表 3 可知,参保人群的健康水平要低于未参保人群,而参保人群吸烟、酗酒的概率,以及医疗消费水平却要高于未参保人群。因此,可以初步判断健康状况较差、个人风险行为更频繁、医疗费用更高的人群更可能会选择参加医疗保险,即灵活就业人员参加医疗保险可能存在逆向选择效应。

表 3 主要变量描述性统计情况

| | 参保 | | 未参保 | |
|-----------|------|------|------|------|
| | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 |
| A. 2012 年 | | | | |
| 综合健康水平 | 3.36 | 0.48 | 3.40 | 0.45 |

续表 3

| | 参保 | | 未参保 | |
|----------------|--------|-------|--------|-------|
| | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 |
| A. 2012 年 | | | | |
| 是否吸烟 | 0. 04 | 0. 20 | 0. 02 | 0. 15 |
| 是否酗酒 | 0. 24 | 0. 43 | 0. 27 | 0. 44 |
| 去年住院医疗总费用(对数) | 0. 70 | 2. 41 | 0. 52 | 2. 03 |
| 家庭总收入(对数) | 10. 54 | 1. 17 | 10. 25 | 1. 47 |
| 样本量 | 432 | | 1410 | |
| B. 2014 年 | | | | |
| 综合健康水平 | 3. 40 | 0. 50 | 3. 49 | 0. 45 |
| 是否吸烟 | 0. 22 | 0. 41 | 0. 18 | 0. 39 |
| 是否酗酒 | 0. 18 | 0. 38 | 0. 15 | 0. 36 |
| 去年住院医疗总费用(对数) | 0. 50 | 2. 07 | 0. 19 | 1. 28 |
| 家庭总收入(对数) | 10. 48 | 1. 74 | 10. 36 | 2. 14 |
| 样本量 | 3048 | | 1334 | |
| C. 2016 年 | | | | |
| 综合健康水平 | 3. 22 | 0. 54 | 3. 31 | 0. 54 |
| 是否吸烟 | 0. 22 | 0. 41 | 0. 18 | 0. 39 |
| 是否酗酒 | 0. 17 | 0. 37 | 0. 13 | 0. 34 |
| 去年住院医疗总费用(对数) | 0. 51 | 2. 08 | 0. 37 | 1. 80 |
| 家庭总收入(对数) | 10. 55 | 1. 50 | 10. 34 | 1. 91 |
| 样本量 | 2858 | | 667 | |

三、实证分析

在该部分首先将灵活就业人员的参保行为分解成参保决策和险种决策两个阶段,并检验两个阶段逆向选择效应的存在性;然后实证分析医保参与状态以及保障水平对健康的影响,并验证正向分配效应的有效性。所有实证结果均为使用 Stata 14.0 软件分析得到。

(一) 逆向选择效应的检验

由于灵活就业人员参保具有较强的灵活性,本文在检验逆向选择效应时将参保行为分解成参保决策和险种决策两个阶段,参保决策阶段考虑是否参保,而在险种决策阶段决定参保险种,即是否参加更高待遇水平的城职保。表 4 显示了以是否参保的二元变量作为因变量,分别使用健康水平、住院服务利用(是否住过院)、住院医疗费用来度量健康风险,进行回归估计得到的结果。一方面,在参保决策阶段,首先,列(1)的结果说明,在 1% 的显著性水平下,健康风险高的个体参保概率要显著高于健康风险低的个体,从而说明逆向选择效应确实显著存在。其次,列(2)在列(1)回归模型设定的基础上进一步加入年龄、性别、户籍、婚姻状况、受教育水平、工作类型等个体特征变量,结果发现上述结论仍然成立,但系数数值变小,说明健康水平对参保行为的影响部分被控制变

量吸收,但仍然具有显著的统计意义。最后,为了进一步验证上述结论的稳健性,控制遗漏变量等因素的影响,运用倾向得分匹配法(PSM)一比一从未参保群体中匹配出与参保群体个体具有同质性的个体,再运用与列(2)相同的模型设定和估计方法,得到如列(3)所示的回归结果,结果与列(2)基本一致。另一方面,在险种决策阶段,本文检验了参保群体中选择参加城职保的个体是否同样存在逆向选择问题,结果如列(4)~(6)所示。结果发现在选择参保的灵活就业人员中,健康风险越高的人员选择参加城职保的概率也越高,即灵活就业人员选择参加城职保也具有显著的逆向选择效应,假设 1.1 和 1.2 得到验证。

表 4 逆向选择效应的检验结果

| 决策阶段 | 第一阶段:参保决策阶段 | | | 第二阶段:险种决策阶段 | | |
|--------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 健康水平 | -0.341 *** (0.053) | -0.237 *** (0.054) | -0.244 *** (0.058) | -0.129 ** (0.057) | -0.140 * (0.072) | -0.181 ** (0.077) |
| 是否住过院 | 0.594 *** (0.124) | 0.478 *** (0.125) | 0.488 *** (0.128) | 0.390 *** (0.112) | 0.396 *** (0.134) | 0.394 *** (0.137) |
| 住院总费用 | 0.068 *** (0.014) | 0.056 *** (0.014) | 0.057 *** (0.014) | 0.048 *** (0.012) | 0.048 *** (0.015) | 0.048 *** (0.015) |
| 其余控制变量 | × | √ | √ | × | √ | √ |
| 年份控制变量 | √ | √ | √ | √ | √ | √ |
| 区域控制变量 | √ | √ | √ | √ | √ | √ |
| 样本量 | 9749 | 9749 | 7872 | 7316 | 7316 | 5645 |

注:(1)***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著,括号内为个体层面的聚类标准误,下同;(2)部分地区对非当地户籍人员参加医保有限制,为了检验所得结论的稳健性,以市为单位去除该地区没有一个灵活就业人员参与医保的市级样本,运用同样的分析方法得到的结论与上述基本一致,因此所得结论稳健。

(二)医疗保险对健康的影响

相关研究表明,医疗保险体系中的逆向选择问题会增大医保基金的支出压力。但是,建立医疗保险制度并非仅仅为了维持基金的可持续,更重要的是促进参保人健康水平的提高。那么在逆向选择效应普遍存在的情况下,需要进一步明确医保对灵活就业人员健康状况的影响。因此,接下来将依次从参保状态和保障水平两个角度来检验医保与健康的因果关系。

参保状态对健康影响的估计结果如表 5 所示。由于逆向选择效应的存在,参保行为与健康之间存在内生性。为了解决这个问题,本文选择使用市级层面医保人均筹资水平($Phinc$)和参保率($Ratio$)作为工具变量,进行 IV 估计得到如表 5 所示的结果。一方面,在参保决策阶段,选择全体灵活就业人员为研究样本,是否参保为自变量、健康水平为因变量进行回归估计发现,在三种 IV 设定下,医疗保险均显著改善了灵活就业人员的健康。另一方面,在险种决策阶段,进一步检验相比于城乡居保,参加城职保是否能够更大程度地促进健康。以参保群体中参加城职保的参保人作为实验组,参加城乡居保的作为参照组,进行估计得到如列(4)~(6)所示的结果。在三种设定下,系数估计值均为负,且通过了 10% 的显著性检验,说明一定程度上参加更高水平的医疗保险并没有促进健康水平的提高。

然后,以参保群体作为研究样本,人均筹资水平作为医保保障水平的代理变量,分析医保保障水平对健康水平的影响,回归结果如表 5 所示。一方面,由列(1)~(3)的结果可知,对于参保群

体,医保保障水平与健康水平存在“倒 U 型”的非线性关系。也就是说,在一定的保障水平内,保障水平的提高能够显著促进参保人健康水平的提高。而当超过临界值时,保障水平的进一步提高会对健康有负面影响。根据现有相关研究成果,过高的医保保障水平会诱发供需双方的道德风险,不单单使得个人维护自身健康的投入和意识减弱,同时使用了治疗所必需的医疗服务。另一方面,根据列(4)~(6)的结果可知,对于城职保参保群体,医保保障水平对健康具有显著的负面影响。这说明对于灵活就业人员,尽管参加城职保能够享受更好的保障待遇,但同时也诱发了更为严重的道德风险,反而对健康造成了更大的负面影响。综合两个维度的回归结果可知,医疗保障水平过高会诱发参保人的道德风险,而道德风险是影响医保健康作用发挥的重要因素。因此,医保保障水平需要适度,如果保障水平过高不仅会对参保人的健康造成负面影响,同时会造成医疗资源的浪费,增大医保基金的支出风险。综合可知,假设 2.1 与假设 2.2 得到验证。

表 5 医保对健康的影响

| 变量 | 第一阶段:参保决策阶段 | | | 第二阶段:险种决策阶段 | | |
|-----------|---------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| A. 参保状态 | | | | | | |
| 是否参保 | 0.559 ** (0.244) | 0.573 ** (0.268) | 0.533 ** (0.225) | -0.402 * (0.222) | -0.384 * (0.223) | -0.398 * (0.221) |
| IV | <i>Phinc</i> | <i>Ratio</i> | <i>Phinc + Ratio</i> | <i>Phinc</i> | <i>Ratio</i> | <i>Phinc + Ratio</i> |
| 样本量 | 9749 | 9749 | 9749 | 7316 | 7316 | 7316 |
| B. 医保保障水平 | | | | | | |
| 保障水平 | -0.004 (0.003) | 0.002 (0.003) | 0.030 *** (0.010) | -0.048 *** (0.014) | -0.041 *** (0.014) | -0.242 (0.264) |
| 保障水平的二次项 | - | - | -0.004 *** (0.001) | - | - | 0.014 (0.019) |
| 样本量 | 7316 | 7316 | 7316 | 2008 | 2008 | 2008 |

注:表中参保状态中列(3)对应的 Hansen 检验值为 0.082, P 值为 0.776, 列(6)对应的 Hansen 检验值为 0.210, P 值为 0.647; 表中医保保障水平中列(1)与(4)没有加入控制变量,列(2)与(5)加入控制变量且控制变量设置与表 4 一致,列(3)与(6)加入保障水平的二次项。

(三) 正向分配效应的检验

接着分析医保对健康的影响在不同收入人群间的分布情况(见表 6),以检验医保是否具有正向分配效应。首先,以全体人员作为检验样本,分析收入和医保对健康的影响。列(1)检验了收入对健康的影响,结果显示随着收入分位数的提升,收入对健康的促进作用也随之增大,证实了收入对健康具有显著的正向作用,同时也说明了与收入相关健康不平等的存在性。接着加入医保变量,并与收入变量进行交乘处理,分析得到列(2)的结果。结果表明医保与收入的交乘项为负,且随着收入分位数的提高,系数的绝对值与显著性总体也在增大,说明医保对低收入群体的健康促进作用更大,从而削弱了收入对健康的绝对影响。其次,进一步检验了参保群体中,不同收入水平参保人的医疗服务利用情况,得到列(3)、(4)的估计结果。结果表明次高、最高 1/5 收入组参保人的就医医院等级、医疗费用均显著低于最低 1/5 收入组。结合列(1)的结果可知,低收入的参保人健康水平较低,从而利用了更多的优质医疗服务,消费了更多的医疗费用,并获得了更多的医保基金补偿。这说明医保的加入能够更大程度释放低收入者由于自身收入不足或者保障不足所抑制的那部分

医疗需求,进而提高医疗可及性并促进健康,即医保起到了显著的正向分配作用,假设 2.3 得到验证。最后,对城职保参保群体的医疗服务利用情况进行了分析,由列(5)、(6)的结果可知,不同收入群体的医疗服务利用和费用没有显著差异,说明城职保并没有起到显著的正向分配作用。

表 6 参保对医疗服务利用影响的收入异质性分析

| 变量 | 全体人员 | | 参保群体 | | 城职保参保群体 | |
|-----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|-------------------|-------------------|
| | 健康 | 健康 | 就医医院等级 | 医疗费用 | 就医医院等级 | 医疗费用 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 次低 1/5 收入组 (×是否参保) | 0.091 *** (0.021) | -0.015 (0.057) | -0.096 (0.090) | -0.015 (0.090) | 0.006 (0.033) | 0.231 (0.201) |
| 中间 1/5 收入组 (×是否参保) | 0.103 *** (0.021) | -0.058 ** (0.026) | -0.101 (0.063) | -0.029 (0.097) | 0.064 (0.096) | -0.077 (0.206) |
| 次高 1/5 收入组 (×是否参保) | 0.149 *** (0.022) | -0.045 ** (0.020) | -0.261 ** (0.136) | -0.219 ** (0.094) | 0.020 (0.161) | -0.122 (0.207) |
| 最高 1/5 收入组 (×是否参保) | 0.193 *** (0.022) | -0.122 *** (0.034) | -0.233 * (0.122) | -0.219 ** (0.097) | -0.003 (0.018) | -0.015 (0.213) |
| 样本量 | 9749 | 9749 | 7316 | 7316 | 2008 | 2008 |

注:列(2)显示的是收入分位数与是否参保交乘项的估计结果,而列(1)、(3)~(6)均为收入分位数的估计结果;对照组为最低 1/5 收入组。

(四)稳健性检验

在上述基本结果的基础上,本文进一步进行了如下三个方面的稳健性检验,以提升所得结论的可靠性。第一,在关于逆向选择效应的分析中,第一阶段的参保决策与第二阶段的险种决策可能存在一定的关联性,分开估计将遗漏一些有效信息。因此在本部分考虑使用 Heckman 样本选择模型以及 Multi-logit 模型进行估计,结果如表 7 所示。结果表明健康风险越高的个体选择参保且选择参加城职保的概率要显著更高。

表 7 估计方法的稳健性检验

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 方法 | Heckman | | Multi-logit | |
| | 第一阶段 | 第二阶段 | 参保 | 参加城职保 |
| 健康水平 | -0.139 *** (0.031) | -0.015 ** (0.007) | -0.219 *** (0.056) | -0.361 *** (0.077) |
| 是否住过院 | 0.273 *** (0.070) | 0.053 *** (0.018) | 0.367 *** (0.130) | 0.807 *** (0.156) |
| 住院总费用 | 0.032 *** (0.008) | 0.007 *** (0.002) | 0.042 *** (0.015) | 0.094 *** (0.018) |
| 样本量 | 9749 | 9749 | 9749 | 9749 |

注:Multi-logit 估计时设定参照组为未参保个体。

第二,由于健康状况或者医疗行为的变化,既可能是个人健康状况较差的结果,也可能是道德风险所导致的参保行为的变化(臧文斌等,2013;封进等,2018)。因此,为了进一步增强逆向选择效应分析所得结论的稳健性,本文进一步比较参保群体中的灵活就业人员与其他人员的健康风险,以及自愿

参加城职保的灵活就业人员与强制参保人员的健康风险,因为两组群体适用的保险报销规则相同,由此可以在一定程度排除道德风险的影响,结果如表 8 所示,同样说明选择参保以及选择参加城职保的灵活就业人员要比其他人员的健康风险高,即逆向选择效应显著存在,前述结论具有稳健性。

表 8 逆向选择效应的再检验结果

| 对照组 | 其他参保样本 | | | 强制参加城职保 | | |
|--------|-----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|---------------------|----------------------|
| 变量 | 健康水平 | 是否住过院 | 住院总费用 | 健康水平 | 是否住过院 | 住院总费用 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 灵活就业人员 | -0.104 *** (0.008) | 0.011 *** (0.004) | 0.091 *** (0.032) | -0.111 *** (0.016) | 0.021 ** (0.008) | 0.200 *** (0.076) |
| 样本量 | 32172 | 32172 | 32172 | 4237 | 4237 | 4237 |

第三,在关于医保保障水平与健康的因果关系分析中,进一步更换医保保障水平的衡量指标。分别以人均医保待遇支出水平、医保实际支出比(基金支出/基金收入)替换人均医保筹资水平,来衡量医保保障水平对健康的影响,运用与表 5 中关于医保保障水平一致的估计方法所得结论同样与前述一致。^①

四、结论与建议

随着我国经济发展模式的快速转变,以及共享经济的迅猛发展,灵活就业人员的数量与日俱增。完善灵活就业人员的医疗保障制度,不仅是提高劳动生产率、促进社会公平正义的必然要求,同时是建立更加公平可持续医保制度的前提保证。基于此,本文运用 CLDS 相关数据,一方面对灵活就业人员参保的逆向选择效应进行了检验,以明确医保基金面临的潜在风险;另一方面对医保的正向分配效应进行了评估,为新时期医保制度的完善提供发展方向。根据研究结果得出以下结论。

第一,灵活就业人员参保具有显著的逆向选择效应。无论在参保决策还是险种决策阶段,健康风险显著正向影响参保状态,即健康风险越高的个体参加并选择更高待遇水平医保的概率更大。第二,参保有助于促进健康,但提高保障水平对健康的影响具有不确定性。通过参保,灵活就业人员提高了医疗可及性,从而改善了健康状况。但是保障水平的变化对健康状况的改善具有不确定性。在一定的保障水平范围内,保障水平的提升能够促进健康水平的提高,但当保障水平超过临界值时,将诱发更为严重的道德风险,反而对健康造成不利影响。第三,医保发挥了显著“有利于穷人”的正向分配效应。低收入者的健康水平相对较低,随着医保的加入,他们利用了更多优质的医疗服务,消费了更多的医疗费用,并获得了更多的医保基金补偿,从而受益更大。上述结论在改变估计方法、检验思路以及变量选择后依旧稳健。

基于本文的研究结论,为了充分发挥医保的健康保障和正向分配功能,同时缓解由逆向选择、道德风险导致的基金风险,本文提出以下建议。第一,积极引导灵活就业人员参加医疗保险并合理利用医疗资源。由于灵活就业人员具有贫困脆弱性高、健康素养与意识差等特征,相关部门应该加大对健康政策的宣传力度,引导灵活就业人员参保,并促进其合理利用医疗资源,从而在保障

^① 由于篇幅限制,省略检验结果,如有需要,可与作者联系。

参保人健康的同时,实现医保基金的可持续发展。第二,推进医保制度的整合,分散医保基金风险。逆向选择效应在医保体系中普遍存在,不能因此就限制居民的参保选择。而统筹层次更高的医保制度能够缓解人群分割、制度分割所带来的逆向选择问题,并且规模更大的基金池能够更好地化解风险。当前整合城乡居民医保制度这一工作已经接近完成,下一步应该积极探索推进职工和居民两项制度的整合。第三,合理设置医疗保障水平,完善医保待遇体系。当前全国政策范围内住院待遇的平均补偿比例已经达到了75%,可以说在防范参保人住院风险方面起到了很好的保障效果。但与此相对的是门诊的保障水平相对较低。只保“大病”进一步引发了医患双方的道德风险,出现小病大治、诱导需求、过度医疗等问题,不仅造成医疗资源的浪费,同时也有损健康。因此应该优化待遇结构,加大对门诊“小病”的保障力度。

参考文献:

1. 封进、王贞、宋弘:《中国医疗保险体系中的自选择与医疗费用——基于灵活就业人员参保行为的研究》,《金融研究》2018年第8期。
2. 傅虹桥、袁东、雷晓燕:《健康水平、医疗保险与事前道德风险——来自新农合的经验证据》,《经济学(季刊)》2017年第2期。
3. 何文、申曙光:《医保“保小病”能否兼顾健康保障与费用控制?》,《保险研究》2018年第11期。
4. 黄枫、甘犁:《医疗保险中的道德风险研究——基于微观数据的分析》,《金融研究》2012年第5期。
5. 黄薇:《保险政策与中国式减贫:经验、困局与路径优化》,《管理世界》2019年第1期。
6. 李超、万海远、田志磊:《为教育而流动——随迁子女教育政策改革对农民工流动的影响》,《财贸经济》2018年第1期。
7. 李红娟、徐水源:《流动人口健康素养及健康知识获取分析》,《卫生经济研究》2017年第10期。
8. 骆为祥:《中国成年人医疗保险未参保状况及影响因素研究》,《社会保障评论》2019年第1期。
9. 马超、曲兆鹏、宋泽:《城乡医保统筹背景下流动人口医疗保健的机会不平等——事前补偿原则与事后补偿原则的悖论》,《中国工业经济》2018年第2期。
10. 马海燕:《对流动就业人员医疗保险问题的思考》,《人口与经济》2004年第1期。
11. 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》,《经济研究》2013年第4期。
12. 齐亚强、牛建林、威廉·梅森、唐纳德·特雷曼:《我国人口流动中的健康选择机制研究》,《人口研究》2012年第1期。
13. 王贞、封进、宋弘:《提升医保待遇对我国老年医疗服务利用的影响》,《财贸经济》2019年第6期。
14. 臧文斌、赵绍阳、刘国恩:《城镇基本医疗保险中逆向选择的检验》,《经济学(季刊)》2013年第1期。
15. 赵绍阳、臧文斌、尹庆双:《医保保障水平的福利效果》,《经济研究》2015年第8期。
16. 钟晓敏、杨六妹、鲁建坤:《城乡居民医疗保险中逆向选择效应的检验》,《财贸经济》2018年第10期。
17. 周钦、刘国恩:《医保受益性的户籍差异——基于本地户籍人口和流动人口的研究》,《南开经济研究》2016年第1期。
18. Arrow, K. J., Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care: Reply (The Implications of Transaction Costs and Adjustment Lags). *American Economic Review*, Vol. 45, No. 1, 1965, pp. 54 – 158.
19. Bajari, P., Dalton, C., Hong, H., & Khwaja, A., Moral Hazard, Adverse Selection, and Health Expenditures: A Semiparametric Analysis. *The RAND Journal of Economics*, Vol. 45, No. 4, 2014, pp. 747 – 763.
20. Black, D., Morris, J., Cyril, S., & Townsend, P., *Inequalities in Health: Report of a Research Working Group*. London: Department of Health and Social Security, 1980.
21. Card, D. C., Dobkin, C., & Maestas, N., Does Medicare Save Lives? . *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 124, No. 2, 2009, pp. 597 – 636.
22. Chen, Y., & Jin, G. Z., Does Health Insurance Coverage Lead to Better Health and Educational Outcomes? Evidence from Rural China. *Journal of Health Economics*, Vol. 31, No. 1, 2012, pp. 1 – 14.
23. Fuchs-Schündeln, N., & Schündeln, M., Precautionary Savings and Self-Selection: Evidence from the German Reunification Experiment. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 120, No. 3, 2005, pp. 1085 – 1120.
24. Grossman, M., On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. *Journal of Political Economy*, Vol. 80, No. 2,

1972, pp. 223 – 255.

25. House, J. S. , Understanding Social Factors and Inequalities in Health: 20th Century Progress and 21st Century Prospects. *Journal of Health & Social Behavior*, Vol. 43, No. 2, 2002, pp. 125 – 142.

26. Lei, X. , & Lin, W. , The New Cooperative Medical Scheme in Rural China: Does More Coverage Mean More Service and Better Health? . *Health Economics*, Vol. 18, No. 2, 2010, pp. 25 – 46.

27. Manning, W. G. , Newhouse, J. P. , Duan, N. , & Leibowitz, K. A. , Health Insurance and the Demand for Medical Care: Evidence from a Randomized Experiment. *American Economic Review*, Vol. 77, No. 3, 1987, pp. 251 – 277.

28. Maslow, A. H. , A Theory of Human Motivation. *Psychological Review*, Vol. 50, No. 1, 1943, pp. 370 – 396.

29. Musgrave, R. , & Thin, T. , Income Tax Progression, 1929 – 1948. *Journal of Political Economy*, Vol. 56, No. 6, 1948, pp. 498 – 514.

30. Pan, J. , Lei, X. , & Liu, G. G. , Health Insurance and Health Status: Exploring the Causal Effect from a Policy Intervention. *Health Economics*, Vol. 25, No. 11, 2015, pp. 1389 – 1402.

31. Peng, X. B. , & Conley, D. , The Implication of Health Insurance for Child Development and Maternal Nutrition: Evidence from China. *The European Journal of Health Economics*, Vol. 17, No. 5, 2016, pp. 521 – 534.

32. Sen, A. , Well-Being, Agency and Freedom: The Dewey Lectures 1984. *Journal of Philosophy*, Vol. 82, No. 4, 1985, pp. 169 – 221.

33. Wagstaff, A. , Lindelow, M. , Gao, J. , Xu, L. , & Qian, J. C. , Extending Health Insurance to the Rural Population: An Impact Evaluation of China's New Cooperative Medical Scheme. *Journal of Health Economics*, Vol. 28, No. 1, 2009, pp. 1 – 19.

34. Wang, H. , Zhang, L. , Yip, W. , & Hsiao, W. , Adverse Selection in a Voluntary Rural Mutual Health Care Health Insurance Scheme in China. *Social Science & Medicine*, Vol. 63, No. 5, 2006, pp. 1236 – 1245.

35. Wu, B. , Physician Agency in China: Evidence from a Drug-percentage Incentive Scheme. *Journal of Development Economics*, Vol. 140, 2019, pp. 72 – 89.

Participation Behavior and Benefit Attribution of Medical Insurance for Informal Employees

—Double Test Based on Adverse Selection and Positive Distribution Effect

HE Wen, SHEN Shuguang (Sun Yat-sen University, 510275)

Abstract: At present, there is an inadequate and unbalanced development of medical insurance for informal employees. It will not only restrict the fairness and sustainability of the medical insurance system, but also hinder the comprehensive, coordinated and sustainable development of the economy and society. This paper uses the China Labor Dynamics Survey Data (CLDS) to study the determinants for informal employees to purchase the medical insurance and their benefit attribution. The results show that: On the one hand, when informal employees debate over to buy the medical insurance or not or which medical insurance policy to buy, their health risk has significant positive impact on their insurance decision, which indicates that the adverse selection effect is significant. On the other hand, low-income insured people have received better medical services and compensation from the medical insurance fund, and their health status has been significantly improved, so medical insurance has played a positive distribution role. However, the change in the insurance status and the improvement of reimbursement level will cause moral hazard while improving the accessibility of medical care, which will aggravate the problem of adverse selection, hinder the positive distribution effect, and have a negative impact on the establishment of a more equitable and sustainable health insurance system.

Keywords: Informal Employees, Medical Insurance, Health, Adverse Selection, Positive Distribution

JEL: I18, H55

责任编辑:原 宏