

# 医疗保险异地就医直接结算对居民健康的影响研究

高娜娜<sup>1</sup>, 胡宏兵<sup>2</sup>, 刘奥龙<sup>1</sup>

(1. 河南大学 经济学院, 河南 开封 475004; 2. 中南财经政法大学 金融学院, 湖北 武汉 430073)

**摘要:**持续推进医保权益和医疗服务的公平性和可及性是推进“健康中国”战略实施和实现共同富裕的内在要求。文章采用 CHARLS 数据和双重差分模型检验了医疗保险异地就医直接结算对居民健康的影响。研究发现, 异地就医直接结算显著提升了居民的自评健康。但该政策的健康效应对农村居民、新农合参保居民、低教育程度居民和低收入水平居民的影响更显著, 其提升了弱势群体的健康水平, 缩小了不同群体之间的健康差距。机制分析表明, 异地就医直接结算通过提升参保居民医疗资源利用、降低医疗费用负担、释放医疗服务需求、增加家庭消费支出和改变家庭消费结构来影响其健康。为了实现更高水平的全民健康, 需要继续深化医疗保障制度改革, 加大基本医疗保险统筹力度, 稳步提高医疗保险待遇水平, 并且推动医疗健康资源向弱势群体倾斜。

**关键词:** 共同富裕; 医疗保险基本公共服务均等化; 异地就医直接结算; 健康

**中图分类号:** F842.684; R197.1 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2023)06-0094-15

**DOI:** 10.16538/j.cnki.jfe.20230316.402

## 一、引言

全面推进“健康中国”建设, 实现更高水平的全民健康, 既是共同富裕的内在要求和主要目标, 也是实现共同富裕的基本保障和重要支撑。目前, 我国已建成覆盖范围超过 13 亿人的基本医疗保障网, 对降低居民就医负担、提高医疗资源利用起到了重要作用(Lei 和 Lin, 2009; 黄枫和甘犁, 2010; 程令国和张晔, 2012; 潘杰等, 2013; 赵为民, 2020; 黄家林和傅虹桥, 2021)。然而, 受城乡“二元”经济结构、居民职业类型等因素的影响, 三大基本医疗保险在筹资标准、保障水平和报销政策等方面存在较大差异(郑超等, 2021)。这不仅造成城乡和区域之间医疗资源利用不均等(王新军和郑超, 2014; 金双华等, 2020), 而且逐渐成为实现共同富裕目标的阻碍因素。因此, 加快推动医疗保险基本公共服务均等化, 对于满足人民群众日益增长的医疗卫生服务需求, 推进“健康中国”战略实施和实现共同富裕具有重要现实意义。

基本医疗保险异地就医的结算壁垒可能加剧了医疗资源利用不均等问题, 这不利于保障和促进居民健康。按照传统的医疗保险政策, 参保人员异地就医时需先垫付医疗费, 再凭就医凭证回参保地报销。由于各地区的医保目录、保障水平、基金管理不一样, 患者回参保地报销时可

收稿日期: 2022-11-07

基金项目: 国家社会科学基金一般项目(22BJY217)

作者简介: 高娜娜(1991—), 女, 河南焦作人, 河南大学经济学院讲师;

胡宏兵(1974—)(通讯作者), 男, 河南潢川人, 中南财经政法大学金融学院教授, 博士生导师;

刘奥龙(1992—), 男, 河南叶县人, 河南大学经济学院讲师。

能出现报销比例较低和报销数额较小的情况,有些经济状况较差的患者甚至可能因为无力垫付高额医疗费而放弃异地就医,从而可能错过最佳治疗时机和治疗方案。因此,完善医疗保险异地就医结算制度,推进医保权益与医疗服务公平性和可及性是实施“健康中国”战略和实现共同富裕的内在要求。

为打破医疗保险异地就医的结算壁垒,自从2009年“新医改”以来,我国各省市陆续推动医疗保险异地就医直接结算改革。截至2014年,全国已有27个省份建立了省内异地就医结算平台,大部分统筹地区实现了新农合经办机构与省内异地医疗机构即时结算。与此同时,各省市还开始探索跨省异地就医直接结算制度,截至2017年底,全国所有省级异地就医结算系统均与国家异地就医结算系统对接,全面实现了异地就医结算平台全国联网和跨省异地就医直接结算。《2021年全国医疗保障事业发展统计公报》显示,2021年基本医疗保险参保人员异地就医约10752万人次,异地就医费用约4648亿元,直接结算制度满足了人民群众的异地就医需求。

但是,目前关于异地就医直接结算的研究还比较少。已有文献大多是定性研究异地就医直接结算面临的问题及相应对策(李玉水和阚小冬,2014;王雪蝶和曹高芳,2015;冯虹和张玉玺,2019;刘璐婵,2020;王琬,2021;谢莉琴和胡红濮,2021),只有极少数文献定量研究了异地就医直接结算的政策效果(张晓香,2020;钟玉英等,2020;崔佳和刘宏亮,2021)。同时,现有定量研究大多是基于某省市居民就医数据,缺少全国样本数据研究。异地就医直接结算作为我国医疗保险改革的重要实践,是否有助于实现医疗服务利用公平性和可及性?是否有助于实现更高水平的全民健康?这是值得深入讨论的问题。在此基础上,本文采用双重差分模型和CHARLS数据,研究异地就医直接结算的健康效应,分析异地就医直接结算是否更有利于弱势群体,并从就医行为、就医费用和家庭消费支出的角度讨论异地就医直接结算提高居民健康水平的机制。

本文研究结果表明:第一,异地就医直接结算具有显著的健康效应,有效提升了居民的自评健康状况;第二,该政策的健康效应在不同群体之间存在差异,对农村居民、新农合参保居民、低教育水平居民和低收入居民的健康状况影响更显著,其提升了弱势群体的健康水平,缩小了不同群体之间的健康差距;第三,机制分析表明,异地就医直接结算通过影响参保居民的就医行为、就医费用和家庭消费支出影响其健康,该政策显著提升了参保居民对优质医疗资源的利用率,降低了患者医疗费用负担并释放了医疗服务需求,提高了家庭健康投资、发展型和享乐型消费支出。虽然异地就医直接结算政策实施时间较短,但已产生了显著的健康绩效,较好地保障了参保居民医疗保险权益和医疗资源利用的公平性和可及性。

本文的贡献主要体现在以下三个方面:首先,本文从健康的角度丰富了医疗保险异地就医直接结算政策效果评估的文献,该政策是近年来医疗保险改革的重要内容之一,但较少有文献研究该政策产生的效果;其次,本文从城乡、医保类型、教育水平、收入水平四个维度探究了异地就医直接结算健康效应的异质性,为进一步推进医疗保险受益均等化改革提供了有益参考;最后,本文检验了异地就医直接结算影响居民健康的就医行为机制、就医费用机制和消费升级机制,这为医疗保险基本公共服务均等化对全民健康和共同富裕的影响提供理论依据。

本文的结构安排如下:第二部分是异地就医直接结算的制度背景和影响居民健康的机制;第三部分是研究设计;第四部分是实证结果与分析;第五部分是结论和建议。

## 二、制度背景与影响机制

### (一)制度背景

我国基本医疗保险制度包括城职保、城居保和新农合。参保人员在统筹地区就医时,可以

直接结算医疗费用,如果在统筹地区外就医,则需要先垫付医疗费用,再返回参保地社保经办机构复核报销。对参保人员而言,上述结算方式存在一些弊端:一方面,由于各统筹地区之间政策差异较大,“先垫付再报销”存在审核环节偏多、报销周期较长、报销手续繁琐等问题;另一方面,急诊、转诊到统筹地区外就医的患者大多患重病、疑难病,医药费用较高,个人垫付压力较大。随着参保人员流动性增加,异地就医结算难的问题成为新一轮医改中要解决的重要问题。

自2009年以来,我国陆续推出有关异地就医结算服务改革的指导意见。2009年3月,中共中央、国务院《关于深化医药卫生体制改革的意见》指出,要“做好医疗保险关系转移接续和异地就医结算服务”。同年12月,人力资源和社会保障部、财政部《关于基本医疗保险异地就医结算服务工作的意见》提出,要“大力推进区域统筹和建立异地协作机制,方便必需异地就医参保人员的医疗费用结算”。此后,各地区开始探索和推进异地就医直接结算服务改革。异地就医直接结算是指参保居民在非参保地定点医疗机构就医,出院时由医疗机构按照患者参保地的补偿方案初审并垫付医疗费用,垫付的费用由就医机构与患者参保地医保管理中心定期结算。

异地就医直接结算服务改革先后经过两个阶段。第一阶段,实现省内异地就医直接结算。各省份通过搭建省级医疗保险异地就医直接结算平台和异地就医直接结算系统,实现各统筹地区医保经办机构、定点医疗机构跨地区联网。福建省、山东省是较早开始实施异地就医直接结算的省份。2006年,福建省设立了全省医疗保险异地结算中心。2010年,福建省将服务范围扩大到城居保和新农合,所有参保人员到福州、厦门等地就医均可直接结算相关费用。2011年,山东省异地就医实时联网结算正式启动并在济南试点。2013年,山东省其他城市陆续接入省医保异地结算系统,17个城市全部实现省内异地就医直接结算。从全国来看,截至2014年底,已有22个省份实现了省内异地就医直接结算。

第二阶段,实现跨省异地就医直接结算。2013年7月,国务院印发《深化医药卫生体制改革2013年主要工作安排》,提出“选择在部分省份试点,探索建立跨省异地就医直接结算机制”。2016年,政府工作报告将“加快推进基本医保全国联网和异地就医结算”定为接下来医改的主要工作,跨省异地就医直接结算服务改革开始步入加速期。2016年底,全国跨省异地就医直接结算平台建成并上线。2017年底,各省份和各统筹地区与国家异地就医结算系统完成对接,基本实现了医疗保险全国联网和跨省异地就医住院费用直接结算。2018年,跨省异地就医直接结算的范围从住院推广到门诊,并在长三角地区进行了试点。

综上所述,我国医疗保险异地就医直接结算改革先完成省内异地就医直接结算,再完成跨省异地就医直接结算,各省份先试点、再推广,先解决参保人员到省会和大城市就医直接结算,再解决各地市之间的互联互通,最终全面实现异地就医直接结算。

## (二)影响机制

医疗保险异地就医直接结算旨在打破居民异地就医的结算壁垒,方便异地安置退休人员、异地长期居住人员、常驻异地工作人员和异地转诊人员就医。具体而言,该政策通过影响居民的就医行为、就医费用和家庭消费支出从而影响其健康,如图1所示。

首先,异地就医直接结算影响了居民的就医行为,提高了就医的及时性和对优质医疗资源的利用率。异地安置退休人员、异地长期居住人员、常驻异地工作人员的居住地或工作地与医保所在地不一致,在居住地或工作地就医即为异地就医。实施异地就医直接结算政策之前,这三类人员若就近就医,则需要回参保地报销医疗费用,这降低了就医的及时性,甚至导致“有病不医”和“小病不医”的情况。而异地就医直接结算政策实施后,这三类人员就近就医可直接结算费用,报销的便利性和就医的及时性大大提高。此外,由于我国医疗资源分布不均衡,在医疗

保险异地就医“先垫付再报销”的结算方式下,异地转诊人员前往医疗条件较好城市就医也面临报销不便的问题,而垫付压力可能使经济状况较差的参保者不得不放弃异地就医。直接结算免去了垫付压力,极大地方便了医疗条件较差地区的参保者到大城市、大医院接受更好的医疗救治和医疗服务,提高了他们对高质量医疗资源的利用率,并降低他们与医疗资源较好城市居民之间的健康差距。

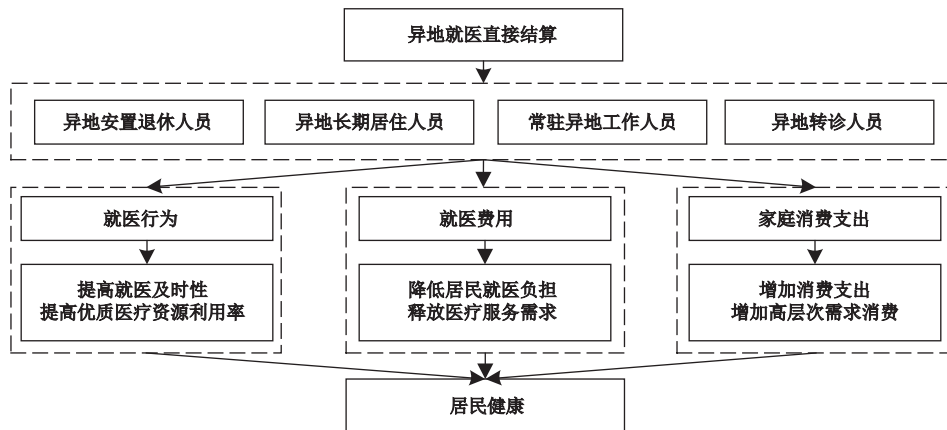


图1 异地就医直接结算促进居民健康水平提升的机制

其次,异地就医直接结算提高了居民医疗保险的保障水平,降低了就医负担,释放了医疗服务需求。我国各统筹地区医疗保险的医保目录、报销比例、基金管理不一样,患者异地就医回参保地报销时会出现报销比例较低、报销数额较小的情况。而直接结算原则上执行“就医地目录、参保地政策”的基金支付方式。一般来讲,经济发展水平较高地区的医保目录较宽,参保居民转诊到这些城市就医时可报销范围扩大,就医费用会降低。另外,在推进异地就医直接结算改革中,部分地区提高了医疗保险统筹层次,在更大的范围内统一了标准和制度,有效改善了参保人员的医保待遇,降低了参保人员就医负担。马超等(2015)、郑超等(2021)和赖毅等(2022)对城乡医保统筹政策的研究发现,基金池合并与医保经办机构统一显著降低了患者次均医疗费用,并且对年龄较高、受教育水平较低、农村地区居民的健康状况影响更显著,所以此政策也提升了弱势群体的健康水平。

最后,异地就医直接结算降低了居民就医预防性储蓄,提高了消费水平,改变了消费结构,进而影响了居民健康状况。大量研究表明,城职保、城居保、新农合能够降低家庭储蓄,释放消费潜力(黄学军和吴冲锋,2006;甘犁等,2010;臧文斌等,2012;白重恩等,2012;沈坤荣和谢勇,2012)。但是,随着人口流动的增加,在异地就医不能直接结算之时,异地安置退休人员、异地长期居住人员、常驻异地工作人员为了能就近就医时垫付医疗费,异地转诊人员<sup>①</sup>为了能在必要时到医疗资源优质的城市就医,仍然需要进行预防性储蓄。而直接结算免去了异地就医的垫付压力,降低了参保居民的预防性储蓄动机,进而将释放的消费潜力用于健康、教育、服务等满足自身发展和享受的高层次需求消费上,提高居民的综合健康水平。许玲丽等(2016)、孙计领和胡荣华(2017)、李军和刘生龙(2019)等的研究都表明,消费支出增加能提升个人幸福感,健康投资和教育投资增加能对健康产生积极影响。基于以上分析,本文提出如下三个假说。

假说1:异地就医直接结算对参保居民健康状况有积极影响。

① 此转诊既包括一般参保人员(参保地与居住地相同)转诊,也包括异地安置退休人员、异地长期居住人员和常驻异地工作人员转诊。

假说 2: 异地就医直接结算对居民健康的影响在不同群体之间具有差异性, 对弱势群体的影响效应更大。

假说 3: 异地就医直接结算会影响参保居民的就医方式, 通过提高参保居民的就医及时性和对优质医疗资源的利用率来影响其健康; 异地就医直接结算会提高参保居民的医保水平, 通过降低居民就医负担和释放医疗服务需求来影响其健康; 异地就医直接结算会影响参保居民的消费决策, 而居民通过增加消费支出和高层次需求消费来影响其健康。

### 三、研究设计

#### (一) 模型设定与变量说明

异地就医结算改革始于省内异地就医直接结算, 由各省政府主导实施, 对参保人员而言是外生政策冲击, 可以作为一项准自然实验。因此, 本文从省内异地就医直接结算政策着手, 以省会城市参保样本作为对照组, 非省会城市参保样本作为实验组, 并且以非省会城市参保居民到省会城市定点医院就医直接结算的时间作为实验组样本受政策影响的开始时间。由于各城市政策实施时间不一致, 本文采用多期 DID 模型来检验省内异地就医直接结算的健康效应。模型设定如下所示:

$$Health_{it} = \alpha + \beta DID_{it} + \delta X_{it} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $Health_{it}$  为被访问个体  $i$  在  $t$  年的健康状况, 用个体自评健康状况衡量。 $DID_{it}$  是双重差分项, 表示个体  $i$  在  $t$  年到省会城市就医是否可以直接结算, 如果可以直接结算, 则  $DID_{it}$  为 1, 否则  $DID_{it}$  为 0。 $X_{it}$  表示控制变量, 参考潘杰等(2013)、常雪等(2018)、赵为民(2020)等研究, 选取是否已婚( $Spouse$ )、医疗保险类型( $Insur$ )、受教育程度( $Edu$ )、是否患慢性病( $Chronic$ )、家庭人均收入( $PLnc$ )等作为控制变量。<sup>①</sup>  $\lambda_t$  为时间固定效应,  $u_i$  为个体固定效应,  $\varepsilon_{it}$  为扰动项。在模型(1)中,  $\beta$  是核心估计参数, 表示医疗保险省内异地就医直接结算的健康效应。

采用 DID 模型进行估计的一个重要前提是满足事前平行趋势假设, 即在实施异地就医直接结算政策前, 实验组与控制组之间具有相同的变化趋势, 不存在系统性差异。同时, 考虑到异地就医直接结算的健康效应可能存在时滞, 本文检验异地就医直接结算对居民健康的动态效应。参考 Beck 等(2010)和刘瑞明等(2020)的研究, 本文构建如下模型:

$$Health_{it} = \alpha + \sum_{k=-n}^m \beta_k DID_{i,t_0+k} + \delta X_{it} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

模型(2)中,  $t_0$  为各城市实现省内异地就医直接结算的当期,  $k$  为相对于当期的前期或后期。 $DID_{i,t_0+k}$  表示个体  $i$  在  $t_0+k$  期到省会城市就医是否可以直接结算医疗费用, 如果可以直接结算, 则  $DID_{i,t_0+k}$  为 1, 否则  $DID_{i,t_0+k}$  为 0。参数  $\beta_k$  则表示省内异地就医直接结算政策前  $k$  期或后  $k$  期的健康效应。

在机制检验中, 由于研究样本中发生住院的个体较少, 同时控制个体固定效应和时间固定效应会导致有效估计样本较少, 从而影响估计结果。因此, 考虑到数据可行性, 在机制检验时控制  $treat_{it}$  和  $post_{it}$ , 模型设定如下:

$$M_{it} = \alpha + \beta_1 DID_{it} + \beta_2 treat_{it} + \beta_3 post_{it} + \delta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

<sup>①</sup> 由于本文在模型中控制了时间固定效应和个体固定效应, 性别、年龄等不随时间变化以及与时间完全共线的个体特征被控制了, 因此实证中未控制这类变量。

在模型(3)中,  $M_i$ 为机制变量,代表居民就医行为、就医费用和家庭消费支出。本文用受访者过去一年的住院次数(*HospNum*)、过去一年最后一次住院时医疗机构的类型(*Type*)、是否异地就医(*Address*)、就医距离(*Distance*)来描述就医行为;用过去一年接受住院治疗的总费用(*TotalCost*)、次均费用(*AverCost*)、自付费用(*OutPock*)和自付比例(*OutPockRati*)来衡量居民医疗费用。参考尹志超和郭沛瑶(2021)、刘铠豪等(2022)的研究,用消费倾向(*Tendency*)、家庭人均消费支出(*PConsum*)、生存型消费支出占比(*Live*)、发展型消费支出占比(*Develop*)、享乐型消费支出占比(*Enjoy*)来衡量家庭消费结构。<sup>①</sup>同时,本文还着重考虑了家庭的健康投资(*MedCare*)。<sup>②</sup>主要变量的含义与衡量方式见表1。

表1 主要变量的含义与衡量方式

变量名称	变量符号	变量定义
自评健康	<i>Health</i>	1=不好;2=一般;3=好
是否已婚	<i>Spouse</i>	1=已婚(包括同居);0=其他
医疗保险类型	<i>Insur</i>	1=城职保;2=城居保(包括城乡居民医疗保险);3=新农合
受教育程度	<i>Edu</i>	1=未接受教育;2=小学及以下;3=初中、高中和中专;4=大专及以上
慢性病	<i>Chronic</i>	1=患慢性病;0=未患慢性病
家庭人均收入	<i>PInc</i>	(工资收入+转移支付收入+农业收入+个体经营收入)/家庭人口

注:本文将自评健康整合为三类,“极好”“很好”和“好”整合为“好”,“不好”和“很不好”整合为“不好”,而“一般”仍为“一般”。由于 CHARLS 2015 年数据存在部分缺失,为保持统计口径一致,家庭收入中未包含养老金和退休金。

## (二)数据来源与样本选择

在本文的研究中,个体层面和家庭层面的数据来自中国健康与养老追踪调查(CHARLS),各城市省内异地就医直接结算开始时间通过在互联网搜索各省市发布的通告获得。由于各城市政策实施开始时间跨度较大,本文采用 CHARLS 调查 2011 年、2013 年、2015 年和 2018 年四期数据进行研究。为了充分利用数据,本文研究样本包括受访者及其配偶,<sup>③</sup>删除没有参加基本医疗保险、变量存在缺失和只有一期调查数据的样本后,共有 60449 个样本,包含 18070 个受访个体。

表2是主要变量的描述性统计,可以看出,总体上自评健康状况为“一般”,自评健康状况在 2011 年、2013 年、2015 年期间逐年提高,在 2018 年略有下降。受访者中已婚个体占绝大多数,总样本和四期子样本中均高于 85%。城职保和新农合参保人员占比较多,在 2011 年、2013 年和 2015 年样本中,上述两种医疗保险参保人员占比超过 90%,由于部分地区新农合和城居保合并,2018 年城居保参保人员占比有较大提高。大专及以上学历人员占比较少,仅有 2% 左右。总样本中 77% 的受访者患有慢性病,并且四期子样本中患慢性病的人员占比逐年增加。在家庭收入方面,整体呈现上升趋势。

① 生存型消费是维持生存所必需的消费,发展型消费是劳动者提高劳动效率和劳动技能的消费,享乐型消费是人们进一步丰富自己的物质生活和精神生活的消费。一般来讲,当低层次消费得到满足后,人们才会产生高层次消费需求。

② 过去一年最后一次住院时医疗机构的类型(*Type*):1=综合医院或专科医院,0=其他;是否异地就医(*Address*):1=居住地以外的省、市或县就医,0=本地就医;就医距离(*Distance*)为家庭所在地与医疗机构的距离;消费倾向(*Tendency*)=家庭消费支出/家庭收入;生存型消费支出占比(*Live*)=(食品支出+衣着支出+居住支出)/总消费;发展型消费支出占比(*Develop*)=教育支出/总消费;享乐型消费支出占比(*Enjoy*)=(家庭设备及服务支出+医疗保健+交通通信+文化娱乐支出)/总消费;健康投资(*MedCare*)=医疗保健支出/家庭人口。本文对连续型变量取对数。

③ 本文也使用用户主样本数据进行了实证检验,如表5列(4)所示,基本结论一致。

表 2 变量的描述性统计

变量	2011–2018年			2011年	2013年	2015年	2018年
	均值	最小值	最大值	均值	均值	均值	均值
<i>Health</i>	2.022	1.000	3.000	2.016	2.055	2.059	1.951
<i>Spouse</i>	0.870	0.000	1.000	0.889	0.875	0.867	0.849
<i>Insur_1</i>	0.131	0.000	1.000	0.107	0.133	0.144	0.138
<i>Insur_2</i>	0.095	0.000	1.000	0.059	0.076	0.076	0.169
<i>Insur_3</i>	0.774	0.000	1.000	0.834	0.791	0.780	0.692
<i>Edu_1</i>	0.236	0.000	1.000	0.275	0.248	0.232	0.192
<i>Edu_2</i>	0.416	0.000	1.000	0.408	0.411	0.419	0.425
<i>Edu_3</i>	0.327	0.000	1.000	0.301	0.320	0.327	0.358
<i>Edu_4</i>	0.021	0.000	1.000	0.016	0.021	0.022	0.024
<i>Chronic</i>	0.772	0.000	1.000	0.676	0.781	0.796	0.824
<i>Plnc</i>	6 152	0.000	50 000	4 866	4 823	6 119	8 798
<i>N</i>	60 449	60 449	60 449	13 429	16 116	16 085	14 819

#### 四、实证结果与分析

##### (一) 基准回归结果

本文首先对假说 1 进行验证,分析异地就医直接结算对居民自评健康的影响,回归结果见表 3。列(1)至列(6)在控制了个体固定效应、时间固定效应的基础上,逐步加入婚姻状况、医疗保险类型、受教育程度、是否患慢性病、家庭人均收入变量。从表 3 可以看出,省内异地就医直接结算对居民自评健康的影响系数均在 5% 的显著性水平下显著为正,表明异地就医直接结算显著改善了居民的健康状况,假说 1 得到验证。列(6)的结果表明,省内异地就医直接结算对非省会城市居民产生了 0.018 单位的健康净效应。此外,双重差分项 *DID* 的系数在不同列中变化不大,表明估计结果较为稳健。

表 3 省内异地就医直接结算的健康效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DID</i>	0.0187** (0.0081)	0.0189** (0.0081)	0.0189** (0.0081)	0.0186** (0.0081)	0.0180** (0.0081)	0.0180** (0.0081)
<i>Spouse</i>		0.0543*** (0.0196)	0.0544*** (0.0192)	0.0543*** (0.0192)	0.0549*** (0.0191)	0.0545*** (0.0174)
<i>Insur_2</i>			0.0175 (0.0197)	0.0175 (0.0197)	0.0152 (0.0196)	0.0155 (0.0205)
<i>Insur_3</i>			-0.0020 (0.0200)	-0.0019 (0.0200)	-0.0031 (0.0199)	-0.0025 (0.0208)
<i>Edu_2</i>				0.0400 (0.0252)	0.0429* (0.0251)	0.0426* (0.0228)
<i>Edu_3</i>				0.0723** (0.0362)	0.0771** (0.0360)	0.0767** (0.0346)
<i>Edu_4</i>				0.1122 (0.0758)	0.1281* (0.0754)	0.1280 (0.0826)
<i>Chronic</i>					-0.1679*** (0.0101)	-0.1680*** (0.0097)

续表 3 省内异地就医直接结算的健康效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln PInc$						0.0010 (0.0008)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$N$	60449	60449	60449	60449	60449	60449
$Adj R^2$	0.4171	0.4173	0.4173	0.4173	0.4214	0.4214

注:括号内是在个体层面聚类的标准误,模型设定中包含常数项,这里未报告。\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,下表同。

## (二)稳健性检验

### 1. 平行趋势检验

由于本文使用了 CHARLS 四期调查数据,故有 7 个相对时期。同时,由于在最后一个相对时期,所有城市均实现了省内异地就医直接结算,故舍弃最后一个相对时期。在模型(2)中, $n$ 取值为-3, $m$ 取值为2, $k$ 分别赋值为-3、-2、-1、0、1和2。

图 2 根据模型(2)中  $DID_{t,t_0+k}$  的回归系数  $\beta_k$  及其 90% 置信区间绘制而成。从图 2 可以看出,在实现省内异地就医直接结算前 1 期、前 2 期、前 3 期,  $DID$  的系数均不显著,表明在政策实施之前,实验组和控制组居民健康水平变化趋势不存在系统性差异,满足平行趋势假设。在实现省内异地就医直接结算的当期和后 1 期、后 2 期,  $DID$  的回归系数均显著为正,表明直接结算政策实施后,实验组居民健康状况提升程度显著大于控制组,异地

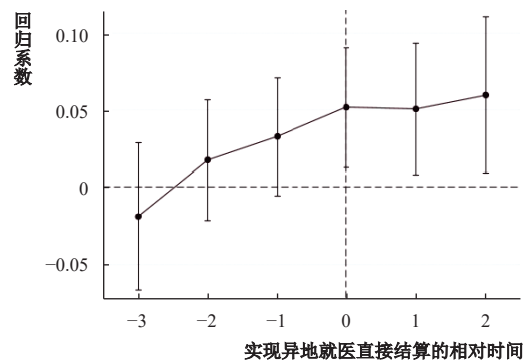


图 2 平行趋势检验

就医直接结算对居民自评健康产生了积极影响,进一步验证了本文的基本结论。此外,实现省内异地就医直接结算后,随着时间推移,直接结算对居民健康的影响效应存在上升趋势,表明异地就医直接结算的健康效应具有一定持续性,并且随时间推移而增强。

### 2. 安慰剂检验

为进一步排除其他政策或者随机因素对研究结果的干扰,本文进行安慰剂检验。首先,将各城市异地就医直接结算政策实施时间提前一年,如果真实的政策实施时间是 2014 年,则假设政策实施时间是 2013 年,根据假设的政策实施时间构建双重差分变量  $DID_{1t}$ 。其次,考虑到 CHARLS 数据两期调查之间平均间隔为两年,将政策实施时间提前一年可能并不改变双重差分项的取值,因此本文将政策实施时间提前两年构建双重差分变量  $DID_{2t}$ 。回归结果如表 4 所示,双重差分项  $DID_{1t}$  和  $DID_{2t}$  的系数均不显著,表明提前

表 4 稳健性检验:安慰剂检验

	(1)	(2)
$DID_{1t}$	-0.0063 (0.0088)	
$DID_{2t}$		-0.0019 (0.0144)
控制变量	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
$N$	60449	60449
$Adj R^2$	0.4213	0.4213



一年和提前两年的异地就医直接结算政策并未对居民健康状况产生显著的影响,这证明异地就医直接结算政策确实对居民健康产生了影响。

### 3. 删除可能存在干扰的样本

本文在研究设计中将省内异地就医直接结算政策作为准自然实验,大多数城市在 2016 年之前已实现省内异地就医直接结算,少数省份在 2016 年之后才开始实施该政策。然而在 2016 年底,跨省异地就医住院费用直接结算开始加速推进,2016 年以后的样本可能对本文结果造成一定干扰。因此,我们删除 2018 年的数据重新进行回归,表 5 列(1)结果表明省内异地就医直接结算政策仍然对居民自评健康有显著正影响。

表 5 稳健性检验:删除干扰样本

	(1)删除2018年样本	(2)删除重复参保样本	(3)删除直辖市样本	(4)删除配偶样本
<i>DID</i>	0.0189** (0.0094)	0.0171** (0.0082)	0.0228*** (0.0082)	0.0236** (0.0117)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	43 885	59 508	58 761	31 951
<i>Adj R</i> <sup>2</sup>	0.4176	0.4193	0.4206	0.4261

从当前各省份的政策来看,异地就医直接结算主要惠及城职保、城居保和新农合参保居民,但在基准回归样本中,有些被访者在参保基本医疗保险的同时也享受公费医疗,存在重复参保现象,若这些被访者所在地为非省会城市,则可能高估基准回归的估计结果。因此,我们删除享受公费医疗的被访者样本后重新进行回归。表 5 列(2)结果表明实施异地就医直接结算政策后,居民自评健康状况确实显著提高。

本文实证研究以省会城市作为控制组,以非省会城市作为实验组,而对于北京、上海、天津、重庆四个直辖市而言,无法进一步细分实验组和控制组,直辖市样本可能对基准回归结果造成一定干扰。因此,我们删除直辖市地区的样本重新进行回归。表 5 列(3)表明异地就医直接结算政策显著提高了居民健康状况。

本文基准回归样本包含被访者及其配偶,为检验结果的稳健性,我们只采用户主样本重新进行回归。表 5 列(4)结果表明在控制其他变量后,双重差分项 *DID* 的系数仍显著为正,进一步证明了前文的基本结论。

### 4. 地区效应

考虑到省内异地就医直接结算政策实施以城市为单位,本文将模型(1)中的个体固定效应改为城市固定效应,结果如表 6 列(1)所示。此外,模型中可能遗漏了随时间变化的不可观测的地区因素,为缓解这些因素对个体健康的影响,本文在模型(1)中控制城市和时间趋势交乘项、省份和时间趋势交乘项、省份和时间交互固定效应,结果如表 6 列(2)至列(4)所示。根据回归结果,*DID* 的回归系数均显著为正,表明不管是控制城市固定效应,还是加强对地区和时间因素的控制,异地就医直接结算对居民健康的促进作用依然存在。

表 6 稳健性检验:地区效应

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DID</i>	0.0220*** (0.0082)	0.0485*** (0.0090)	0.0452*** (0.0082)	0.0362** (0.0155)

续表 6 稳健性检验:地区效应

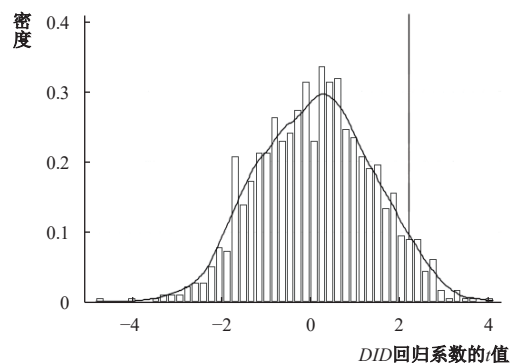
	(1)	(2)	(3)	(4)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应		控制	控制	控制
时间固定效应	控制			
城市固定效应	控制			
城市×时间趋势		控制		
省份×时间趋势			控制	
省份×时间固定效应				控制
<i>N</i>	60449	60449	60449	60449
<i>Adj R</i> <sup>2</sup>	0.1351	0.4209	0.4189	0.4229

(三)内生性检验<sup>①</sup>

首先,本文实证分析可能面临异地就医直接结算政策实施城市非随机的问题。本文参考Cavalcanti等(2019)、刘瑞明和赵仁杰(2020)、赵仁杰等(2022)等处理内生性的方法,通过检验各城市政策选择是否受到社会经济变量的影响来检验该政策的非随机性。根据回归结果,以各城市异地就医直接结算政策实施当年和实施之前的数据为研究样本,以各城市是否实施异地就医直接结算政策为被解释变量,如果实施则取值为1,否则取值为0。并且加入城市人均GDP( $\ln CGDP$ )、财政预算收支缺口( $\ln FiscalGap$ )、医疗机构数量( $\ln Hospital$ )、人口规模( $\ln CPOP$ )、老年抚养比( $POldRatio$ )等社会经济因素,在城市层面进行回归。由于前文采用CHARLS2011—2018年数据进行研究,这里以2010年为基期,加入上述可能影响城市进行政策选择的滞后一期社会经济变量,并且加入了各地区社会经济变量基期值和时间趋势项的交乘项。根据回归结果,政策实施前社会经济变量对是否实施异地就医直接结算没有显著影响。

其次,借鉴现有文献排除政策内生性影响的研究(Cavalcanti等,2019;刘瑞明和赵仁杰,2020;赵仁杰等,2022),将可能影响各城市实施异地就医直接结算政策的社会经济变量作为政策选择标准,在个体层面的回归中加入上述城市社会经济变量的基期值与时间一次项、平方项、立方项的交乘项,从而假定影响政策选择的社会经济因素对居民健康的影响遵循特定时间趋势。根据回归结果,*DID*的估计系数依然显著为正,说明在考虑了城市社会经济变量后,该政策对居民健康仍有显著促进作用。

最后,为检验基本结论是否为随机发生,本文借鉴反事实思想,采用随机抽样回归的方法检验异地就医直接结算健康效应的随机性。具体而言,我们按照政策在每年的实施情况进行随机抽样,生成1000个实验组,并用这1000个实验组和控制组数据进行回归,得到1000个*DID*估计系数的*t*值。然后,将1000个*t*值的核密度图与表3中真实的*DID*估计系数的*t*值进行比较。在图3中,竖线表示真实的*DID*估计系数的*t*值。从

图3 随机抽样1000次的回归*t*值

① 限于篇幅,分析表格省略,读者若是感兴趣可向作者索取。

图 3 可以看出,只有极少数 DID 估计系数的  $t$  值大于真实的估计系数的  $t$  值,即随机生成的政策冲击对居民健康产生显著正向影响的情况很少。该结果表明异地就医直接结算的健康效应并非随机出现的。

#### (四)异质性分析<sup>①</sup>

接下来,本文对假说 2 进行验证。根据被访者是城镇居民还是农村居民、参保医疗保险的类型、受教育水平和家庭收入水平进行分组,从而比较异地就医直接结算健康效应在不同群体之间的差异。

##### 1. 城乡差异和医疗保险类型差异

从整体上讲,城镇地区的医疗数量和质量普遍比农村地区好,城镇居民的经济状况也普遍比农村居民好。在异地就医需要个人垫付医疗费用的情况下,农村地区居民可能因垫付压力而无法接受优质医疗服务。实现异地就医直接结算后,参保人员的就医压力大大降低,农村地区居民可获得的医疗服务数量和质量明显提升。因此,异地就医直接结算对农村居民健康产生的影响更大。

因为城职保、城居保、新农合的统筹层次不一样,在实现异地就医直接结算之前,参保人员主要在统筹地区的定点医院就医和报销。由于新农合以县级统筹为主,相对于城职保和城居保,其定点医院的医疗水平相对较低。在实现省内异地就医直接结算后,新农合参保人员前往统筹地区以外较高水平医疗机构就医时也可直接结算,其就医不再局限于统筹地区的医疗机构。因此,异地就医直接结算的健康效应在新农合参保人群中更显著。

本文把样本分为城镇地区样本、农村地区样本、新农合样本、城职保与城居保样本,然后分别进行回归。根据回归结果,异地就医直接结算对农村地区居民和新农合参保居民的健康有显著正影响,对城镇居民、城职保和城居保参保居民自评健康的影响不显著,说明异地就医直接结算对弱势群体的健康效应更明显,起到了缩小健康差距和降低健康不平等的作用,假说 2 得以验证。

##### 2. 教育差异和收入水平差异

现有研究发现,我国存在与收入和教育相关的健康不平等。收入水平较高的居民和受教育程度较高的居民健康状况更好。这是因为相对于收入弱势和受教育弱势群体,高收入居民和高教育程度居民在医疗服务利用上的限制更少(解垩, 2009; 齐良书和李子奈, 2011; 黄潇, 2012; 胡安宁, 2014; 陈东和张郁杨, 2015)。省内异地就医直接结算政策能够缓解收入弱势和受教育弱势群体利用高质量医疗资源的限制,从而缩小与收入和教育相关的健康差距。

本文根据被访者受教育程度将样本分为小学及以下样本、初中及以上样本,根据家庭人均收入是否位于收入分布的 80% 以上将样本分为高收入样本和低收入样本。根据回归结果,异地就医直接结算对低教育程度居民和低收入水平居民的健康有显著正影响,对高教育程度居民和高收入水平居民自评健康的影响不显著,说明该政策降低了与收入和教育相关的健康不平等,进一步验证了假说 2。

#### (五)机制分析

##### 1. 就医行为机制

本文对就医行为机制进行检验。表 7 的回归结果表明,异地就医直接结算改变了患者的就医行为,提高了患者的住院次数,也提高了去综合医院或专科医院接受治疗的可能性和去其他

<sup>①</sup> 限于篇幅,分析表格省略,读者若是感兴趣可向作者索取。

省、市、县医疗机构就医的可能性。同时,患者就医机构与家庭所在地的距离也显著增加。住院次数增加表明患者的就医及时性得到提高。综合医院或专科医院的医疗水平一般比社区医院更高。虽然无法确定其他省、市、县和距离较远的医疗机构是什么类型,但考虑到如果不是有必要,患者更愿意就近就医,因此推测异地医疗机构的医疗水平更高,对患者健康的影响更大。

表 7 机制分析:就医行为

	(1) <i>HospNum</i>	(2) <i>Type</i>	(3) <i>Address</i>	(4) <i>lnDistance</i>
<i>DID</i>	0.0633*** (0.0232)	0.1671*** (0.0371)	0.5784*** (0.0461)	0.2268*** (0.0390)
控制变量	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	8 233	6 739	6 600	6 379
<i>Pseudo R</i> <sup>2</sup> / <i>Adj R</i> <sup>2</sup>	0.0194	0.0234	0.0368	0.0560

## 2. 就医费用机制

进一步验证异地就医直接结算是否通过影响就医费用进而影响参保居民健康。表 8 的回归结果表明,异地就医直接结算显著提高了患者的住院总费用、次均费用和自付费用。由于我国居民医疗服务需求弹性较大(程令国和张晔, 2012), 患者对异地就医直接结算政策的反应是增加医疗消费而非减少医疗支出。而异地就医直接结算显著降低了患者医疗费用的自付比例, 在没有增加医疗负担的情况下, 该政策释放了居民医疗服务需求, 提高了医疗资源利用率。

表 8 机制分析:就医费用

	(1) <i>lnTotalCost</i>	(2) <i>lnAverCost</i>	(3) <i>lnOutPock</i>	(4) <i>OutPockRati</i>
<i>DID</i>	0.2373*** (0.0538)	0.2202*** (0.0522)	0.1947*** (0.0652)	-0.0248* (0.0140)
控制变量	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	2 319	2 317	2 237	2 183
<i>Adj R</i> <sup>2</sup>	0.0922	0.0931	0.0217	0.0899

## 3. 消费升级机制

本文接下来验证家庭消费升级机制, 检验异地就医直接结算对家庭消费支出和消费结构的影响。表 9 列(1)和列(2)的回归结果表明, 异地就医直接结算显著提高了家庭的消费倾向和家庭人均消费支出。列(3)至列(5)表明异地就医直接结算显著降低了家庭的生存型消费占比, 提高了家庭的发展型消费占比和享乐型消费占比。列(6)针对医疗保健支出的结果表明异地就医直接结算显著增加了家庭的健康投资。理论和现实均表明消费支出的增加、健康投资的增加、发展型消费和享乐型消费都对居民健康有积极影响(许玲丽等, 2016; 孙计领和胡荣华, 2017; 李军和刘生龙, 2019)。

表 9 机制分析:家庭消费支出

	(1) <i>Tendency</i>	(2) <i>lnPConsum</i>	(3) <i>Live</i>	(4) <i>Develop</i>	(5) <i>Enjoy</i>	(6) <i>lnMedCare</i>
<i>DID</i>	4.1830*** (0.1676)	0.6180*** (0.0178)	-0.0676*** (0.0029)	0.0124*** (0.0011)	0.0551*** (0.0028)	1.7101*** (0.0350)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	25 241	35 919	35 197	34 467	35 197	35 805
<i>Adj R</i> <sup>2</sup>	0.3691	0.1324	0.0275	0.0180	0.0212	0.1044

注: 回归结果采用家庭层面消费数据进行回归, 控制变量为户主特征。

以上结果表明异地就医直接结算影响了参保居民的就医行为、就医费用和家庭消费支出,提高了参保居民的医疗资源利用率,降低了患者医疗负担并释放了医疗服务需求,提高了家庭消费支出,进而提高了居民健康水平,假说 3 得以验证。

## 五、结论与建议

本文利用 2011—2018 年中国健康与养老追踪调查 (CHARLS) 数据和双重差分模型 (DID), 实证检验了医疗保险异地就医直接结算对居民健康的影响, 并探讨了影响的异质性和作用机制。本文的研究不仅为深化医疗保障制度改革提供了经验依据, 还为实现更高水平的全民健康和实现共同富裕提供了政策参考。本文的研究结论及相关政策建议如下。

首先, 异地就医直接结算具有显著的健康绩效, 有效提升了居民的自评健康。破除医疗保险异地就医的结算壁垒, 提高居民医疗服务利用率和医疗费用报销的便利性, 这对于实现更高水平的全民健康具有重要意义。因此, 需要进一步完善异地就医直接结算服务, 规范和简化异地就医直接结算的流程, 逐步扩大异地就医直接结算的范围, 尽快实现门诊等相关治疗费用直接结算。同时, 继续加大基本医疗保险的统筹力度, 强化全国统一医保信息平台的支撑作用, 逐步建立起全民统一的医疗保险制度, 全面实现全国就医直接结算。

其次, 异地就医直接结算提高了医疗保险基本公共服务均等化, 提升了农村居民、新农合参保居民、低教育程度居民和低收入居民的健康水平, 在一定程度上缩小了不同群体之间的健康差距。医疗保障制度改革需要重点考虑落后地区和弱势群体, 推动医疗健康资源和财政资金向农村和中西部地区倾斜, 向经济弱势和健康弱势群体倾斜, 降低不同地区、不同人群医疗保障待遇差异, 缓解城乡、地区之间医疗保障发展不平衡和不同群体之间健康不平等的问题。

再次, 异地就医直接结算影响了参保居民的就医行为和就医费用, 增加了居民去其他省、市、县医疗机构和综合医院或专科医院就医的可能性, 也增加了居民医疗资源利用和医疗费用支出。我国参保居民的医疗服务需求弹性较大, 个人“先垫付再报销”的结算方式制约了居民对高质量医疗资源的利用率。因此, 要进一步消除居民在医疗资源利用上的限制, 持续提高基层医疗机构数量和质量, 根据各地情况适当降低看病就医门槛, 让人民群众能够就近得到及时的治疗, 满足人民日益增长的高质量医疗服务需求。

最后, 异地就医直接结算政策降低了家庭的预防性储蓄动机, 增加了家庭消费支出、健康投资、发展型和享乐型消费支出, 进而对居民健康产生了积极影响。深化医疗保障制度改革除了完善异地就医直接结算服务, 还应进一步发挥基本医疗保险的主体保障功能。根据医保基金实际情况, 稳步提高医疗保险报销比例和报销范围, 消除人民群众在看病就医上的顾虑和担忧, 提升人民群众对医疗保障的获得感、幸福感和安全感。

### 主要参考文献:

- [1]白重恩, 李宏彬, 吴斌珍. 医疗保险与消费: 来自新型农村合作医疗的证据[J]. 经济研究, 2012, (2): 41-53.
- [2]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.
- [3]陈东, 张郁杨. 与收入相关的健康不平等的动态变化与分解——以我国中老年群体为例[J]. 金融研究, 2015, (12): 1-16.
- [4]程令国, 张晔. “新农合”: 经济绩效还是健康绩效?[J]. 经济研究, 2012, (1): 120-133.
- [5]冯虹, 张玉玺. 山西省医保异地就医直接结算研究[J]. 经济问题, 2019, (1): 116-122.
- [6]胡安宁. 教育能否让我们更健康——基于 2010 年中国综合社会调查的城乡比较分析[J]. 中国社会科学, 2014, (5): 116-130.

- [7]黄枫,甘犁. 过度需求还是有效需求?——城镇老人健康与医疗保险的实证分析[J]. 经济研究, 2010, (6): 105-119.
- [8]黄家林,傅虹桥. 补充医疗保险对老年人死亡率的影响:以大病保险为例[J]. 世界经济, 2021, (10): 179-200.
- [9]黄学军,吴冲锋. 社会医疗保险对预防性储蓄的挤出效应研究[J]. 世界经济, 2006, (8): 65-70.
- [10]黄潇. 与收入相关的健康不平等扩大了吗[J]. 统计研究, 2012, (6): 51-59.
- [11]解垚. 与收入相关的健康及医疗服务利用不平等研究[J]. 经济研究, 2009, (2): 92-105.
- [12]金双华,于洁,田人合. 中国基本医疗保险制度促进受益公平吗?——基于中国家庭金融调查的实证分析[J]. 经济学(季刊), 2020, (4): 1291-1314.
- [13]赖毅,李玲,陈秋霖. 两保合一对医疗费用的影响:基于单一支付者制度的视角[J]. 管理世界, 2022, (7): 147-162.
- [14]李军,刘生龙. 教育对健康的影响——基于中国1986年义务教育法的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2019, (6): 117-134.
- [15]李玉水, 阙小冬. 福建省基本医疗保险体系适应流动性的研究[J]. 社会保障研究, 2014, (4): 58-61.
- [16]刘铠豪,臧旭恒,王雪芳. 贸易自由化与家庭消费——来自中国城镇住户调查的微观证据[J]. 中国工业经济, 2022, (3): 57-75.
- [17]刘璐婵. 流动人口跨省异地就医困局的缘起、政策分析与制度破解[J]. 四川轻化工大学学报(社会科学版), 2020, (5): 31-47.
- [18]刘瑞明,毛宇,亢延锬. 制度松绑、市场活力激发与旅游经济发展——来自中国文化体制改革的证据[J]. 经济研究, 2020, (1): 115-131.
- [19]刘瑞明,赵仁杰. 政府支持、制度变革与学术期刊进步——来自中国“名刊工程”的经验证据[J]. 经济学(季刊), 2020, (2): 473-498.
- [20]马超,顾海,孙徐辉. 参合更高层次的医疗保险能促进健康吗?——来自城乡医保统筹自然实验的证据[J]. 公共管理学报, 2015, (2): 106-118.
- [21]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, (4): 130-142.
- [22]齐良书,李子奈. 与收入相关的健康和医疗服务利用流动性[J]. 经济研究, 2011, (9): 83-95.
- [23]沈坤荣,谢勇. 不确定性与中国城镇居民储蓄率的实证研究[J]. 金融研究, 2012, (3): 1-13.
- [24]孙计领,胡荣华. 收入水平、消费压力与幸福感[J]. 财贸研究, 2017, (2): 1-8.
- [25]王琬. 中国异地就医直接结算:政策价值、实践效果与优化路径[J]. 学术研究, 2021, (6): 89-95.
- [26]王新军,郑超. 医疗保险对老年人医疗支出与健康的影响[J]. 财经研究, 2014, (12): 65-75.
- [27]王雪蝶,曹高芳. 我国基本医疗保险异地就医结算问题研究——基于费用控制的视角[J]. 山东社会科学, 2015, (10): 139-143.
- [28]谢莉琴,胡红濮. 异地就医直接结算政策执行的利益相关者分析[J]. 社会保障研究, 2021, (3): 70-77.
- [29]许玲丽,龚关,艾春荣. 幸福,赚钱还是花钱?[J]. 财经研究, 2016, (6): 17-26.
- [30]尹志超,郭沛瑶. 精准扶贫政策效果评估——家庭消费视角下的实证研究[J]. 管理世界, 2021, (4): 64-82.
- [31]臧文斌,刘国恩,徐菲,等. 中国城镇居民基本医疗保险对家庭消费的影响[J]. 经济研究, 2012, (7): 75-85.
- [32]赵仁杰,唐珏,张家凯,等. 社会监督与企业社保缴费——来自社会保险监督试点的证据[J]. 管理世界, 2022, (7): 170-183.
- [33]赵为民. 新农合大病保险改善了农村居民的健康吗?[J]. 财经研究, 2020, (1): 141-154.
- [34]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.
- [35]钟玉英,王凯然,梁婷. 政策促进还是政策摩擦?——医疗保险异地结算与分级诊疗的政策交互作用研究[J]. 公共行政评论, 2020, (5): 120-143.
- [36]Beck T, Levine R, Levkov A. Big Bad Banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. *The Journal of Finance*, 2010, 65(5): 1637-1667.

- [37]Cavalcanti T, Da Mata D, Toscani F. Winning the oil lottery: The impact of natural resource extraction on growth[J]. *Journal of Economic Growth*, 2019, 24(1): 79–115.
- [38]Lei X Y, Lin W C. The new cooperative medical scheme in Rural China: Does more coverage mean more service and better health?[J]. *Health Economics*, 2009, 18(S2): S25–S46.

## The Effect of Direct Settlement of Medical Insurance for Nonlocal Medical Treatment on Residents' Health

Gao Nana<sup>1</sup>, Hu Hongbing<sup>2</sup>, Liu Aolong<sup>1</sup>

(1. School of Economics, Henan University, Kaifeng 475004, China;

2. School of Finance, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China)

**Summary:** Continuously promoting the equity and accessibility of medical insurance rights and medical services is an inherent requirement for promoting the implementation of the Healthy China Strategy and achieving common prosperity. In order to solve the problem of difficulty in reimbursement of medical expenses for nonlocal medical treatment, since the New Medical Reform in 2009, China has begun to promote the policy of direct settlement of medical insurance for nonlocal medical treatment. However, at present, there is relatively little literature on the evaluation of the effect of direct settlement policy.

Based on the quasi-natural experiment of the direct settlement for intra-provincial medical treatment, this paper uses CHARLS data and DID model to empirically evaluate the health effect of direct settlement of medical insurance for nonlocal medical treatment, analyzes whether the policy is more beneficial to vulnerable groups, and discusses the mechanism of the policy to improve residents' health level from the perspectives of medical treatment behavior, medical expenses and family consumption upgrading.

The results show that: First, the policy has a significant effect on the health of insured residents. Second, the policy has a more significant impact on the health of rural residents, new rural cooperative medical insurance insured residents, low-education residents and low-income residents, and it improves the health level of vulnerable groups. Third, the policy affects the health of insured residents by improving the utilization of medical resources, reducing the burden of medical expenses, releasing the demand for medical services, increasing household consumption expenditure and changing the household consumption structure. Therefore, it is necessary to continue to deepen the reform of the medical security system, improve the overall pooling level of basic medical insurance, steadily improve the level of medical insurance benefits, and promote medical and health resources to favor vulnerable groups.

The possible marginal contributions of this paper are that: First, it enriches the literature on the evaluation of the effect of the policy from the perspective of health. Second, it explores the heterogeneity of the health effect of the policy from different dimensions, providing a useful reference for further promoting the reform of the equalization of medical insurance benefits. Third, it examines the medical behavior mechanism, medical expense mechanism, and consumption upgrading mechanism, providing a theoretical basis for how the equalization of basic public services in medical insurance can promote the health of the whole population.

**Key words:** common prosperity; equalization of basic public services in medical insurance; the policy of direct settlement for nonlocal medical treatment; health

(责任编辑 顾 坚)