

中国医疗卫生体制改革的健康及医疗服务效应—— 基于综合医改试点的考察

孙亚平¹, 张征宇², 孙广亚³

(1. 浙江财经大学 经济学院, 杭州 310018; 2. 上海财经大学 经济学院, 上海 200433; 3. 汕头大学 商学院, 汕头 515800)

摘要 深化医疗卫生体制改革是推进健康中国建设的重要举措。本文借助综合医改试点的准自然实验, 探讨了中国医疗卫生体制改革对居民健康的作用。研究发现, 综合医改政策显著提升了居民主观健康和客观健康。进一步, 从“看病难”角度, 综合医改提升了居民就医满意度、医疗水平认可度和医疗服务可及性; 从“看病贵”角度, 综合医改提高了医疗保险覆盖率, 并降低了居民医疗负担。异质性分析发现, 综合医改对城镇居民、女性和老年群体的健康效应更大, 农村地区仍是未来医疗卫生体制改革的重难点区域。

关键词 医疗卫生体制改革; 健康; 综合医改

Health and medical service effects of China's health care system reform: Evidence from “comprehensive medical reform”

SUN Yaping¹, ZHANG Zhengyu², SUN Guangya³

(1. School of Economics, Zhejiang University of Finance and Economics, Hangzhou 310018, China; 2. School of Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China; 3. School of Business, Shantou University, Shantou 515800, China)

Abstract The deepening of healthcare system reform is a critical step towards building a healthier China. By employing the quasi-natural experiment method on comprehensive healthcare reform pilots, we examine the effects of healthcare system reform on Chinese residents' health. Our findings suggest that comprehensive healthcare reform significantly improves residents' subjective and objective health statuses. Moreover, from the perspective of “difficulties in seeking medical attention”, our results show that the reform enhances patient satisfaction, approval of medical standards, and the accessibility of medical services. When viewed from the “high medical cost” perspective, the reform has expanded medical insurance coverage and reduced residents' financial burden of healthcare. Our heterogeneous analysis reveals that the comprehensive healthcare reform has a more significant health impact on urban residents, women, and the elderly, highlighting rural areas as the focus of future healthcare system reform efforts.

收稿日期: 2023-03-28

作者简介: 孙亚平 (1992-), 女, 汉, 河南漯河人, 博士研究生, 研究方向: 产业经济学和劳动经济学, E-mail: 1872616965@qq.com; 张征宇 (1981-), 男, 汉, 上海黄浦人, 教授, 博士, 研究方向: 微观计量经济学, E-mail: zy.zhang@mail.shufe.edu.cn; 通信作者: 孙广亚 (1989-), 男, 汉, 河南漯河人, 讲师, 博士, 研究方向: 微观计量经济学和劳动经济学, E-mail: 1169990632@qq.com.

基金项目: 国家自然科学基金 (72273076, 71873080); 汕头大学科研启动经费 (STF23043T)

Foundation item: National Natural Science Foundation of China (72273076, 71873080); STU Scientific Research Initiation Grant (STF23043T)

中文引用格式: 孙亚平, 张征宇, 孙广亚. 中国医疗卫生体制改革的健康及医疗服务效应——基于综合医改试点的考察[J]. 系统工程理论与实践, 2024, 44(9): 3006-3022.

英文引用格式: Sun Y P, Zhang Z Y, Sun G Y. Health and medical service effects of China's health care system reform: Evidence from “comprehensive medical reform”[J]. Systems Engineering — Theory & Practice, 2024, 44(9): 3006-3022.

Keywords health care system reform; health; comprehensive medical reform

1 引言

健康是人力资本的重要组成^[1,2],具有影响居民劳动供给、劳动收入和劳动生产率等多方面经济效应。党的二十大报告提出把保障人民健康放在优先发展的战略位置,通过深化医药卫生体制改革来推进健康中国建设。

中国的医疗卫生体制改革是政府主导下的重大民生工程,其目标是实现全民健康最大化^[3,4]。新中国刚成立时,传染病、寄生虫病和地方病是影响居民健康的主要疾病。政府确立了以预防为主的大方针,通过加强基层和公共卫生服务来提升居民健康。以甲乙类法定报告传染病为例,其死亡率从1955年的18.43/10万,降低到1979年的4.39/10万¹。到20世纪80年代,随着居民收入增长和疾病谱转变²,医疗卫生体制由“重预防”转变为“重医疗”^[5]。同时,为了满足人民群众多层次、多样化的医疗需求,我国医疗卫生体制改革开始注重发挥市场机制作用。

然而,政府主导与发挥市场机制之间的不平衡,导致基层医疗卫生服务出现滞后^[6,7]。2002年农村合作医疗参合率仅9.5%,未参与任何医疗保险的农村居民达79%³。2003年抗击“非典”后,政府开始加大基层医疗卫生投入。到2008年,新型农村合作医疗参合率达到91.5%,80%以上居民拥有了基本医疗保障⁴。然而,在医疗卫生供给大幅提升的同时,居民医疗负担却快速上升,“看病难”和“看病贵”演变为社会突出问题。于是,2009年中国启动了新一轮医药卫生体制改革(简称“新医改”),经过数十年的实践与探索,居民健康水平得到显著提高。从2010年到2020年,我国居民平均预期寿命从74.80岁持续上升到77.93岁⁵。纵观新中国成立以来医疗卫生体制改革,都是依据现实问题,通过医疗卫生服务建设,以实现全民健康最大化的目标。

新医改缓解了居民“看病难”和“看病贵”难题,但问题依然存在^[4],医疗卫生体制改革进入了深水区 and 攻坚期。为了形成典型经验推向全国,2015年和2016年国务院先后确定了11个省份开展综合医改试点。各试点省份以人民健康为中心,推动解决“看病难”、“看病贵”两大重点问题。那么,综合医改试点省份是否发挥了“先遣队”和“排头兵”的作用?能否达到提升居民健康的效果?这是关系深化改革的现实问题。

为了形成典型经验推向全国,试点省份的选择必须具有较好代表性,这为本文提供了很好的准自然实验。借助综合医改试点的准自然实验进行因果识别,我们评估了中国医疗卫生体制改革的健康效应。研究发现,综合医改政策的实施显著提升了居民主观健康和客观健康。进一步,从“看病难”角度来看,综合医改政策显著提升了居民的就医满意度、对医疗水平的认可度和医疗卫生服务可及性;从“看病贵”角度来看,综合医改政策提高了医疗保险的覆盖率,并且降低了绝对自费医疗支出和相对自费医疗支出。最后,本文发现综合医改政策对城镇居民、女性群体以及老年群体的健康效应更为显著。

本文创新体现在以下几个方面:首先,从自评健康的主观角度和BMI的客观角度能够全面阐释了居民健康状况,既规避了主观判断的偏差,也降低了客观指标的局限性。其次,基于试点省份选择的随机性和代表性,将综合医改政策作为准自然实验。这极大降低了政策评估的内生性问题,有助于通过因果识别考察医疗卫生体制改革的政策效应。最后,从“看病难”和“看病贵”两大角度切入,多方面考察了综合医改的政策效应,对医改政策做出了全面评估。

与本文相关的文献可分两类。第一类文献考察了医疗卫生政策的健康效应。医疗卫生体制改革涉及

¹数据来源于中国卫生与计划生育统计年鉴。

²疾病谱转变表现为:传染病发病率持续下降,慢性和非传染性疾病成为威胁居民健康的主要疾病。

³数据来源于国家卫生健康委员会的《第三次国家卫生服务调查分析报告》。

⁴数据来源于中国卫生与计划生育统计年鉴。

⁵数据来源于中国统计年鉴。

多方面制度要素^[6]。从单个要素角度来看,大量文献关注了保险要素,比如医疗和养老等保险制度⁷。各要素之间不是随机分布的,而是具有很强的互补性。因此,部分文献从要素整合角度进行了考察,比如城乡医疗统筹政策^[8-12]。最后,部分文献从整个医疗卫生体制角度切入,比如Fu等^[13]考察了中国2013年实施的流动人口基本公共卫生计生服务均等化政策的健康效应。容易看出,目前大多文献只关注了医改政策的单个要素或局部,极少有文献全面系统地评估医疗卫生体制改革的健康效应。本文以整体视角为切入点,不仅从全局角度对医改政策进行了综合性评估,也丰富了医疗卫生体制改革的相关研究。

另一类文献关注了综合医改的政策效应。王朝才和查梓琰^[14]以及王晓燕^[15]分别从省份和城市层面考察,发现综合医改缓解了“看病难”和“看病贵”问题。孙广亚等^[16]从居民个体的微观层面,考察了综合医改对居民就医满意度、医疗水平认可度以及医疗负担的影响。遗憾的是,目前关注综合医改试点政策的文献较少,更未有文献考察该政策的健康效应。在此文献的基础上,本文验证了综合医改政策的健康效应并从多个角度分析了其对“看病难”和“看病贵”的作用,丰富了综合医改政策的相关研究。

下文的结构安排为:第二部分回顾了中国医疗卫生体制改革的历程及演变;第三部分介绍了本文采用的数据和变量设定;第四部分为基准回归及稳健性检验;第五部分从“看病难”和“看病贵”两个角度考察了综合医改的其他效应;第六部分从异质性角度进行了分析;最后为本文的结论和政策建议。

2 医改背景及演变

医疗卫生体制改革是一个系统工程,涉及多方面众多要素^[6]。各要素之间更是相互关联和补充,形成了错综复杂的结构。为了与外部环境条件相适应,我国的医疗卫生体制也在不断进行调整。

新中国成立以后,我国基础卫生条件极差,传染病、地方病和寄生虫病是威胁居民生命安全的主要疾病^[17]。在社会主义计划经济和公有制背景下,政府确立了预防为主方针和加强基层卫生服务的基本策略。通过改善饮用水和排污条件等生活环境,有效控制传染病、地方病和寄生虫病等疾病的发病率和死亡率。从1955年到1980年,我国甲乙类法定报告传染病死亡率从18.43/10万降低到4.39/10万。

改革开放以后,居民生活质量逐步提高、卫生习惯逐步养成,疾病谱发生转变。此时,单一的医疗卫生供给无法满足居民需求。医疗卫生体制改革开始由原先的“重预防”转变为“重医疗”^[15]。同时,为了满足居民多样化和个性化的医疗需求,医疗卫生体制开始动员社会力量和发挥市场机制作用。在这种趋势下,医疗卫生供给大幅上升,其中医疗卫生机构数由1980年的18.1万增长到2002年的100.5万⁸。最终促进了居民健康水平的快速增长,居民平均预期寿命从1981年67.77岁增长到2000年的71.4岁⁹。

然而,计划体制与新体制要素产生冲突,引起多方面问题。比如需方严重滞后供方导致医疗卫生服务不公平,医疗机构出现过度医疗等不规范行为引起医患关系紧张等,基层和公共医疗卫生发展滞后。2002年农村合作医疗覆盖率仅为9.5%,有79%的农村居民未有任何医疗保险¹⁰。2003年发生了“非典”公共卫生事件,以基层为代表的医疗卫生开始局部回归计划体制,政府开始全面推进基本医疗卫生服务体系建设。2003年启动新农合试点,2007年启动城镇居民基本医疗保险试点。到2008年,新型农村合作医疗参保率达到91.5%,80%以上居民拥有了基本医疗保障。

在基层医疗卫生条件得到极大改善的同时,政府市场监管滞后引起医疗行为扭曲,出现过度医疗和医患矛盾紧张等问题,“看病难”和“看病贵”问题严峻。于是,2009年国务院发布了《中共中央国务院关于深化医药卫生体制改革的意见》,开启了新一轮医药卫生体制改革。新医改坚持公共医疗卫生的公益性原则,强调了政府在医疗卫生领域的公共责任。新医改确定了全新的理念和改革目标,坚持预防为主、以农村为重点的新时期医疗卫生工作的方针,并提出在2020年基本建成覆盖城乡居民的基本医疗卫生制度的目标。

⁶这些要素可以分为三类:需方制度安排、供方制度安排和监督管理制度。

⁷此类文献较多,研究医疗保险的文献可参考Finkelstein和McKnight^[18]、Card等^[19]、潘杰等^[20];研究养老保险的文献可参考Jensen和Richter^[21]、Cheng等^[22]、李琴等^[23]。

⁸数据来源于中国卫生与计划生育统计年鉴。

⁹数据来源于中国统计年鉴。

¹⁰数据来源于中国卫生与计划生育统计年鉴。

新医改政策实施之后,政府卫生支出开始大幅上升.从2009年到2014年,政府卫生支出增长了2.2倍.中国卫生设施和医疗条件得到极大改善,2009—2014年,医疗机构数量增长5569个,医疗卫生床位数增长了218.46万张¹¹.可以说,新医改的实施提高了中国医疗卫生服务供给能力,增加了医疗卫生服务可及性,缓解了居民“看病难”和“看病贵”问题.从2009—2014年,医疗卫生机构总诊疗人次从54.88亿次上升到76.02亿次,个人卫生支出占总卫生支出比重从37.46%下降到31.99%.

新医改确立了医疗卫生领域的“补需方”原则^[24],一定程度缓解了居民“看病难”和“看病贵”问题,但这些问题依然存在^[4].随着改革的不断深入,各要素矛盾不断积聚,联动性和力度也需要加强.为了深化医药卫生体制改革,促进医保、医疗、医药协同发展和治理.2015年国务院医改领导小组批准江苏、安徽、福建、青海四省开展综合医改试点工作.紧接着,2016年国务院医改领导小组又新增了上海、浙江、湖南、重庆、四川、陕西和宁夏七个省份作为新试点.综合医改是医疗卫生体制改革进入深水区和攻坚期的探索,各试点省份发挥了“先遣队”和“排头兵”的作用,不断推出多项便民惠民措施,提升居民和医务人员的满意度.那么,综合医改试点政策能否提升居民健康水平?这是新发展阶段医疗卫生体制改革的关键问题,也是居民关心的现实问题.

3 数据及变量说明

3.1 数据来源

本文重点采用北京大学中国社会科学调查中心的中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)数据库.CFPS数据库是一项大规模家庭追踪调查,针对全国25个省(市/自治区)进行抽样,具有较好的全国代表性.该数据库包含了家庭和个人层面的丰富信息,特别是涵盖了大量与居民医疗卫生相关的信息,为本文研究提供了数据基础.CFPS数据库的全国性调查始于2010年,每两年追踪一次,到2020年已积累了6个年份数据.本文利用2010、2012、2014、2016、2018和2020年共六个年份追踪数据.首先,将样本控制在成人问卷,这是基于只有成人问卷包含了大量医疗卫生信息的考虑.其次,为尽量保留尽量多的样本信息以及利用追踪信息,保留出现两次及以上的个体.

3.2 变量说明及描述

3.2.1 被解释变量

本文关注的被解释变量为居民个人健康,分别从主观和客观两个角度全面评估居民健康状况.首先,采用自评健康来衡量主观健康.自评健康是个人对自身健康的综合评价,包含了隐私性的健康信息.自评健康是受访者对“你认为自己身体的健康状况如何?”的回答,问题选项包括“非常健康”、“很健康”、“比较健康”、“一般”和“不健康”五种健康状态¹².与一些文献一致^[20,25],本文将自评健康构建为二元虚拟变量¹³.即将“非常健康”、“很健康”和“比较健康”记为1,将“一般”和“不健康”记为0.自评健康是一种主观评价,容易受到个体异质性影响而产生误差^[26].

其次,本文借助身体质量指数(body mass index, BMI)来度量客观健康¹⁴.大量研究表明,BMI过高或过低均会增加疾病发病率^[27,28].因此,BMI也被广泛用来评估个人健康状态.与一些相关文献一致^[29-31],我们依据WHO标准来构建虚拟变量DummyBMI.当BMI位于正常范围($18 < = BMI < 25$)时,为健康状态,虚拟变量DummyBMI记为1;当BMI过高($> = 25$)或过低(< 18)时,为不健康状态,虚拟变量DummyBMI记为0.

¹¹数据来源于中国卫生与计划生育统计年鉴.

¹²需要说明的是,CFPS2010年自评健康选项与2012、2014、2016、2018、2020年不一致.2010年问卷中的自评健康选项包括“健康”、“一般”、“比较不健康”、“不健康”、“非常不健康”,此处将2010年问卷的“健康”和“一般”记为1,将“比较不健康”、“不健康”和“非常不健康”记为0.

¹³在稳健性部分,本文将自评健康构建为1~5的离散值.即将“不健康”记为1、“一般”记为2、“比较健康”记为3、“很健康”记为4、“非常健康”记为5.结果依旧稳健.

¹⁴BMI = 体重/身高的平方,体重单位为千克,身高单位为米.

3.2.2 进一步分析变量

本文从居民“看病难”和“看病贵”两个角度对医改政策做了进一步分析。对于“看病难”问题，从居民就医满意度、医疗水平认可度和医疗服务可及性水平三个方面体现。通过问题“您对看病点条件满意度？”来衡量就医满意度，问题选项包括“很满意”、“满意”、“一般”、“不满意”和“很不满意”5个选项，按照满意程度从低到高依次赋值1~5。通过问题“您觉得看病点医疗水平怎么样？”来衡量医疗水平认可度，问题选项包括“很好”、“好”、“一般”、“不好”和“很不好”5个选项，按照水平从低到高依次赋值1~5。参照王朝才和查梓琰^[14]的研究，使用省份层面每千人口执业医师数、每千人口床位数和每万人口全科医师数衡量医疗服务可及性水平。

对于“看病贵”问题，从居民医疗保险参与和医疗负担两个方面体现。医疗保险参与是指居民是否享有公费医疗、城镇职工医疗保险、城镇居民医疗保险、补充医疗保险和新型农村合作医疗。若居民拥有其中一种及以上医疗保险，则记为1；若无以上任何医疗保险，则记为0。通过绝对自费医疗支出和相对自费医疗支出两个角度衡量居民医疗负担，其中相对自费医疗支出又包括绝对自费医疗支出与总医疗支出的比值（自费相对总医疗支出）和自费医疗支出与家庭支出的比值（自费相对家庭支出）。

3.2.3 解释变量与控制变量

本文主要解释变量为个体是否受综合医改政策影响的哑变量。根据综合医改试点的时间和省份信息进行判断。借鉴研究健康的相关文献^[3,32,33]，本文选取的控制变量主要包括城乡类型（城镇记为1，农村记为0）、年龄、受教育年限¹⁵、婚姻状况（在婚记为1，未婚/同居/离婚/丧偶记为0）、工作状态（在业记为1，失业/退出劳动市场记为0）、医疗保险参与（拥有医疗类保险记为1，否则记为0）、是否抽烟（是记为1，否记为0）、锻炼身体频率（次/月）变量，以及在此期间影响居民健康的其他政策——城市公立医院改革（受城市公立医院改革政策记为1，否则为0）¹⁶。表1列举了以上变量的描述性统计结果¹⁷。

4 回归分析

4.1 基准模型

本文将综合医改政策看作准自然实验，采用双重差分法来进行政策效应评估。2015年和2016年依次分两批设定了11个省份作为综合医改试点省份，两批试点省份都分布全国各地，涵盖了东中西三个区域省份，具有较好的全国代表性。根据综合医改的政策目的，试点省份需要形成可复制可推广的改革经验，以便尽快推向全国。因此，试点省份选择必须具有随机性，且兼顾区域代表性等特点。

采用渐进双重差分模型考察综合医改对居民健康的影响。被解释变量为度量主观健康的自评健康指标和度量客观健康的DummyBMI指标。构建如下双重差分模型：

$$H_{itp} = \alpha + \beta \cdot \text{Medical}_{tp} + \gamma \cdot X_{itp} + \delta_i + \mu_t + \lambda_p + \epsilon_{itp}, \quad (1)$$

其中， i 、 t 和 p 分别表示个体、年份和省份； H_{itp} 表示居民个人健康状况，即自评健康或DummyBMI； Medical_{tp} 表示是否受到综合医改政策影响的哑变量，若在 t 年 p 省份实施了综合医改政策，则记为1，否则为0； β 为待估计的政策效应系数； X_{itp} 表示一系列控制变量，包括城乡类型、年龄、受教育年限、婚姻状况、工作状态、医疗保险参与、是否抽烟及锻炼身体频率和是否受公立医院改革影响； δ_i 、 μ_t 和 λ_p 分别表示个体固定效应、时间固定效应和省份固定效应； ϵ_{itp} 为误差项。

¹⁵将学历转换为对应的受教育年限：文盲/半文盲为0，小学为6，初中为9，高中（高职）为12，大专为15，本科为16，硕士为19，博士为22。

¹⁶需要说明的是，CFPS2020尚未公布家庭层面数据，基准回归中未控制家庭层面的特征变量。在下文的稳健性检验部分，本文采用CFPS2010–2018年的样本数据，添加家庭层面控制变量进行了稳健性分析，结果与基准回归一致。

¹⁷需要说明的是，绝对自费医疗支出是指居民个人伤病和住院的自费数。其中，CFPS2010和CFPS2012年的成人问卷中未包含绝对自费医疗支出相关信息，只能采用CFPS2014、2016、2018和2020年数据。同时，与医疗支出相关变量的空缺值较多，最终导致筛选后的医疗支出样本量较少。

表 1 变量的描述性统计

	变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	自评变量	137671	0.6233	0.4846	0	1
	DummyBMI	109652	0.6947	0.4605	0	1
进一步分析变量	就医满意度	117351	3.5611	0.7371	1	5
	医疗水平认可度	117286	3.4310	0.7946	1	5
	医疗保险参与	137685	0.8943	0.3075	0	1
	绝对自费医疗支出	12896	6.3874	1.5871	0.6931	12.5426
	自费医疗支出/总医疗支出	13682	0.8334	0.2928	0	1
	自费医疗支出/家庭支出	10218	0.6451	0.3000	0	0.9600
解释变量	是否受综合医改影响	137671	0.0709	0.2567	0	1
控制变量	城乡类型	137671	0.4629	0.4986	0	1
	年龄	137671	48.2555	15.2833	16	110
	受教育年限	137671	6.7961	4.8920	0	23
	婚姻状况	137671	0.8543	0.3528	0	1
	工作状态	137671	0.6711	0.4698	0	1
	是否抽烟	137671	0.3064	0.4610	0	1
	锻炼身体频率	137671	2.4736	3.2828	0	50
	公立医院改革政策	137671	0.3442	0.4751	0	1

4.2 基准回归分析

表 2 展示了综合医改政策对自评健康和 DummyBMI 影响的回归结果. 容易看出, 第 (1)~(4) 列回归系数在 1% 的统计水平上都显著为正. 这说明综合医改政策的实施显著提升居民个人的自评健康和 DummyBMI. 整体而言, 中国医疗卫生体制改革具有较好的健康效应, 符合全民健康最大化的目标要求.

表 2 基准回归结果

	自评健康		DummyBMI	
	(1)	(2)	(3)	(4)
综合医改政策	0.0671*** (0.0048)	0.0214*** (0.0059)	0.0211*** (0.0052)	0.0128** (0.0055)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应		控制		控制
时间固定效应		控制		控制
省份固定效应		控制		控制
样本量	137671	137671	109652	109652
R^2	0.0200	0.0345	0.0088	0.0094

注: *, **, *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平, 括号内为省份层面的聚类标准误. 容易看出, 表中汇报的 R^2 较小, 这是采用 Stata 软件 xtreg 命令进行回归的结果 (下表相同). 限于篇幅, 控制变量和固定效应等结果省略 (下表相同).

4.3 稳健性分析

下面我们从多个方面对基准回归进行稳健性检验.

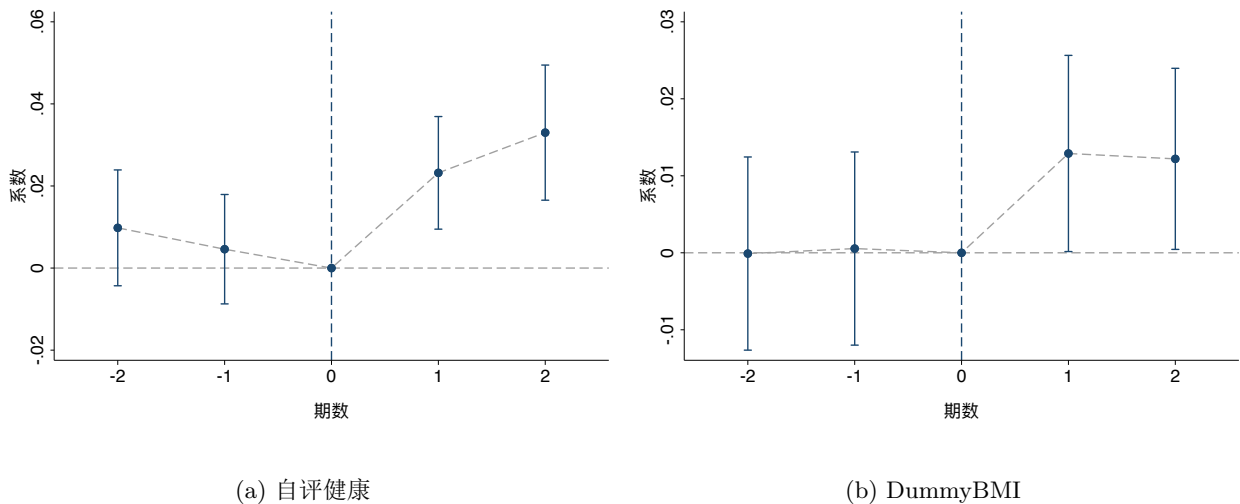
4.3.1 事件分析

通过事件分析法检验事前的平行趋势, 并观察综合医改政策的动态效应. 我们将综合医改政策实施前一期作为基期, 观察各项系数的变化情况. 模型设定如下:

$$H_{itp} = \xi + \theta_{-2} \cdot \text{Medical}_{-2,p} + \theta_{-1} \cdot \text{Medical}_{-1,p} + \theta_0 \cdot \text{Medical}_{0,p} + \theta_1 \cdot \text{Medical}_{1,p} + \theta_2 \cdot \text{Medical}_{2,p} + \eta \cdot X_{itp} + \delta_i + \mu_t + \lambda_p + \epsilon_{itp}, \quad (2)$$

其中, $\text{Medical}_{0,p}$ 表示综合医改政策开始实施年份的哑变量, $\text{Medical}_{-2,p}$ 和 $\text{Medical}_{-1,p}$ 分别表示综合医改政策实施前第 2 年和第 1 年的哑变量, $\text{Medical}_{1,p}$ 和 $\text{Medical}_{2,p}$ 分别表示综合医改政策实施后第 1 年和第 2 年的哑变量. 需要说明的是, 综合医改政策并非是在同一个年份开始推行, 因此对于不同省份而言, $\text{Medical}_{0,p}$ 表征不同年份. 式 (2) 中的其他变量设定与式 (1) 相同.

我们重点观察估计系数 $\{\hat{\theta}_{-2}, \hat{\theta}_{-1}, \hat{\theta}_0, \hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2\}$ 的大小及随时间变化趋势. 图 1 分别展示了自评健康和 DummyBMI 的平行趋势检验结果. 可以看出, 综合医改政策实施前的政策哑变量, 都未通过 5% 水平的显著性检验. 这意味着, 受综合医改政策影响的省份和未受影响的省份, 满足平行趋势假设. 进一步从动态效应来看, 在综合医改政策实施后, 自评健康和 DummyBMI 均呈上升趋势. 这表明居民健康的提升是综合医改政策的作用, 而非事前差异的结果.



注: 纵向实线段表示 95% 置信区间.

图 1 综合医改政策的动态效应

4.3.2 安慰剂检验

为排除未知因素对结果产生的干扰, 我们参照 Chetty 等^[34]的做法. 通过随机选择综合医改实施年份, 以及随机选取受综合医改政策影响的省份, 进行安慰剂检验. 基于随机选择的样本, 按照基准模型进行回归, 将上述过程重复 500 次. 回归系数的分布如图 2 所示, 左边和右边分别为自评健康和 DummyBMI 的安慰剂检验结果. 可以看出, 随机抽样得到的回归系数是 0 附近的正态分布, 只有少数回归系数落在基准估计系数的右侧. 这说明, 综合医改政策对健康的影响不存在随机因素的干扰, 本文基准回归结论稳健.

4.3.3 排出新冠疫情的干扰

考虑到 2020 年存在新冠疫情冲击, 与前期年份存在系统性差异. 我们将样本区间限制在新冠疫情之前, 即只使用 2010、2012、2014、2016 和 2018 共五个年份追踪数据. 模型和变量设定与式 (1) 相同. 回归结果如表 3 中第 (1)、(2) 列所示, 可以看出, 两个回归系数都显著为正, 且大小与基准回归接近.

4.3.4 更换数据库

考虑到综合医改政策实施时间与 CFPS 数据调查年份比较吻合, 并且 CFPS 数据库包含了大量与医疗卫生及健康的相关信息. 我们在基准回归中采用了 CFPS 数据进行研究. 然而, CFPS 数据库也存在收入变量缺失严重等缺点. 为了排除 CFPS 数据库自身特征对结果的影响, 我们继续采用其他数据库

进行验证.

中国健康与养老追踪调查 (CHARLS) 是研究居民健康的常用数据库, 其针对 45 岁及以上中老年群体, 包含了 2011、2013、2015、2018 年 4 个年份数据. 遗憾的是, CHARLS 数据未包含身高和体重变量的信息, 此处只检验综合医改对自评健康的影响¹⁸. 回归结果如表 3 中第 (3) 列所示, 其回归系数显著为正, 且大于基准回归结果. 这可能是由于 CHARLS 数据是中老年群体样本, 综合医改政策对中老年群体的健康效应更大的缘故.

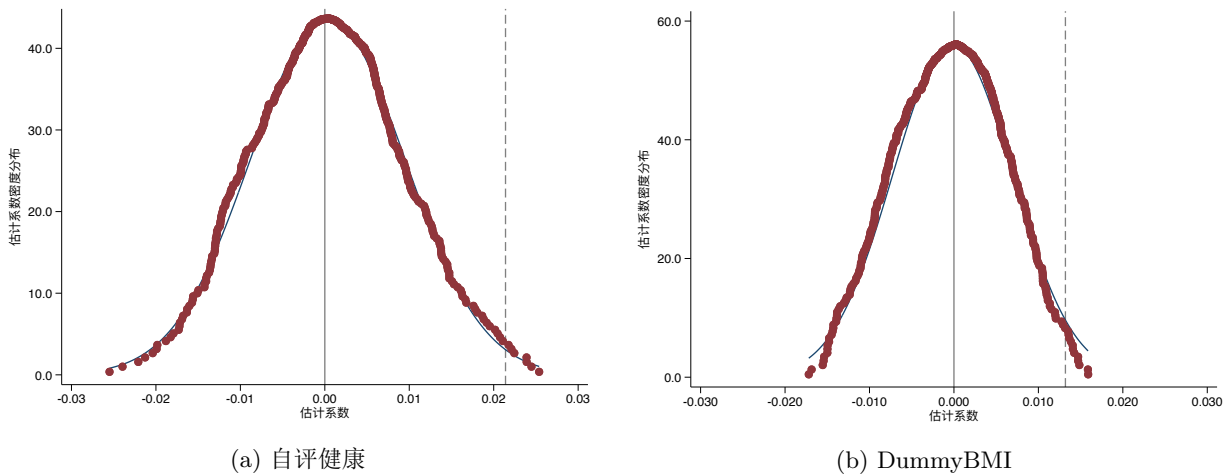


图 2 自评健康和 DummyBMI 的安慰剂检验

4.3.5 有序选择模型

前文基准回归中, 本文将被解释变量自评健康设定为哑变量. 然而, 部分文献也将自评健康设定为数值 1~5 的变量^[20]. 同理, 我们将“不健康”赋值为 1, “一般”赋值为 2, “比较健康”赋值为 3, “很健康”赋值为 4, “非常健康”赋值为 5, 采用 1~5 的离散值来设定被解释变量. 我们采用更合理的有序选择 (ordered choice) 模型进行回归. 表 3 中第 (4) 列为采用固定效应有序 Logit 模型进行回归的结果. 容易看出, 回归系数仍显著为正, 与基准回归的线性概率模型一致.

表 3 综合医改对居民健康影响的稳健性检验

	排除新冠疫情干扰		CHARLS 数据	有序选择模型
	(1)	(2)	(3)	(4)
	自评健康	DummyBMI	自评健康	自评健康
综合医改政策	0.0221*** (0.0065)	0.0115** (0.0052)	0.0339*** (0.0075)	0.0878** (0.0348)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	123170	95020	49008	88697
R ²	0.0361	0.0075	0.5264	0.0104

注: 第 (1)、(2) 列回归采用 CFPS2010–2018 数据, 第 (3) 列回归采用 CHARLS 2011–2018 数据, 第 (4) 列回归采用 CFPS2012–2020 数据.

¹⁸CHARLS 问卷中的健康选项包括“很好、好、一般、不好、很不好”五个选项. 此处将“很好”和“好”认定为健康, 记为 1; 将“一般”、“不好”和“很不好”认定为不健康, 记为 0.

4.3.6 其他稳健性检验

1) 选取部分试点省份. 综合医改试点省份是分两批依次进行的, 2015年批准第一批4个试点省份, 2016年加入第二批7个试点省份. 借鉴王朝才和查梓琰^[14]的研究, 我们删除2015年的4个试点省份样本¹⁹, 只选择2016年的7个试点省份作为处理组, 进行双重差分回归. 结果如表4中上段第(1)、(2)列所示, 回归系数仍显著为正.

2) PSM-DID. 为了排除处理组和控制组个体特征差异因素的影响, 我们继续采用PSM-DID方法检验稳健性. 首先, 基于个人的特征变量, 进行一对一近邻倾向得分匹配, 对每一个处理组个体都匹配一个与之倾向得分最接近的控制组个体. 倾向得分用logit回归构建, 构建倾向得分的协变量包括城乡类型、年龄、受教育年限、婚姻状况、工作状态、医疗保险参与、是否抽烟、锻炼身体频率以及城市公立医院改革. 针对匹配后的数据, 再次采用双重差分回归进行分析. 结果如表4中上段第(3)、(4)列所示, 回归系数未发生明显改变.

3) 控制个人收入. 由于CFPS数据库的个人收入变量缺失严重(包含收入的样本占总样本的比重约为40%), 基准回归中未控制个人收入变量. 为了排除个人收入对回归结果的可能影响, 我们继续在基准回归中添加个人收入变量进行分析. 回归结果如表4中下段第(1)、(2)列所示, 容易看出, 回归系数大于基准回归系数, 但仍显著为正.

4) 控制家庭变量. 由于CFPS2020尚未公布家庭层面的数据, 前文未控制家庭层面的特征变量. 为排除家庭层面遗漏变量可能引起的偏差, 下面继续采用CFPS2010-2018年的数据, 控制家庭层面的控制变量进行回归分析. 家庭特征变量包括家庭收入、是否安全饮水(自来水/矿泉水/纯净水/过滤水 = 1, 江河湖水/井水/山泉水/雨水/窑水/池塘水 = 0)、是否采用清洁燃料(煤气/液化气/天然气/太阳能/沼气/电 = 1, 柴草/煤炭 = 0). 回归结果如表4中下段第(3)、(4)列所示, 易看出, 该结果仍显著为正.

表4 综合医改对居民健康影响的稳健性检验(其他稳健性检验)

	选取部分试点		PSM-DID	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	自评健康	DummyBMI	自评健康	DummyBMI
综合医改政策	0.0268*** (0.0070)	0.0186*** (0.0067)	0.0199** (0.0078)	0.0107* (0.0064)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	130365	103920	73913	53842
R ²	0.0353	0.0096	0.0303	0.0104
	控制个人收入		控制家庭变量	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	自评健康	DummyBMI	自评健康	DummyBMI
综合医改政策	0.0361*** (0.0106)	0.0210** (0.0099)	0.0202** (0.0067)	0.0128* (0.0060)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	51692	47299	118043	90708
R ²	0.0634	0.0126	0.0358	0.0078

注: 上段第(1)~(4)列回归采用CFPS2010-2020年数据, 下段第(1)、(2)列回归采用CFPS2010-2020年数据, 下段第(3)、(4)列回归采用CFPS2010-2018年数据.

¹⁹同理, 删除2016年的试点省份, 只保留2015年试点省份, 结果未发生明显变化.

5 进一步分析

作为一项标志性的医疗卫生体制改革政策,综合医改包含众多方面的改革措施.下面我们继续从居民“看病难”和“看病贵”两个角度切入进行分析.首先,本文从居民对就医满意度和医疗水平认可度的需方角度,以及医疗服务可及性的供方角度来反应居民“看病难”问题.其次,从医疗保险覆盖和医疗负担两个方面反映居民“看病贵”问题,其中医疗负担又从绝对自费医疗支出和相对自费医疗支出两个角度体现.为排除未知因素对结果产生的干扰,我们对“看病难”和“看病贵”两个角度均进行安慰剂检验.

5.1 “看病难”问题

5.1.1 需方角度

就医点的满意度以及医疗水平认可度是居民对医疗卫生服务的最直观体验,能够较好反映居民“看病难”问题.下面我们考察综合医改政策对居民就医满意度和医疗水平认可度的影响,将就医满意度和医疗水平认可度作为被解释变量,构建渐进双重差分模型进行分析.表5中第(1)、(2)列为具体的回归结果.可以看出,回归系数在1%水平上都显著为正,这意味着综合医改政策的实施显著提升了居民的医疗满意度和医疗水平认可度.

5.1.2 供方角度

医疗机构的床位数和医师数可以反映居民医疗卫生服务的可及性水平,能够在一定程度上反映居民“看病难”问题.我们参考王朝才和查梓琰^[14]的研究,考察综合医改政策对居民医疗服务可及性水平的影响,将每千人口执业医师数、每千人口床位数和每万人口全科医师数作为被解释变量,构建渐进双重差分模型进行分析.表5中第(3)、(4)、(5)列为其具体的回归结果.可以看出,回归系数都为正,但只有每万人口全科医师数的系数在5%水平上显著.这意味着综合医改政策只在某些方面提升了医疗服务可及性.

表5 综合医改对居民“看病难”问题的影响

	需方角度		供方角度		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	就医满意度	医疗认可度	执业医师数	床位数	全科医师数
综合医改政策	0.0378*** (0.0106)	0.0537*** (0.0115)	0.0174 (0.0457)	0.0441 (0.1085)	0.3502*** (0.1557)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制			
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	117351	117286	279	279	279
R^2	0.0240	0.0213	0.7222	0.9161	0.8349

注:第(1)、(2)列回归采用CFPS2010–2020年数据,第(3)、(4)、(5)列回归数据来源于《中国卫生和计划生育统计年鉴》《中国卫生健康统计年鉴》以及中国各省份《统计年鉴》.

5.2 “看病贵”问题

5.2.1 医疗保险参与

国内外研究普遍认为,医疗保险能够有效促进居民健康^[20,32,35].那么,综合医改政策能否通过提升医疗保险覆盖来促进居民健康?下面我们继续考察综合医改对居民医疗保险参与概率的影响,将是否有医疗保险作为被解释变量进行回归分析²⁰.表6中第(1)列给出了综合医改对居民医疗保险参与概率的

²⁰根据问卷的具体信息,此处的医疗保险类型包括公费医疗、城镇职工医疗保险、城镇居民医疗保险、补充医疗保险和新型农村合作医疗5种.若有一种及以上医疗保险,则记为1;未有以上任何医疗保险,则记为0.

影响. 可以看出, 回归系数在 1% 的统计水平上显著为正. 这表明综合医改政策扩大了医疗保险覆盖率, 让更多的居民拥有了医疗保险.

5.2.2 医疗负担

居民医疗负担是“看病贵”问题的最直接体现. 下面我们继续从居民医疗负担来分析综合医改的政策效应. 从绝对自费医疗支出和相对自费医疗支出两个方面来衡量居民的医疗负担, 分别将绝对自费医疗支出和相对自费医疗支出作为被解释变量, 构建渐进双重差分模型进行回归分析.

表 6 第 (2)、(3)、(4) 列分别展示了综合医改政策对居民绝对自费医疗支出、自费相对总医疗支出和自费相对家庭支出的回归结果. 可以看出, 三个回归系数都显著为负值, 说明综合医改政策的实施既降低了居民个人的自费医疗支出, 也降低了居民个人自费医疗支出的比重. 总体而言, 综合医改政策的实施降低了居民的医疗负担, 缓解了居民“看病贵”的难题.

值得注意的是, 尽管回归结果表明综合医改改善了医疗服务. 但医疗服务对健康影响的途径存在多种可能: 一方面, 医疗服务的提升可以直接改善居民看病后的健康状况; 另一方面, 居民感受到了医疗服务, 会更加注重自身健康, 间接提升了居民身体健康. 这说明, 综合医改作用于医疗服务的直接效果可能是有限的.

表 6 综合医改对居民“看病贵”问题的影响

	保险参与		医疗负担	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	医疗保险参与	绝对自费医疗支出	自费相对总医疗支出	自费相对家庭支出
综合医改政策	0.0128*** (0.0040)	-0.1521** (0.0701)	-0.0298** (0.0137)	-0.1417* (0.0773)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	137685	12896	13682	10218
R^2	0.0279	0.0395	0.0064	0.0274

注: 第 (1) 列数据来源于 CFPS2010–2020 年数据库, 第 (2)、(3) 列数据来源于 CFPS2014–2020 年数据库, 第 (4) 列数据来源于 CFPS2014–2018 年数据库.

5.3 安慰剂检验

在上述进一步分析的回归中, 可能存在未知因素的干扰. 此处, 我们通过安慰剂检验来排除随机因素的干扰. 与基准回归分析的安慰剂检验类似, 随机选择综合医改实施年份以及受综合医改政策影响省份. 基于随机选择的样本, 按各个变量在进一步分析中的模型进行回归, 并将过程重复 500 次.

所有变量的回归系数分布如图 3 所示. 首先, 从“看病难”角度来看. 就医满意度、医疗认可度和全科医师数的回归系数只有少数落在基准系数的右侧, 执业医师数和床位数的回归系数很多落在基准系数的右侧. 其次, 从“看病贵”角度来看. 医疗保险参与的回归系数极少落在基准系数的右侧, 而绝对自费医疗支出、自费相对总医疗支出和自费相对家庭支出的回归系数都极少落在基准系数的左侧. 这些回归系数与进一步分析中的回归结果一致, 说明综合医改政策对这些变量的影响不存在随机因素干扰.

6 异质性分析

综合医改是医疗卫生体制改革进入深水区和攻坚期的探索, 只有因地制宜改革才能在有限资源条件下实现居民健康最大化. 下面我们继续考察综合医改政策健康效应的异质性, 以便观察综合医改对弱势群体健康效应, 为深化医改政策提供参考.

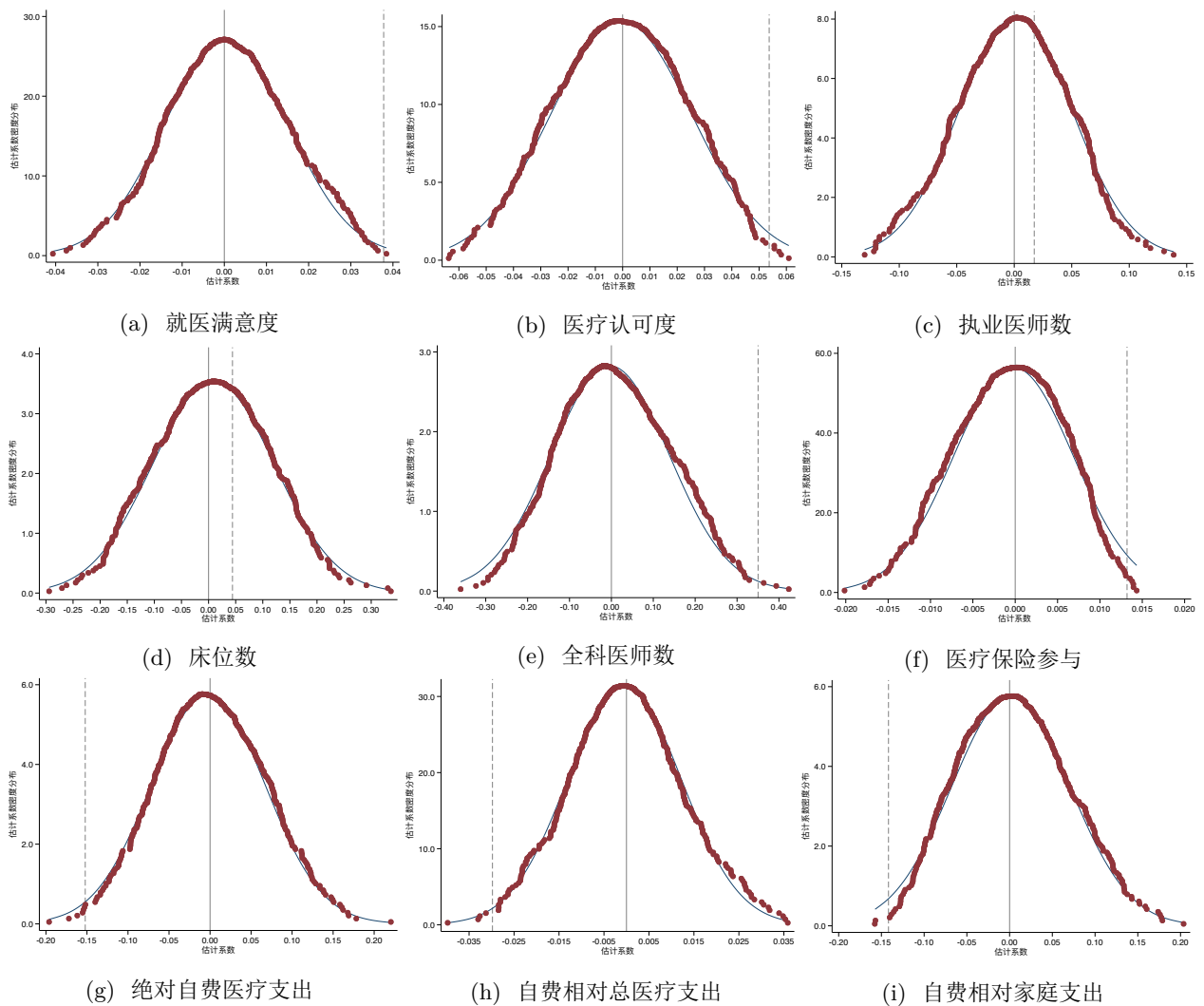


图3 “看病难”和“看病贵”变量的安慰剂检验

为更合理分析综合医改政策的异质性以及体现结果的稳健性, 此处我们采用两种异质性探讨方法. 首先, 我们参照 Hope 等 [36] 和范子英等 [37] 的做法, 将实验组样本按照群体类别划分, 然后每组群体分别与对照组进行回归. 需要注意的是, 此异质性考察方法的样本量大于传统的分样本方法, 此处分组群体的样本量之和也不等于原总样本量. 这是因为, 此方法只对实验组进行了群体分组, 而对照组样本都进行了保留. 其次, 我们通过构建三重差分模型 (DDD) 来观察群体间差异, 三重差分模型设计如下:

$$H_{itp} = \alpha + \beta \cdot \text{Medical}_{tp} \times \text{Type}_{itp} + \gamma \cdot X_{itp} + \delta_i + \mu_t + \lambda_p + \epsilon_{itp}, \quad (3)$$

其中, Type_{itp} 是一个哑变量, 表示 p 省份 t 时间的个体 i 是否属于某群体. 以城乡差异分析为例, 若个体 i 为城市居民时, Type_{itp} 记为 1, 否则记为 0. 方程 (3) 中其他变量的设置与方程 (1) 相同.

6.1 城乡差异

城镇与农村的医疗卫生体制相互独立 [6], 导致城乡医疗资源存在较大差异. 同时, 中国农村地区的医疗水平和居民健康都长期落后于城镇 [3], 是我国医疗卫生体制改革的重难点区域 [38]. 下面我们考察综合医改政策健康效应的城乡差异.

表 7 给出了综合医改健康效应的城乡差异回归结果. 第 (1)、(2) 列分别为城镇和农村自评健康回归结果, 第 (3) 列为采用三重差分法分析城乡差异的自评健康回归结果. 同样, 第 (4)、(5) 列分别为城镇

和农村 DummyBMI 回归结果, 第 (6) 列为采用三重差分法分析城乡差异的 DummyBMI 回归结果²¹。

首先, 对于自评健康而言, 城镇居民回归系数在 1% 水平上显著为正, 而农村居民回归系数却不显著。表明综合医改显著提升了城镇居民的自评健康, 未提升农村居民的自评健康。进一步, 三重差分法的回归系数显著为正, 与分样本回归结果一致。说明综合医改对城镇居民自评健康的作用大于农村居民。其次, 对于 DummyBMI 而言, 其回归结果与自评健康类似。城镇居民回归系数显著为正, 农村居民回归系数不显著, 三重差分的回归系数也显著为正。整体而言, 综合医改政策对城镇居民的健康效应大于农村居民。

表 7 异质性分析: 城乡差异

	自评健康			DummyBMI		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	DID 城镇	DID 农村	DDD 全样本	DID 城镇	DID 农村	DDD 全样本
综合医改政策	0.0259*** (0.0076)	0.0106 (0.0092)	0.0286*** (0.0072)	0.0238*** (0.0073)	-0.0099 (0.0093)	0.0255*** (0.0069)
控制变量	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
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	124816	116761	137671	99723	92947	109652
R ²	0.0346	0.0336	0.0345	0.0096	0.0107	0.0095

注: 数据来源于 2010-2020 年中国家庭追踪调查 (CFPS) 数据库。

6.2 性别差异

由于两性之间存在的劳动类型、生理结构以及疾病敏感性等差异, 导致女性对医疗卫生需求高于男性²²。同时, 由于社会地位和经济条件等原因, 导致女性群体在获取医疗资源方面处于劣势地位^[39]。我国也不断推出促进女性健康的各项行动, 比如 2012 年启动的“女性健康关爱行动”, 以及近年推行的“两癌筛选”等。下面我们继续考察综合医改健康效应的性别差异。

表 8 列出了综合医改健康效应的两性差异回归结果²³。第 (1)、(2) 列分别为男性和女性自评健康回

表 8 异质性分析: 性别差异

	自评健康			DummyBMI		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	DID 男性	DID 女性	DDD 全样本	DID 男性	DID 女性	DDD 全样本
综合医改政策	0.0178** (0.0078)	0.0255*** (0.0081)	-0.0076 (0.0105)	0.0057 (0.0076)	0.0209*** (0.0080)	-0.0184** (0.0093)
控制变量	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
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	12044	121133	137671	96300	96370	109652
R ²	0.0348	0.0335	0.0345	0.0104	0.0096	0.0094

注: 数据来源于 2010-2020 年中国家庭追踪调查 (CFPS) 数据库。

²¹ 此处的三重差分模型中, 当个体为城镇居民时, Type_{itp} 记为 1, 否则记为 0。

²² 比如: 女性有大量的妇女保健、育龄健康检查和孕产妇保健等医疗卫生需求。

²³ 此处的三重差分模型中, 当个体属于男性时, Type_{itp} 记为 1, 女性时, Type_{itp} 记为 0。

归结果,第(3)列为采用三重差分法分析两性差异的自评健康回归结果.同样,第(4)、(5)列分别为男性和女性 DummyBMI 回归结果,第(6)列为采用三重差分法分析两性差异的 DummyBMI 回归结果.

从自评健康来看,男性和女性的回归系数都显著为正,但男性回归系数小于女性.这表明综合医改对女性自评健康的提升效应大于男性.三重差分回归系数为负但不显著,表明综合医改对女性自评健康的作用可能大于男性,但还不显著.从 DummyBMI 来看,男性的回归系数为正但不显著,女性回归系数显著为正.这说明综合医改显著提升了女性的 DummyBMI,还未显著提升男性 DummyBMI.进一步观察三重差分的回归结果,其回归系数显著为负.表明综合医改对女性 DummyBMI 的影响显著大于男性.综上所述,综合医改政策对女性的健康效应大于男性.

6.3 年龄差异

人口老龄化是我国现在及未来面临的重大社会现实问题,老年人的医疗需求正快速增长并趋向多元化.根据年龄划分不同群体,60岁及以上称为老年群体,60岁以下称为中青年群体²⁴.继续考察综合医改政策对不同年龄群体健康效应的差异.下表9给出了具体回归结果.第(1)、(2)列分别为老年和中青年自评健康回归结果,第(3)列为采用三重差分法分析年龄差异的自评健康回归结果.同样,第(4)、(5)列分别为老年和中青年 DummyBMI 回归结果,第(6)列为采用三重差分法分析年龄差异的 DummyBMI 回归结果.

首先,先观察自评健康的回归结果,老年群体和中青年群体的回归系数都显著为正,但老年群体回归系数大于中青年群体.继续观察三重差分结果,其回归系数显著为正.这充分表明,综合医改政策对老年群体自评健康的促进作用大于中青年.其次,继续观察 DummyBMI 回归结果, DummyBMI 与自评健康回归系数的结果类似.总体而言,相比中青年群体,综合医改政策更显著促进了老年群体健康.

表9 异质性分析:年龄差异

	自评健康			DummyBMI		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	DID 老年	DID 中青年	DDD 全样本	DID 老年	DID 中青年	DDD 全样本
综合医改政策	0.0333*** (0.0119)	0.0183*** (0.0067)	0.0256** (0.0100)	0.0156* (0.0111)	0.0092* (0.0069)	0.0208** (0.0091)
控制变量	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
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	113411	128166	137671	90027	102643	109652
R ²	0.0319	0.0361	0.0345	0.0101	0.0100	0.0094

注:数据来源于2010-2020年中国家庭追踪调查(CFPS)数据库.

7 结论和政策建议

人民健康是民族昌盛和国家强盛的重要标志.党的二十大也提出把保障人民健康放在优先发展的战略位置.综合医改是医疗卫生体制改革进入深水区和攻坚期的探索,势必对居民健康产生影响.综合医改试点省份分布全国各地,具有较好的省份代表性,符合自然试验的随机性特征.因此,本文将综合医改试点政策看作准自然实验,探讨了中国医疗卫生体制改革对居民健康的提升效应.

研究发现,综合医改政策显著提升了居民主观健康和客观健康.从居民“看病难”角度来看,综合医改政策能够显著提升居民就医满意度、医疗水平认可度以及医疗服务可及性.从居民“看病贵”角度来看,综合医改政策能够显著提升医疗保险覆盖率,并且通过降低绝对自费医疗支出和相对自费医疗支出

²⁴此处的三重差分模型中,当个体属于老年群体时, Type_{itp} 记为 1,属于中青年群体时, Type_{itp} 记为 0.

来减轻居民医疗负担。进一步,我们通过异质性分析发现,综合医改政策对女性和老年等弱势群体的健康效应更加显著,但对农村居民健康效应的促进作用低于城镇居民。

本文研究为新发展阶段下,通过医疗卫生体制改革促进居民健康,特别是弱势群体健康提供了政策参考。结合研究结论,本文提出以下几点政策建议:

1) 从健康角度来看,综合医改试点政策取得了显著成效,符合实现全民健康最大化的改革目标。试点省份应系统总结出可推广、可复制的改革经验和先进模式。非试点省份应尽快学习借鉴试点省份的先进经验,通过推出一系列改革措施来不断提升居民健康水平。

2) 综合医改对农村居民的健康效应低于城镇居民。未来医改方向需要向农村地区倾斜,重点关注农村居民的健康状况,探索能够有效提升农村居民健康的医疗措施。借此来缩小城乡居民的健康差距,推进健康中国建设高质量发展。

3) 综合医改对老年群体具有较好的健康效应。在人口老龄化不断加剧的背景下,可以借鉴综合医改试点省份的相关经验来推动健康老龄化建设。比如:通过医疗卫生与养老服务的深度融合来促进健康老龄化。

参考文献

- [1] Mushkin S J. Health as an investment[J]. *The Journal of Political Economy*, 1962, 70(5): 129-157.
- [2] Becker G. Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education[M]. Chicago: The University of Chicago Press, 1964.
- [3] 李华, 俞卫. 政府卫生支出对中国农村居民健康的影响 [J]. *中国社会科学*, 2013(10): 41-61.
Li H, Yu W. Effects of the government's health expenditure on the health of rural residents in China[J]. *China Social Sciences*, 2013(10): 41-61.
- [4] 李永友, 郑春荣. 我国公共医疗服务受益归宿及其收入分配效应——基于入户调查数据的微观分析 [J]. *经济研究*, 2016, 51(7): 132-146.
Li Y Y, Zheng C R. Benefit incidence of public medical service and its effects on income distribution: Micro evidence based on household survey[J]. *Economic Research Journal*, 2016, 51(7): 132-146.
- [5] 王绍光. 政策导向, 汲取能力与卫生公平 [J]. *中国社会科学*, 2005(6): 20-31.
Wang S G. State policy orientation, extractive capacity and the equality of healthcare in urban China[J]. *China Social Sciences*, 2005(6): 20-31.
- [6] 杜创, 朱恒鹏. 中国城市医疗卫生体制的演变逻辑 [J]. *中国社会科学*, 2016(8): 66-89.
Du C, Zhu H P. The evolutionary logic of urban health care systems in China[J]. *China Social Sciences*, 2016(8): 66-89.
- [7] 郑喜洋, 申曙光. 财政卫生支出: 提升健康与降低费用——兼论企业医保降费 [J]. *经济管理*, 2019, 41(1): 5-21.
Zheng X Y, Shen S G. Government health expenditure: Improving health or reducing expenditure?[J]. *Business Management Journal*, 2019, 41(1): 5-21.
- [8] 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): 13-31.
Ma C, Gu H, Sun X H. The effects of urban-rural integrated medical insurance system on substantial equity of health care and health — Based on equality of opportunity[J]. *Journal of Public Management*, 2017, 14(2): 13-31.
- [9] 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, 10(6): 103-120.
Chang X, Su Q, Zhou C F. The effects of urban-rural integrated medical insurance system on health[J]. *Chinese Journal of Population Science*, 2018, 10(6): 103-120.
- [10] 洪灏琪, 宁满秀, 罗叶. 城乡居民医保整合是否抑制了农村中老年人健康损耗?[J]. *中国农村经济*, 2021, 20(6): 128-144.
Hong H Q, Ning M X, Luo Y. Does integrated medical insurance system curb the health impairment of the middle-aged and elderly people in rural China?[J]. *Chinese Rural Economy*, 2021, 20(6): 128-144.
- [11] 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, 32(4): 234-256.
Zheng C, Wang X J, Sun Q. Research on health improvement and health inequality of the integrated urban-rural

- medical insurance[J]. *Nankai Economic Studies*, 2021, 32(4): 234–256.
- [12] 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, 12(3): 46–62.
Wang L J, Liu C P. Research on the integration of medical insurance for urban and rural residents, health and health inequality for the rural elderly[J]. *Social Security Studies*, 2022, 12(3): 46–62.
- [13] Fu M, Liu C, Yang M. Effects of public health policies on the health status and medical service utilization of Chinese internal migrants[J]. *China Economic Review*, 2020, 62(1): 1–13.
- [14] 王朝才, 查梓琰. 综合医改试点缓解了“看病难”和“看病贵”问题吗?[J]. *财政研究*, 2021, 12(5): 79–92.
Wang C C, Zha Z Y. Has the comprehensive medical reform pilot alleviated the problems of the accessibility and affordability of health care?[J]. *Public Finance Research*, 2021, 12(5): 79–92.
- [15] 王晓燕. 综合医改政策效应评估 [J]. *现代经济探讨*, 2019, 7(15): 24–34.
Wang X Y. Comprehensive medical reform policy effect evaluation[J]. *Modern Economic Research*, 2019, 7(15): 24–34.
- [16] 孙广亚, 张征宇, 孙亚平. 中国医疗卫生体制改革的政策效应——基于综合医改试点的考察 [J]. *财经研究*, 2021, 47(9): 19–33.
Sun G Y, Zhang Z Y, Sun Y P. The policy effect of China's medical and health system reform: Based on the investigation of pilot comprehensive medical reform[J]. *Journal of Finance and Economics*, 2021, 47(9): 19–33.
- [17] 黄树则, 林士笑. 当代中国的卫生事业·下册 [M]. 北京: 中国社会科学出版社, 1986.
Huang S Z, Lin S X. Health undertakings in contemporary China, Volume 2[M]. Beijing: China Social Sciences Press, 1986.
- [18] Finkelstein A, McKnight R. What did Medicare do? The initial impact of Medicare on mortality and out of pocket medical spending[J]. *Journal of Public Economics*, 2008, 92(7): 1644–1668.
- [19] Card D, Dobkin C, Maestas N. Does medicare save lives?[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(2): 597–636.
- [20] 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): 130–143.
Pan J, Lei X Y, Liu G E. Experimental study on corrupt behavior of groups and individuals: An ultimatum game with incomplete information[J]. *Economic Research Journal*, 2013, 48(4): 130–143.
- [21] Jensen R T, Richter K. The health implications of social security failure: Evidence from the Russian pension crisis[J]. *Journal of Public Economics*, 2004, 88(1): 209–236.
- [22] Cheng L, Liu H, Zhang Y, et al. The health implication of social pension: Evidence from China's new rural pension scheme[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2018, 46(1): 53–77.
- [23] 李琴, 赵锐, 张同龙. 养老保险制度是否缓解了丧偶对老年健康的不利冲击 [J]. *世界经济*, 2021, 44(9): 180–206.
Li Q, Zhao R, Zhang T L. Does the old-age insurance system mitigate the adverse impact of widowhood on health of the elderly?[J]. *The Journal of World Economy*, 2021, 44(9): 180–206.
- [24] 顾昕. 公共财政转型与政府卫生筹资责任的回归 [J]. *中国社会科学*, 2010(2): 103–120.
Gu X. The Transformation of public finances and the return to government responsibility for funding public health[J]. *China Social Sciences*, 2010(2): 103–120.
- [25] Huang B, Lian Y, Li W. How far is Chinese left-behind parents' health left behind?[J]. *China Economic Review*, 2016, 37(1): 15–26.
- [26] Disney R, Emmerson C, Wakefield M. Ill health, and retirement in Britain: A panel data-based analysis[J]. *Journal of Health Economics*, 2006, 25(4): 621–649.
- [27] Kalmijn S, Curb J D, Rodriguez B L, et al. The association of body weight and anthropometry with mortality in elderly men: The Honolulu heart program[J]. *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 1999, 23(4): 395–420.
- [28] Ellekjaer H, Holmen J, Vatten L. Blood pressure, smoking and body mass in relation to mortality from stroke and coronary heart disease in the elderly: A 10-year follow-up in Norway[J]. *Blood Pressure*, 2001, 10(3): 156–163.
- [29] 刘畅, 易福金, 徐志刚. 父母健康: 金钱和时间孰轻孰重? ——农村子女外出务工影响的再审视 [J]. *管理世界*, 2017, 7(2): 74–87.
Liu C, Yi F J, Xu Z G. Parental health: money versus time? — Re-examining the influence of rural children's migrant work[J]. *Journal of Management World*, 2017, 7(2): 74–87.

- [30] Chen Y, Fang H. The long-term consequences of China's "Later, Longer, Fewer" campaign in old age[J]. *Journal of Development Economics*, 2021, 10(5): 56–77.
- [31] Fu H, Ge R, Huang J, et al. The effect of education on health and health behaviors: Evidence from the college enrollment expansion in China[J]. *China Economic Review*, 2022, 72(4): 101–119.
- [32] 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.
Cheng L G, Zhang Y. The new rural cooperative medical scheme: Financial protection or health improvement?[J]. *Economic Research Journal*, 2012, 47(1): 120–133.
- [33] 陈飞, 陈琳. 城市规模与老龄健康: 来自 CFPS 和城市数据的经验证据 [J]. *系统工程理论与实践*, 2022, 42(12): 3184–3200.
Chen F, Chen L. City size and aging health: Empirical evidence from CFPS and urban data[J]. *Systems Engineering — Theory & Practice*, 2022, 42(12): 3184–3200.
- [34] Chetty A, Looney, Kroft K. Saliency and taxation: Theory and evidence[J]. *American Economic Review*, 2009, 99(4): 1145–1177.
- [35] Levy H, Melzer D. The impacts of health insurance on health[J]. *Annual Review of Public Health*, 2008, 5(29): 399–409.
- [36] Hope O, Yue H, Zhong Q. China's anti-corruption campaign and financial reporting quality[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2020(2): 1015–1043.
- [37] 范子英, 周小昶. 财政激励、市场一体化与企业跨地区投资——基于所得税分享改革的研究 [J]. *中国工业经济*, 2022, 7(2): 29–46.
Fan Z Y, Zhou X C. Fiscal incentives, market integration and cross-region investment — Evidence from income tax sharing reform[J]. *China Industrial Economics*, 2022, 37(2): 29–46.
- [38] 赵可彤, 孙秉珍, 宋兆宇. 精准扶贫背景下贫困人口医疗费用分配模型 [J]. *系统工程理论与实践*, 2021, 41(1): 134–146.
Zhao K T, Sun B Z, Song Z Y. A model of distribution of medical expenses of impoverished people with the policy of targeted poverty alleviation[J]. *Systems Engineering — Theory & Practice*, 2021, 41(1): 134–146.
- [39] Rose C E, Bird C E. Sex stratification and health lifestyle: Consequences for men's and women's perceived health[J]. *Journal of Health and Social Behavior*, 1994, 6(2): 161–178.