

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

孙广亚^{1,2}, 张征宇³, 孙亚平⁴

(1. 浙江财经大学 经济学院, 浙江 杭州 310018; 2. 浙江财经大学 数量经济研究中心, 浙江 杭州 310018;
3. 上海财经大学 经济学院, 上海 200433; 4. 中国地质大学(武汉) 经济管理学院, 湖北 武汉 430074)

摘要: 综合医改是我国医疗卫生体制改革的重要探索, 是深化医改的主攻方向, 而深化医改是建设健康中国的强大动力。文章利用 2010—2018 年中国家庭追踪调查数据, 基于综合医改试点省份的准自然实验, 考察了综合医改对居民就医满意度、医疗水平认可度和医疗支出的影响情况。首先, 综合医改显著提高了居民的就医满意度和对就医点医疗水平的认可度。其次, 尽管综合医改未能降低居民的绝对医疗支出和绝对自费医疗支出, 但显著降低了相对医疗支出和相对自费医疗支出。进一步探索发现, 综合医改降低了医疗支出中的住院支出, 未降低医疗支出中的伤病支出。从自费占比角度看, 综合医改显著降低了居民的自费医疗支出比例。相比农村地区, 综合医改在城镇地区的政策效应更显著。整体来看, 综合医改政策具有显著的政策效应, 未来的医改方向仍是居民的医疗支出问题。

关键词: 综合医改; 就医满意度; 医疗水平; 医疗支出; 自费医疗支出

中图分类号: F241.4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2021)09-0019-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20210606.403

一、引言

医疗卫生是具有社会公益性质的经济私人品,^①需要兼顾效率和公平(Porter 和 Teisberg, 2004)。公益促成的公平性需要政府干预(王绍光, 2005), 市场化保障了私人品的供给效率(朱恒鹏, 2009)。同时, 医疗卫生服务的供需方存在多重任务和需求交错的局面(杜创和朱恒鹏, 2016), 具有信息不对称和正外部性等特征(Grossman 和 Hart, 1986), 这些构成了医疗卫生系统的复杂性。因此, 医疗卫生体制改革不仅是一项世界性难题, 也是全球性现象(顾昕, 2010)。

20 世纪 80 年代, 我国逐步开始对医疗卫生体制进行改革。为了降低居民的医疗负担, 2009 年中国启动新一轮医疗卫生体制改革(简称“新医改”), 决定以全新的方式发展医疗卫生事业。国家卫生健康委员会数据显示, 医疗领域的公共财政支出持续增加, 从 2009 年到 2018 年全国卫生总费用年均增长 14.2%; 居民健康水平和卫生健康公平性不断提高, 我国基本实现县县有

收稿日期: 2021-03-24

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(71873080); 国家自然科学基金重点项目(71833004); 上海财经大学中央高校基本科研业务费专项资金(2019110313, 2019110265)

作者简介: 孙广亚(1989—)(通讯作者), 男, 河南漯河人, 浙江财经大学经济学院、数量经济研究中心讲师;

张征宇(1981—), 男, 上海黄浦人, 上海财经大学经济学院教授, 博士生导师;

孙亚平(1992—), 女, 河南漯河人, 中国地质大学(武汉) 经济管理学院博士研究生。

① 该定义来源于中国社会科学院医疗体制改革课题组报告《中国医疗改革问题研究》。

公立医院、乡乡有卫生院和村村有卫生室的医疗机构布局。经过近十年探索,新医改取得了显著效果(赵黎,2019)。

然而,从居民个人实际情况看,新医改在“十二五”期间的医改目标可能并未实现(房莉杰,2016),居民医疗支出仍旧偏高(姜德超等,2015;方敏和吴少龙,2017)。随着改革的推进,医改面对的重难点问题进一步聚焦,已经影响了改革推进的速度和力度。医改引起的多部门利益冲突,需要统筹规划和协同配合,建立全面且系统化的医改体系(金今花等,2013)。为了推进整体性和系统性的医疗改革,2015 年我国开始在试点省份进行综合医改,决定以省为单位,探索全面、系统的改革可行性和有效性措施,促使综合医改试点向纵深推进。

综合医改是否体现了很好的政策效应?比如,是否提高了居民对医疗的满意度?是否减轻了居民的医疗负担?较少有文献关注综合医改的政策效应,目前的研究主要针对新医改。然而,综合医改是我国医疗卫生体制改革的重要探索,是深化医改的主攻方向,对综合医改效应的评估有利于总结试点经验并推向全国,具有现实的指导意义。王晓燕(2019)从“供方”的角度,考察了综合医改对医保体系、医疗服务水平和公立医院改革等的影响。然而,新医改之后,医疗卫生领域公共财政趋向了“补需方”,并不断得到强化(杜创和朱恒鹏,2016)。相对于“补供方”,“补需方”在服务提供者中引入了竞争,有助于医疗供给效率的提升。此外,医改的目的是降低居民医疗负担,评估医改的政策效应更应站在居民角度。因此,本文从“需方”角度出发,分析了综合医改对居民就医满意度、医疗水平认可度和医疗支出的影响情况。

本文利用中国家庭追踪调查数据,借助综合医改试点省份的准自然实验,从多个角度评估了综合医改的政策效应。我们发现:综合医改显著增加了居民个人的就医满意度和对就医点医疗水平的认可度;尽管综合医改未能降低居民的绝对医疗支出和绝对自费医疗支出,但是显著降低了相对医疗支出和相对自费医疗支出;进一步研究发现,综合医改主要降低了医疗支出中的住院支出,未能降低医疗支出中的伤病支出;从自费比例来看,综合医改显著降低了居民个人的自费支出比例。总体而言,综合医改具有多方面显著的政策效应,也相对降低了居民的医疗支出负担,但未能直接降低居民的医疗支出。

本文的边际贡献如下:首先,目前对医改政策的评估普遍关注了居民的医疗支出问题,较少考虑居民的就医满意度和医疗水平认可度等问题。本文从居民的直观感受出发来分析综合医改的政策效应,更契合医改政策的目的性。其次,本文从相对医疗支出和自费支出比例角度来体现居民的医疗负担,更能观测出医改的政策效果,为医改政策效应的评估提供了更广阔的视角。最后,本文从住院支出和伤病支出以及城乡差异角度进行了探索,有针对性地考察了综合医改政策效应的异质性,有助于未来医改的精准施策。

内容安排如下:第二部分对综合医改的政策背景进行了梳理和回归;第三部分整理了与本文研究相关的文献;第四部分进行了本文的基准回归;第五部分对研究内容做了进一步讨论;第六部分是基准回归结果的稳健性检验;第七部分为本文的结论,给出了一些政策性建议。

二、政策背景

20 世纪 80 年代,我国开始进行医疗卫生体制改革,其间经历了改革起步阶段、改革深入开展阶段和改革调整创新阶段(王晓玲和伍凤兰,2012),医改的过程也伴随着直接行政管制、放松管制和强化管制等不同管理制约形式。2006 年,医改开始进入调整创新阶段,然而改革的调整创新未能降低居民的医疗负担问题。鉴于不同医改形式都未取得显著效果,2009 年我国决定以一种全新的理念和原则入手,启动新一轮医疗卫生体制改革。从新医改实施开始,各地区和部门合

力取得了显著成效,整个医改框架搭建任务基本完成。

然而,随着改革的推进,矛盾积聚,改革联动性和力度需要加大加强。因此,2015年国务院医改领导小组决定开展省级医改综合试点,鼓励试点地区先行改革,探索形成可复制、推广的经验 and 模式。2015年1月,首批试点省份江苏、安徽、福建、青海四省开始试点工作。各试点省份不断聚焦改革重点,集中力量攻坚克难,着力解决居民的医疗负担问题,分别形成了一批可圈可点的经验做法。紧接着,2016年5月,国务院医改领导小组新增了上海、浙江、湖南、重庆、四川、陕西和宁夏七个省份试点。各试点省份依据部分先行和单项突破的原则,不断地累积经验并逐步扩大范围,形成了一大批实际可行的经验和模式。

医改试点地区不断推出多项便民惠民措施,提升了人民群众和医务人员的满意度。比如:安徽取消了公立医院药品和高值医用耗材加成,浙江推行“云胶片”“医后付”等新应用,四川通过加强县医院建设来深化三级医院对口帮扶,青海将贫困人口大病医疗保险费用报销比例提高到90%,宁夏建立了五级远程医疗服务体系。根据国家卫生计生委的消息,医改试点改革的系统性、整体性和协调性不断增强,医疗工作逐步从试点探索向全面系统推进,解决了大量体制机制的重难点问题。

总的来看,11个试点省份综合医改工作措施有力、成效显著,较好发挥了“先遣队”“排头兵”的作用,形成了一大批亮点、经验和做法,发挥了良好的示范引领作用。那么,居民个人的就医满意度、医疗水平认可度和医疗支出等问题是否得到解决?对于这个问题的回答,需要我们从居民个人的微观层面出发,考察综合医改对居民的政策效应。

三、文献综述

医疗卫生支出促进了居民健康(Issa 和 Ouattara, 2005; Aísa 等, 2014; 栾斌和杨俊, 2015; 卫龙宝和毛文琳, 2019),但是增加了居民家庭的负债(李聪等, 2020)。国外大量研究认为医疗服务是一项奢侈的必需品(Blomqvist 和 Carter, 1997; Sen, 2005; Baltagi 和 Moscone, 2010)。随着中国居民对医疗服务需求数量和质量的不断增加,医疗服务越来越表现出成为中国居民和家庭的一项必需品属性(封进和秦蓓, 2006; 林相森和舒元, 2007; 张颖熙, 2015)。医疗卫生支出是中国居民家庭的必要支出,其对居民生活的影响越来越重要。

因此,大量文献关注了居民医疗卫生支出的影响因素(朱波和杭斌, 2015),而老年人是家庭医疗支出的主力军,部分文献重点关注了老年人的医疗支出情况,其影响因素包含了医疗需求(封进等, 2015)、医疗保险(王新军和郑超, 2014; 丁继红和游丽, 2019)、空气污染(赵文霞, 2020)、健康(高瑗和原新, 2020)以及性别差异(宋璐和左冬梅, 2010)。另一部分文献关注了特定的医疗支出,比如灾难性医疗支出(陈在余等, 2016; 朱铭来和史晓晨, 2016; 李庆霞和赵易, 2020)等。

长久以来,医疗负担可能都是压在中国居民身上的重担之一(李聪等, 2020),降低居民医疗负担不仅是脱贫攻坚的内在要求,也是建设健康中国的强大动力。因此,我国在持续推进医疗卫生体制改革,不断探索降低居民医疗负担的医改路径,来保障扶贫事业的顺利进行。然而,医改作为世界性难题,需要政府和市场的相互作用,单纯的市场卫生改革可能增加医疗支出(王绍光, 2005),采用政府和市场的混合制医疗服务模式,可以达到帕累托最优的资源配置效率,减少“双向失灵”现象(李杰刚等, 2013)。所以,政府应该负责制定公平的原则,通过市场来进行供给(王晓玲和伍凤兰, 2012)。

在以往医改经验的基础上,2009年实施的新医改目标和方向都比较明确,改革的措施逻辑也比较合理,是我国医疗体制改革的标志性改革。因此,新医改得到了大量学者关注。一些文献

认为,新医改取得了显著效果,比如:释放了老年人医疗保健消费(邓兴磊和陈燕武,2016),改善了基本医疗服务的可及性(彭宅文和岳经纶,2018)。

新医改的政策效应尚未形成定论。对于正在探索的综合医改,其政策效果如何?然而,较少部分文献关注了综合医改的实施。徐少勤(2018)简单介绍了财政部门在综合医改中的职责和资金筹资情况,未涉及对综合医改的政策评估。王晓燕(2019)采用江苏和山东两地的地市级数据,从“供方”角度考察综合医改的政策效应,发现综合医改有效降低居民医疗负担,但未提升医疗服务发展水平和普遍服务水平。然而,王晓燕(2019)并未从更合理的“需方”角度进行考察,也未关注到居民的就医满意度和医疗水平认可度等。本文则依据利用大型微观数据,基于所有试点省份的准自然实验,考察了综合医改对居民的就医满意度、医疗水平认可度和医疗支出的影响情况。

四、数据、变量及实证方法

(一)数据来源及变量说明

本文采用了中国家庭追踪调查(*China Family Panel Studies, CFPS*)2010、2012、2014 和 2018 年的调查数据。*CFPS* 数据涵盖了全国大部分省份,调查范围较广。而 *CFPS* 数据库涵盖了大量与中国居民医疗卫生相关的信息,为本文的研究提供很好的数据支持。

2015 年 1 月,国务院医改领导小组决定在江苏、安徽、福建和青海四省开展省级综合医改试点。紧接着,2016 年 5 月,国务院医改领导小组决定新增上海、浙江、湖南、重庆、四川、陕西、宁夏为综合医改试点。容易看出,第一批试点省份和第二批试点省份都包含了东部、中部和西部省份。不仅如此,11 个试点省份分布全国各地,具有较好的省份代表性。其次,根据政策要求,国务院医改领导小组鼓励试点先行先试,加快形成可复制、可推广的改革模式,以便推向全国。试点省份的选择必须具有一定随机性,且兼顾地区代表性,刻意选择省份得到的经验很难具有代表性,进而无法推向其他省份。因此,本文将综合医改看作是准自然实验,同时结合 *CFPS*(2010、2012、2014、2018)共四年的数据,将 2010、2012 和 2014 年作为政策实施前,2018 年作为政策实施后。*CFPS* 包含了全国 25 个省(市/自治区)的调查数据,将两批试点共 11 个试点省份作为处理组,其余省份作为对照组。

本文分别从居民的就医满意度、医疗水平认可度和医疗支出等角度考察综合医改的政策效应。首先,从居民的就医满意度和对医疗点医疗水平认可度两个角度切入,从个人对医疗条件和医疗服务的直观感觉来考察,更具真实性和目的性。其次,我们从医疗支出角度切入,分别考察了居民个人的年医疗支出(绝对医疗支出)、除去报销的自费年医疗支出(绝对自费医疗支出)、医疗支出与家庭支出比(相对医疗支出)、^①自费医疗支出与家庭支出比(相对自费医疗支出)和自费医疗支出与医疗支出比(自费支出比),其中居民个人医疗支出又包括住院支出和伤病支出(非住院支出)。具体的变量说明如表 1 所示。

表 1 变量说明

		变量名称	含义	定义
被解释变量	医疗服务	就医满意度收入	就医点满意度	你对整体就医条件满意吗?
		医疗水平	医疗水平认可度	你觉得那里医疗水平怎么样?

① 此处采用了家庭支出,而非个人支出,因为家庭支出数据比较完善,个人支出数据缺失严重。

续表 1 变量说明

		变量名称	含义	定义
被解释变量	医疗负担	绝对医疗支出	个人医疗支出	个人当年的总医疗支出,单位万元
		绝对自费医疗支出	个人自费医疗支出	不包含可报销或已报销的医疗支出
		相对医疗支出	医疗支出与家庭支出比	总医疗支出除以家庭总支出
		相对自费医疗支出	自费医疗支出与家庭支出比	自费医疗支出除以家庭总支出
		住院支出	住院花费	因住院产生的支出,单位万元
		伤病支出	伤病花费	因伤病产生的支出,单位万元
		自费支出比	自费医疗支出与医疗支出比	自费医疗支出除以总医疗支出
关键变量		综合医改	是否经历综合医改	根据个人是否在 11 个试点省份判断
控制变量	年龄	被调查者年龄	调查年份减去出生年份	
	性别	被调查者性别	男性记为 1,女性记为 0	
	教育年限	受到多少年教育	根据学历转化为受教育年限	
	婚姻状况	是否结婚	已婚记为 1,其余记为 0	
	健康状况	自评健康状况	您认为您的健康状况如何?	
	医疗保险	是否有医疗保险	您是否享有医疗保险?	
	个人收入	个人年收入	个人的年收入,单位万元	
	城镇	是否为城镇	城镇记为 1,农村记为 0	

注: 医疗支出和年收入都以 2010 年为基期,根据各省份的 CPI 进行了调整。

(二)实证策略

首先,本文从居民对医疗服务的感知来评估综合医改的政策效应,采用双重差分法(DID)考察综合医改对居民就医满意度和就医点医疗水平认可度的影响,基准回归设计如下:

$$Y_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 \times CMR_{ijt} + \alpha_2 \cdot X_{ijt} + \mu_i + \gamma_j + \delta_t + \epsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中, i 表示个人, j 表示省份, t 表示年份, Y_{ijt} 表示第 i 个居民在 j 省份 t 年的就医满意度和医疗水平认可度; CMR_{ijt} (Comprehensive Medical Reform)为个人是否受综合医改政策影响的哑变量, α_1 为本文关注的政策效应系数;控制变量 X_{ijt} 包含居民个人的年龄、性别、教育年限、婚姻状况、自评健康、医疗保险参与、个人年收入^①和是否为城镇。 μ_i 表示个体固定效应, γ_j 表示省份固定效应, δ_t 表示时间固定效应, ϵ_{ijt} 为误差项。

其次,本文从居民医疗负担评估综合医改的政策效应,考察综合医改对居民医疗支出的影响,基准回归设计如下:

$$ME_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \times CMR_{ijt} + \beta_2 \cdot X_{ijt} + \mu_i + \gamma_j + \delta_t + \epsilon_{ijt} \quad (2)$$

其中, ME_{ijt} 表示第 i 个人在 j 省份 t 年的绝对医疗支出、绝对自费医疗支出、相对医疗支出和相对自费医疗支出, β_1 为对应的政策效应系数,其余变量与(1)式相同。

需要说明的是,本文采用了 2010—2018 年的数据,时间跨度长、涉及年份多,居民个体样本在一些年份有缺失,所以在基准回归中我们采用了非平衡面板数据形式。但下文的稳健性检验中,我们用平衡面板数据进行检验。另外,在考察综合医改对居民就医满意度和医疗水平认可度的影响时,根据数据中的因变量信息,本文利用了 CFPS2010、2012、2014 和 2018 年的数据。在考察综合医改对居民的医疗支出的影响时,由于医疗支出包含了住院支出和伤病支出,而 2010 年

① 以 2010 年为基期,将 2012、2014 和 2018 年的家庭纯收入用各省份居民消费价格指数(CPI)进行调整。

数据只包含了住院的医疗支出,所以未能采用 2010 年的数据;2012 年数据中缺失了自费医疗费用数据,在计算自费医疗支出时,只采用了 2014 年和 2018 年的数据。具体情况如下表 2。

表 2 因变量及其支持年份

	因变量	数据支持的年份	原因
医疗服务	就医满意度	2010、2012、2014、2018	数据支持
	医疗水平	2010、2012、2014、2018	数据支持
医疗负担	绝对医疗支出	2012、2014、2018	2010 年无伤病支出数据
	绝对自费医疗支出	2012、2014、2018	2010 年无伤病支出数据
	相对医疗支出	2014、2018	2012 年自费伤病费用缺失
	相对自费医疗支出	2014、2018	2012 年自费伤病费用缺失

五、回归分析

(一)综合医改对居民就医满意度和医疗水平认可度的影响

在进行综合医改时,各试点省份通过推进优质医疗资源下沉、实施县域综合改革等一系列举措,优化了医疗卫生资源配置。那么,综合医改是否增加了居民的就医满意度和医疗水平认可度?表 3 分别列举了相应的回归结果。首先,第(1)、(2)列为就医满意度的回归结果,可以看出综合医改的回归系数都显著为负,表明综合医改的实施提高了居民个人的就医满意度。^①继续观察第(3)、(4)列就医点医疗水平认可度的回归结果,无论是否加入控制变量,综合医改的回归系数都显著为负,说明综合医改显著增加了居民个人对就医点医疗水平的认可度。以上两个因变量的结果表明,综合医改显著改善了就医点的医疗服务和医疗水平,增加了居民的医疗服务获得感。

表 3 就医满意度和医疗认可度的基准回归结果

	(1)就医满意度	(2)就医满意度	(3)医疗认可度	(4)医疗认可度
综合医改	-0.086*** (0.018)	-0.086*** (0.018)	-0.064*** (0.019)	-0.063*** (0.019)
控制变量		控制		控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	95 501	95 501	95 501	95 501
R^2	0.374	0.375	0.232	0.233

注:括号内为聚类到个人层面的稳健标准误差,*、**和***分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。限于篇幅,控制变量和固定效应略去,感兴趣的读者,欢迎向作者索取,下表同。

(二)综合医改对居民医疗支出的影响

医疗支出是医改的主要对象,涉及利益群体大,改革阻力强。比如,一些研究认为新医改并未降低居民医疗支出(姜德超等,2015;方敏和吴少龙,2017)。那么,综合医改是否降低了居民的医疗支出?表 4 列举了从不同角度考察综合医改对居民医疗支出影响的结果。

首先,观察第(1)列绝对医疗支出的结果发现,综合医改的回归系数并不显著,表明综合医改

^① 就医满意度:1 很满意、2 满意、3 一般、4 不满意、5 很不满意,数值越大越不满意。

未能降低居民的绝对医疗支出费用。这可能是因为绝对医疗支出包含了报销费用,也可能是因为随着居民收入的增加,居民支出也在增加的缘故。继续观察第(2)列综合医改对居民相对医疗支出的影响,综合医改的回归系数在 10% 显著性水平下显著为负,说明综合医改降低了居民的相对医疗支出。其次,观察第(3)、(4)列自费支出的结果。可以发现,绝对自费医疗支出的回归结果不显著,而相对自费医疗支出结果在 5% 显著性水平下显著为负。表明综合医改降低了居民的相对自费医疗支出。整体而言,综合医改未能降低居民个人的绝对医疗支出,这可能是由于经济发展和收入增加等原因,引起了居民总体支出水平的上升。但是,综合医改显著降低了居民的相对医疗支出,从相对角度来看,综合医改缓解了居民的医疗负担。

表 4 医疗支出的基准回归结果

	(1)绝对医疗支出	(2)相对医疗支出	(3)绝对自费医疗支出	(4)相对自费医疗支出
综合医改	0.022 (0.023)	-0.011* (0.006)	0.012 (0.016)	-0.008** (0.003)
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
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	85 263	78 315	56 327	53 615
R^2	0.008	0.002	0.018	0.008

六、进一步分析

基准回归结果表明,综合医改未能降低居民的绝对医疗支出。然而,综合医改的多项举措都旨在降低居民的医疗负担,那么综合医改的政策效应表现在哪里?对居民的影响是否存在异质性?下面我们继续从不同的角度进行探讨。

(一)住院支出与伤病支出

绝对医疗支出包含了住院支出和伤病支出(非住院支出),下面我们分别考察综合医改对两类医疗支出的异质性影响。^①结果如下表 5 所示。首先,住院支出的回归结果为负值,但不显著,伤病支出却在 10% 显著性水平下显著为正。表明综合医改可能降低了居民的住院支出却增加了伤病支出,这也可能是综合医改未能降低医疗总支出的原因。其次,观察支出比发现,住院支出比的回归结果在 1% 显著性水平下显著,为-0.017,绝对值大于伤病支出比在 10% 显著性水平下的 0.006。说明综合医改显著降低了住院支出占总支出的比例,却增加了伤病支出占总支出的比例,但是其降低的比重大于增加的比重。总体来看,综合医改主要影响了居民的住院支出,未能降低伤病支出。综合医改的改革对象主要是公立的大医院,改革相对容易,而众多中小诊所和小医院,却是改革的难点。未来的改革方向需要有针对性的关注与居民伤病支出相关的诊所、药房等医药支出。

表 5 综合医改对住院支出和伤病支出的影响

	(1)住院支出	(2)住院支出比	(3)伤病支出	(4)伤病支出比
综合医改	-0.014 (0.022)	-0.017*** (0.006)	0.025* (0.021)	0.006* (0.004)

① 住院支出比为住院支出除以家庭总支出,伤病支出比为伤病支出除以家庭总支出。

续表 5 综合医改对住院支出和伤病支出的影响

	(1)住院支出	(2)住院支出比	(3)伤病支出	(4)伤病支出比
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
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	42 774	34 278	42 774	34 278
R^2	0.013	0.004	0.016	0.008

(二)自费支出比

综合医改主要目的是降低居民的医疗负担,避免居民医疗问题而陷入贫困的境地。那么,综合医改是否降低了居民的医疗负担?我们通过自费支出比(自费医疗支出/医疗支出)来衡量居民的医疗负担。下表 6 考察了综合医改对居民自费支出比的影响。可以看出,第(1)–(4)列的结果表明自费支出比的回归结果都显著为负,说明综合医改降低了居民自费支出的比例,即综合医改降低了居民的医疗负担。

表 6 综合医改对自费支出比的影响

	(1)自费支出比	(2)自费支出比	(3)自费支出比	(4)自费支出比
综合医改	-0.030*** (0.009)	-0.018* (0.010)	-0.019* (0.010)	-0.019* (0.010)
控制变量		控制		控制
个体固定效应			控制	控制
省份固定效应			控制	控制
时间固定效应			控制	控制
样本量	18 206	18 206	18 206	18 206
R^2	0.002	0.005	0.008	0.011

(三)城乡差异

我国城乡之间存在严重的医疗服务不平等(魏众和古斯塔夫森,2005;马超等,2017)、公共卫生服务不均等(和立道,2011)和医疗资源非均衡(杨林和李思赞,2016)等现象。农村医疗基础相对薄弱,在攻坚扶贫的要求下,如何补上贫困群众享受便捷医疗的短板,也是综合医改关注的重点课题。因此,下面我们考察综合医改政策效应的城乡差异?对(1)式和(2)式进行扩展,构造如下三重差分模型(DDD):

$$Y_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot CMR_{ijt} \times Urban_{ijt} + \alpha_2 \cdot X_{ijt} + \mu_i + \gamma_j + \delta_t + \epsilon_{ijt} \quad (3)$$

$$ME_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \cdot CMR_{ijt} \times Urban_{ijt} + \beta_2 \cdot X_{ijt} + \mu_i + \gamma_j + \delta_t + \epsilon_{ijt} \quad (4)$$

其中, $Urban_{ijt}$ 表示居民*i*在省份*j*第*t*年是否在城镇,如果居住在城镇为1,否则为0。其余变量和系数分别对应与(1)式和(2)式相同。

表 7 和表 8 报告了具体的结果。首先,从表 7 可以看出,无论是就业满意度还是医疗水平认可度, $CMR \times Urban$ 的回归系数都显著为负,表明综合医改对城镇居民的就医满意度和对就医点医疗水平认可度的提升高于农村居民。其次,表 8 的结果可以看出,对于绝对医疗支出和绝对自费医疗支出, $CMR \times Urban$ 的回归系数都不显著,表明综合医改对居民绝对医疗支出的影响无城乡差异;而对于相对医疗支出和相对自费医疗支出, $CMR \times Urban$ 的回归系数都显著为负,表明综合医改对城镇居民的相对医疗支出和相对自费医疗支出的降低程度高于农村居民。综上所述

述,综合医改对城镇居民的政策效应高于农村居民,这可能是农村医改难度较大的原因,相对城镇,农村居民才是未来医改的重点对象。农村居民不仅是承受医疗负担的重点对象,也是决定医改成败的关键人群。

表 7 综合医改对居民就医满意度和医疗认可度的影响(城乡差异)

	(1)就医满意度	(2)就医满意度	(3)医疗认可度	(4)医疗认可度
$CMR \times Urban$	-0.165*** (0.022)	-0.164*** (0.022)	-0.097*** (0.022)	-0.097*** (0.022)
控制变量		控制		控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	95 501	95 501	95 501	95 501
R^2	0.375	0.375	0.232	0.233

表 8 综合医改对居民医疗支出的影响(城乡差异)

	(1)绝对医疗支出	(2)相对医疗支出	(3)绝对自费医疗支出	(4)相对自费医疗支出
$CMR \times Urban$	0.022 (0.029)	-0.014** (0.006)	-0.002 (0.018)	-0.007** (0.003)
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
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	85 263	78 315	56 327	53 615
R^2	0.008	0.001	0.018	0.008

七、稳健性分析

(一)安慰剂检验

综合医改政策实施之后,处理组和对照组是否受到新医改等政策或者随机性因素的影响,我们需要进行安慰剂检验以增强结果的稳健性。参照类似文献(Chetty 等, 2009; 沈坤荣和金刚, 2018)的做法。首先,我们虚构综合医改的政策实施时间,结合表 2 的数据年份信息,将综合医改的实施时间尽量前移。^①表 9 为虚拟政策实施年份的安慰剂检验结果,可以发现,所有综合医改的回归系数都不显著。这表明综合医改的政策效应并未受其他政策的干扰。

表 9 综合医改的政策效应(安慰剂检验)

	医疗服务(2010、2012、2014)				医疗支出(2010、2014)	
	(1)就医满意度	(2)就医满意度	(3)医疗认可度	(4)医疗认可度	(5)绝对医疗支出	(6)相对医疗支出
综合医改	0.012 (0.024)	0.009 (0.024)	0.010 (0.024)	0.008 (0.024)	0.025 (0.027)	0.028 (0.035)

① 对于因变量为就医满意度和医疗水平时,虚拟的政策实施年份为 2011 年,2010 年为政策实施前,2012 和 2014 年为政策实施后。对于因变量为相对医疗支出时,虚拟的政策实施年份为 2013 年,2012 年为政策实施前,2014 年为政策实施后。对于因变量为相对自费医疗支出时,无法虚拟政策实施年份进行安慰剂检验,我们采取随机抽样构造虚拟处理组的方法进行安慰剂检验。

续表 9 综合医改的政策效应(安慰剂检验)

	医疗服务(2010、2012、2014)				医疗支出(2010、2014)	
	(1)就医满意度	(2)就医满意度	(3)医疗认可度	(4)医疗认可度	(5)绝对医疗支出	(6)相对医疗支出
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	控制	控制
省份固定效应	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
样本量	18 579	18 579	18 579	18 579	46 436	40 126
R^2	0.002	0.003	0.002	0.003	0.002	0.001

其次,对处理组进行安慰剂检验,在所有省份中随机抽取省份作为处理组(Cai 等, 2016; 任胜钢等, 2019),其余省份作为控制组。基于随机抽样的样本,我们重复了 500 次的随机抽样回归,下图 1 画出了回归系数的分布情况。^①可以看出,随机抽样得到的估计系数分布在 0 附近,并且仅极少数的估计系数落在了基准回归的估计系数(-0.008)的左侧。这说明综合医改对相对自费医疗支出的政策效应并不受随机因素的干扰。

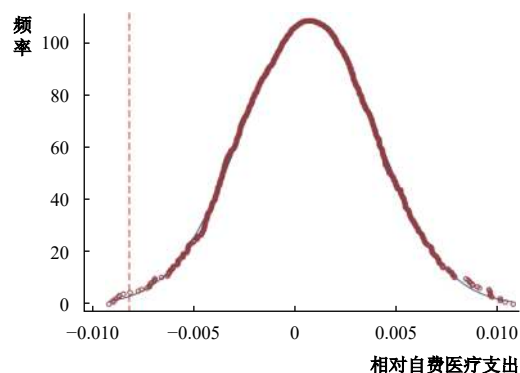


图 1 综合医改对相对自费医疗支出的安慰剂检验

(二) PSM-DID

综合医改试点省份需要具备强有力的改革能力,较好的发挥“先遣队”“排头兵”的示范作用,为未来改革铺向全国积累经验。因此,试点省份的设立很可能不是随机的,而且试点省份和其他省份居民之间在收入水平和健康状况等方面可能存在差异。为了排除这些因素对回归结果的干扰,我们借鉴 Heckman 等(1998)提出的 PSM-DID 方法进行回归,结果如表 10 所示。^②容易看出,匹配后的回归结果与基准回归一致,验证了本文的结论。

表 10 综合医改的政策效应(PSM-DID)

	医疗服务		医疗支出			
	(1)就医满意度	(2)医疗水平	(3)绝对医疗支出	(4)相对医疗支出	(5)绝对自费医疗支出	(6)相对自费医疗支出
综合医改	-0.056*** (0.015)	-0.034** (0.016)	-0.024 (0.030)	-0.014** (0.007)	-0.007 (0.017)	-0.007** (0.003)
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
省份固定效应	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
样本量	93 023	93 023	43 201	34 503	36 476	32 796
R^2	0.468	0.308	0.002	0.002	0.001	0.002

① 针对所有因变量,我们都进行了随机抽样构造处理组的安慰剂检验。限于篇幅,我们只列举了无法虚拟政策实施时间的因变量(相对自费医疗支出)的结果。对其他因变量结果感兴趣的读者,可向作者索取。

② 此处采用了 stata 软件的 diff 命令,匹配方法为核匹配,窗宽为 0.06。

(三)平衡面板

本文采用了大型微观追踪数据库,长时间追踪导致样本有所缺失。鉴于此,前文的基准回归中,我们采用了非平衡面板数据进行回归。为了体现回归结果不受数据平衡性的干扰,我们将样本处理为平衡面板来观察结果的稳健性。表 11 和 12 分别为对应的平衡面板数据稳健性结果。容易看出,表 11 中就医满意度的回归结果显著为负,与表 3 的对应结果完全一致;医疗水平认可度的回归

表 11 综合医改对居民就医满意度和医疗认可度的影响(平衡面板)

	(1)就医满意度	(2)就医满意度	(3)医疗认可度	(4)医疗认可度
综合医改	-0.091** (0.039)	-0.090** (0.039)	-0.033 (0.043)	-0.033 (0.043)
控制变量		控制		控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	16 528	16 528	16 528	16 528
R ²	0.434	0.434	0.262	0.263

表 12 综合医改对居民医疗支出的影响(平衡面板)

	(1)绝对医疗支出	(2)相对医疗支出	(3)绝对自费医疗支出	(4)相对自费医疗支出
综合医改	0.011 (0.027)	-0.012* (0.007)	0.012 (0.016)	-0.006** (0.003)
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
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	43 218	34 518	36 532	32 850
R ²	0.022	0.008	0.018	0.008

结果不显著但为负,与表 3 的对应结果方向一致。表 12 的结果与表 4 完全一致。整体而言,平衡面板的回归结果表明基准回归的结果是稳健的。

(四)2014 年和 2018 年

前文采用了 2010—2018 年的数据进行分析,政策实施前为三个年份 2010、2012 和 2014 年,政策实施后为一个年份 2018 年。从政策实施前的三个年份里任意挑选一个年份作为事前年份,事后年份仍为 2018 年,只采用事前和事后两个年份的面板数据进行回归。此处我们只代表性地列举了事前为 2014 年,事后为 2018 年的回归结果。^①具体结果如表 13 所示:容易看出,回归结果都与前文的基准回归结果一致。

表 13 综合医改的政策效应(2014 和 2018)

	医疗服务				医疗支出	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	就医满意度	就医满意度	医疗认可度	医疗认可度	绝对医疗支出	相对医疗支出
综合医改	-0.059*** (0.021)	-0.059*** (0.021)	-0.014 (0.022)	-0.015 (0.022)	0.013 (0.026)	-0.012** (0.006)
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	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制

① 对于因变量为就医满意度和医疗水平认可度时,我们同样也采用了 2012 年与 2018 年,以及 2010 年与 2018 年的面板数据进行了回归。对于因变量为绝对医疗支出和相对医疗支出,我们也采用了 2012 年和 2018 年的面板数据进行回归。限于篇幅,不再列举,感兴趣读者可向作者索取。而对于因变量为绝对自费医疗支出和相对自费医疗支出时,无法采用该方法进行稳健性检验。

续表 13 综合医改的政策效应 (2014 和 2018)

	医疗服务				医疗支出	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	就医满意度	就医满意度	医疗认可度	医疗认可度	绝对医疗支出	相对医疗支出
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	35 584	35 584	35 584	35 584	35 516	31 952
R^2	0.466	0.468	0.307	0.308	0.019	0.007

八、结论和政策建议

医疗负担一直是压在我国居民身上的重担,也是居民最关心的现实问题(顾昕,2010)。因此,我国一直致力于医疗卫生体制改革,希望探索出一条符合国情的医改之路,从根本上解决我国居民医疗负担。综合医改就是引领未来医疗改革的一次重要尝试,具有重要的示范作用。因此,评估综合医改的政策效应具有重要的现实指导意义。本文利用 2010—2018 年中国家庭追踪调查数据,从医疗服务和医疗支出两个角度考察了综合医改的政策效应。我们发现:综合医改显著提高了居民的就医满意度和对就医点医疗水平的认可度;尽管综合医改还未降低居民的绝对医疗支出和绝对自费医疗支出,但显著降低了相对医疗支出和相对自费医疗支出。扩展性研究发现:综合医改降低了医疗支出中的住院支出,未降低医疗支出中的伤病支出。从自费比例角度看,综合医改显著降低了居民的自费医疗支出比例。相比于农村地区,综合医改对城镇居民的影响程度较高,农村居民仍是未来医改的重点对象。

针对本文研究结果,我们提出以下几点建议:

首先,综合医改增加了居民的就医满意度和医疗水平认可度,降低了居民的医疗负担,具有较好的政策效应。因此,一方面需要继续挖掘、宣传推广试点省份亮点经验,把试点省份打造成医改标杆;另一方面需要增加试点省份,扩大试点范围,将综合医改向纵深推进。

其次,综合医改更应重点关注居民的医疗负担问题,降低医疗负担是医改的重难点。具体可从以下几点着手解决:(1)扩大医疗保障范围,提高保障水平;(2)加强不同等级医院的能力建设,提高居民大病医疗保险住院费用报销比例;(3)持续完善医疗卫生系统建设,通过提高城乡居民的健康素养水平来降低居民的医疗支出。

再次,综合医改应关注中小诊所和药房等与居民伤病支出相关的机构,这些机构众多且较为分散,是改革的重难点。具体可从以下几个方面着手:(1)健全药品供应保障机制,对药品实施零差率销售;(2)在药品采购中,引入药品供方数量,通过带量采购、招采合一和充分竞争等方式挤干药价水分;(3)建立短缺药品储备制度,根据临床监测动态调整药品目录,满足群众对药物的需求。

最后,与城镇相比,综合医改在农村的政策效应较弱。降低农村居民的医疗负担是巩固扶贫成果的重要措施,未来应重点关注农村的医改情况。具体可从以下几方面入手:(1)从总体来讲,各项政策和投入都应全方位向农村倾斜,特别是基本公共卫生服务经费应向乡村医生倾斜;(2)完善基层医疗卫生系统建设,提高农村居民健康素养水平;(3)推进农村医疗卫生机构基础设施和能力建设,采取多种形式支持村卫生室建设;(4)通过培训、转岗和定向培养等方式,加强农村医疗卫生人才和队伍建设;(5)通过推进分级诊断制度提高基层卫生机构门诊量,提升农村医疗卫生服务层次性;(6)建立医院与农村基层卫生机构的长期稳定结对帮扶、对口支援工作机制,推动优质医疗资源下沉。

主要参考文献:

- [1]陈在余,江玉,李薇. 新农合对农村居民灾难性医疗支出的影响——基于全民覆盖背景分析[J]. 财经科学, 2016, (12): 110-120.
- [2]邓兴磊,陈燕武. “新医改”背景下我国城镇居民医疗保健支出行为研究[J]. 消费经济, 2016, (4): 32-37.
- [3]丁继红,游丽. 基本医疗保险对老年人灾难性卫生支出的影响研究[J]. 保险研究, 2019, (12): 98-107.
- [4]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.
- [5]房莉杰. 理解“新医改”的困境: “十二五”医改回顾[J]. 国家行政学院学报, 2016, (2): 77-81.
- [6]方敏,吴少龙. “新医改”让医疗费用下降了吗?——基于 CHARLS 对甘肃、浙江的追踪数据[J]. 北京行政学院学报, 2017, (6): 18-27.
- [7]封进,秦蓓. 中国农村医疗消费行为变化及其政策含义[J]. 世界经济文汇, 2006, (1): 75-88.
- [8]封进,余央央,楼平易. 医疗需求与中国医疗费用增长——基于城乡老年医疗支出差异的视角[J]. 中国社会科学, 2015, (3): 85-103.
- [9]高瑗,原新. 中国老年人口健康转移与医疗支出[J]. 人口研究, 2020, (2): 60-72.
- [10]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.
- [11]国务院发展研究中心课题组. 对中国医疗卫生体制改革的评价与建议(概要与重点)[J]. 中国发展评论(中文版), 2005, (S1): 1-14.
- [12]和立道. 医疗卫生基本公共服务的城乡差距及均等化路径[J]. 财经科学, 2011, (12): 114-120.
- [13]姜德超,吴少龙,张露文. 新医改与家庭灾难性卫生支出: 甘浙两省追踪数据分析[J]. 甘肃行政学院学报, 2015, (1): 107-114.
- [14]金今花,胡凌娟,张金,等. 医药卫生政策失灵: 新医改难以破解“看病难、看病贵”的深层原因[J]. 中国卫生事业管理, 2013, (1): 4-5.
- [15]李聪,刘喜华,姜东晖. 居民家庭负债如何影响医疗支出?——基于门限效应模型的经验分析[J]. 东岳论丛, 2020, (10): 77-85.
- [16]李杰刚,马梦杰,苗婧. 国外公共医疗卫生体制对我国的启示与借鉴[J]. 经济研究参考, 2013, (52): 11-15.
- [17]李庆霞,赵易. 城乡居民大病保险减少了家庭灾难性医疗支出吗[J]. 农业技术经济, 2020, (10): 115-130.
- [18]林相森,舒元. 我国居民医疗支出影响因素的实证分析[J]. 南方经济, 2007, (6): 22-30.
- [19]栾斌,杨俊. 农村居民收入、健康支付结构与农村健康人力资本——中国省份面板数据的证据[J]. 农业技术经济, 2015, (2): 76-84.
- [20]马超,顾海,宋泽. 补偿原则下的城乡医疗服务利用机会不平等[J]. 经济学(季刊), 2017, (4): 1261-1288.
- [21]彭宅文,岳经纶. 新医改、医疗费用风险保护与居民获得感: 政策设计与机制竞争[J]. 广东社会科学, 2018, (4): 182-192.
- [22]任胜钢,郑晶晶,刘东华,等. 排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据[J]. 中国工业经济, 2019, (5): 5-23.
- [23]沈坤荣,金刚. 中国地方政府环境治理的政策效应——基于“河长制”演进的研究[J]. 中国社会科学, 2018, (5): 92-115.
- [24]宋璐,左冬梅. 农村老年人医疗支出及其影响因素的性别差异: 以巢湖地区为例[J]. 中国农村经济, 2010, (5): 74-85.
- [25]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): 101-120.
- [26]王晓玲,伍凤兰. 制度的逻辑、困境与出路——新医改背景下医疗政府管制模式重构[J]. 河北师范大学学报(哲学社会科学版), 2012, (5): 44-48.

- [27] 王晓燕. 综合医改政策效应评估[J]. [现代经济探讨](#), 2019, (7): 24–34.
- [28] 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.
- [29] 卫龙宝, 毛文琳. 不同筹资渠道的卫生支出对农村中老年居民健康影响的差异——基于 CHARLS 数据的经验分析[J]. [农业技术经济](#), 2019, (10): 53–63.
- [30] 魏众, 古斯塔夫森 B. 中国居民医疗支出不公平性分析[J]. [经济研究](#), 2005, (12): 26–34.
- [31] 徐少勤. 综合医改中的财政职能探讨[J]. [行政事业资产与财务](#), 2018, (19): 34–35.
- [32] 杨林, 李思赟. 城乡医疗资源非均衡配置的影响因素与改进[J]. [经济学动态](#), 2016, (9): 57–68.
- [33] 张颖熙. 医疗服务是必需品还是奢侈品?——基于中国城镇居民家庭医疗卫生支出弹性的实证研究[J]. [经济学动态](#), 2015, (10): 94–103.
- [34] 赵黎. 新医改与中国农村医疗卫生事业的发展——十年经验、现实困境及善治推动[J]. [中国农村经济](#), 2019, (9): 48–69.
- [35] 赵文霞. 空气污染对老年人医疗支出的影响——来自 CHARLS 数据的证据[J]. [人口与经济](#), 2020, (1): 75–88.
- [36] 朱波, 杭斌. 流动性约束、医疗支出与预防性储蓄——基于我国省际面板数据的实证研究[J]. [宏观经济研究](#), 2015, (3): 112–119.
- [37] 朱恒鹏. 新医改研究文献综述: 2008–2009[J]. [经济学动态](#), 2009, (10): 70–73.
- [38] 朱铭来, 史晓晨. 医疗保险对流动人口灾难性医疗支出的影响[J]. [中国人口科学](#), 2016, (6): 47–57.
- [39] Aisa R, Clemente J, Pueyo F. The influence of (public) health expenditure on longevity[J]. [International Journal of Public Health](#), 2014, 59(5): 867–875.
- [40] Baltagi B H, Moscone F. Health care expenditure and income in the OECD reconsidered: Evidence from panel data[J]. [Economic Modelling](#), 2010, 27(4): 804–811.
- [41] Blomqvist Å G, Carter R A L. Is health care really a luxury?[J]. [Journal of Health Economics](#), 1997, 16(2): 207–229.
- [42] Cai X Q, Lu Y, Wu M Q, et al. Does environmental regulation drive away inbound foreign direct investment? Evidence from a quasi-natural experiment in China[J]. [Journal of Development Economics](#), 2016, 123: 73–85.
- [43] Chetty R, Looney A, Kroft K. Salience and taxation: Theory and evidence[J]. [American Economic Review](#), 2009, 99(4): 1145–1177.
- [44] Grossman S J, Hart O D. The costs and benefits of ownership: A theory of vertical and lateral integration[J]. [Journal of Political Economy](#), 1986, 94(4): 691–719.
- [45] Heckman J J, Ichimura H, Todd P. Matching as an econometric evaluation estimator[J]. [The Review of Economic Studies](#), 1998, 65(2): 261–294.
- [46] Issa H, Ouattara B. The effect of private and public health expenditure on infant mortality rates: Does the level of development matter?[D]. Swansea: University of Wales Swansea, 2005.
- [47] Porter M E, Teisberg E O. Redefining competition in health care[J]. [Harvard Business Review](#), 2004, 82(6): 64–76, 136.
- [48] Sen A. Is health care a luxury? New evidence from OECD data[J]. [International Journal of Health Care Finance and Economics](#), 2005, 5(2): 147–164.

The Policy Effect of China's Medical and Health System Reform: Based on the Investigation of Pilot Comprehensive Medical Reform

Sun Guangya^{1,2}, Zhang Zhengyu³, Sun Yaping⁴

(1. School of Economics, Zhejiang University of Finance and Economics, Hangzhou 310018, China; 2. Research Center for Quantitative Economics, Zhejiang University of Finance and Economics, Hangzhou 310018, China; 3. School of Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China; 4. School of Economics and Management, China University of Geosciences (Wuhan), Wuhan 430074, China)

Summary: Comprehensive medical reform is important to explore the medical and health system reform. It is the main direction of deepening medical reform, which is a powerful driving force for building a healthy China. This paper uses the data of the China Family Panel Studies (CFPS) 2010, 2012, 2014 and 2018, and treats the provinces in the pilot comprehensive medical reform as the treatment group and the remaining provinces as the control group. The DID method is used to examine the impact of comprehensive health care reform on residents' medical treatment satisfaction, medical level acceptance and medical expenditures.

Firstly, this paper cuts from the two perspectives of residents' medical treatment satisfaction and medical level acceptance. It is more authentic and purposeful to investigate from the individual's intuitive perception of medical conditions and medical services. Secondly, this paper cuts from the perspective of medical expenditures, and examines the annual medical expenditures of residents (absolute medical expenditures), annual medical expenditures excluding reimbursements (absolute out-of-pocket medical expenditures), the ratio of medical expenditures to family expenditures (relative medical expenditures), the ratio of out-of-pocket medical expenditures to family expenditures (relative out-of-pocket medical expenditures), and the ratio of out-of-pocket medical expenditures to medical expenditures (the ratio of out-of-pocket expenditures), among which residents' personal medical expenditures include hospitalization expenditures and injury and illness expenditures (non-hospital expenditures).

It is found that the comprehensive medical reform has significantly increased residents' medical treatment satisfaction and medical level acceptance. Although the comprehensive medical reform fails to reduce residents' absolute medical expenditures and absolute out-of-pocket medical expenditures, it significantly reduces relative medical expenditures and relative out-of-pocket medical expenditures. Further research finds that the comprehensive medical reform mainly reduces hospitalization expenditures, but it fails to reduce injury and illness expenditures in medical expenditures; from the perspective of self-paid ratio, the comprehensive medical reform significantly reduces the proportion of residents' out-of-pocket expenditures; compared with rural areas, the policy effect of comprehensive medical reform in urban areas is more obvious. In general, the comprehensive medical reform has significant policy effects in many aspects, which has relatively reduced the burden of residents' medical expenditures, but it has failed to directly reduce residents' medical expenditures.

Key words: comprehensive medical reform; medical treatment satisfaction; medical level; medical expenditures; self-funded medical expenditures (责任编辑 顾 坚)