

综合医疗制度改革对中国家庭财务脆弱性的影响

逯进, 张倬赫

摘要: 健康风险作为背景风险的重要组成部分, 会给一般家庭造成明显的财务脆弱性。医疗制度作为重要的社会保障基础, 可以为家庭提供关键的健康保障, 从而有效缓解家庭财务脆弱性。引入 2010—2020 年中国家庭追踪调查数据 (CFPS), 构建准自然实验研究体系, 采用双重差分法检验了综合医改政策对家庭财务脆弱性的影响特征及其作用机制。研究发现, 综合医改政策的实施显著缓解了家庭财务脆弱性, 并且这一效应在城镇家庭、有老年人的家庭、儿童健康风险高的家庭、弱社会网络家庭、使用互联网的家庭以及社会信任度高的家庭中表现更加明显。同时, 综合医改政策可以通过降低家庭医疗负担、提升家庭劳动参与、改变家庭风险态度等途径缓解家庭财务脆弱性。本文为评估综合医改政策及其对家庭财务影响的有效性提供了新视角, 为进一步从微观层面深化医疗卫生体制改革提供了重要的政策启示。

关键词: 医疗制度; 健康风险; 综合医改; 家庭财务脆弱性

中图分类号: F126 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2024)03-0083-17

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.20240410.002

一、引言

党的十九大报告明确提出“防止发生系统性金融风险是金融工作的根本任务”;《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》也明确提出要“实施金融安全战略, 建立健全金融风险的预防、预警、处置和问责体系”。家庭作为经济运行的基本单元, 对维护金融体系的稳定运行具有最直接的作用。因此, 保障家庭层面的金融安全意义重大。然而, 近年来持续上升的家庭债务规模放大了中国家庭的金融风险, 加大了家庭陷入财务脆弱状态的可能性; 同时, 由于中国医疗保障体系仍存在明显缺口, 导致低收入家庭面临着因病致贫风险, 进而加剧了家庭的财务脆弱性。这意味着, 家庭健康风险的存在直接影响到家庭的经济决策和财务状况^[1]。健康风险导致医疗支出的增加直接影响了家庭的现金流和偿付能力, 扩大了家庭财务风险敞口。我国亟待通过有效方式降低家庭健康风险, 缓解家庭财务脆弱性。

完善的医疗卫生体制是降低家庭健康风险的有效手段。但长期以来, 中国医疗卫生资源的短缺和配置的不合理导致了明显的看病难、看病贵问题。同时, 昂贵、不合理的医疗费用不仅导致紧张的医患关系, 加剧社会基础性矛盾, 而且放大了疾病给家庭带来的负向冲击力度, 使得家庭陷入财务困境的可能性上升。一直以来, 党和政府高度重视医疗卫生这一民生大计, 在相关领域开展了诸多政策尝试与制度创新。例如, 国务院医改领导小组于 2015 年开展“综合医改”试点工作。作为一项全方位、多层次的医疗体制改革, 综合医改能有效地降低家庭面临健康风险时的非

作者简介: 逯进, 青岛大学经济学院, lujin218@163.com (山东 青岛 266071); 张倬赫, 青岛大学经济学院

预期支出，进而对家庭财务脆弱性产生影响。

基于上述背景，本文以综合医改政策的实施构建准自然实验，引入中国家庭追踪调查数据（CFPS），讨论综合医改政策对家庭财务脆弱性的作用效果与影响机制。本文可能的边际贡献有如下几点。第一，考虑到综合医改旨在解决医改过程中的深层次难题，故解析综合医改政策效果，对下一步继续深化医疗卫生体制改革具有重大推动作用。第二，现有文献大多从制度演进、政策目标、就医满意度等方面讨论综合医改政策本身的直接作用，但尚未有文献涉及家庭层面的问题。同时，为数不多的实证文献仅使用了省域宏观数据，有关综合医改政策效果的微观证据少之又少，这导致对政策的认识存在很大局限。为此本文设计了一个实验环境，引入双重差分模型全面考察综合医改政策对家庭财务脆弱性的影响，这一研究体系可以更好地观察综合医改政策的微观效应。本文为综合医改试点政策的评估提供了更基础、更直接的证据，并对认识和缓解家庭财务脆弱性提供了重要的政策借鉴。

二、文献综述

从现有研究看，如下几类因素对家庭财务脆弱性的影响受到广泛关注。首先，从金融素养看，其对降低家庭财务脆弱性发挥了重要作用。通过提高家庭成员对风险的识别、对相关金融产品和服务的理解，可以提高家庭的金融素养^[2]，这有助于避免家庭的过度负债，降低家庭出现“资不抵债”的可能性^[3]。其次，家庭人口特征也与家庭财务脆弱性存在密切关系。家庭中少儿数量越多或老年人占比越高，其教育开支或抚养费用会更高，这会增加家庭的财务压力，导致家庭面临较高的财务脆弱性^[4]。同时，户主的年龄与家庭财务脆弱性也显著相关。最新研究表明，家庭财务脆弱性与户主年龄呈U型关系^[5]。

此外，健康风险也是影响财务脆弱性的重要因素。一方面，健康风险会直接减少家庭的财富积累^[6]，削弱家庭应对风险冲击的能力；另一方面，健康风险会对家庭负债行为^[7]、家庭资产选择^[8]、劳动参与情况^[9]等方面产生影响，这些因素的变化也反映了家庭应对非预期支出能力的变化，进而导致家庭财务脆弱性产生变化。

以健康风险为出发点，进一步审视影响财务脆弱性的其他因素，医疗支出负担成为影响家庭财务脆弱性的重要条件。重大疾病的发生会引致家庭医疗支出的大幅上升，从而减少了家庭的可支配收入^[10]，加剧家庭财务脆弱性。在此情况下，如果医疗保障体系无法有效对家庭医疗负担实施兜底支持，就会进一步加剧家庭财务脆弱性。与此相反，完善的医疗保障则是降低家庭医疗支出以缓解财务脆弱性的重要手段。如新农保政策的实施显著缓解了低收入家庭财务脆弱性^[11]。因此，持续推进和完善医疗保障体系是相当重要的。

从中国医疗卫生体制改革的历程看，既有研究认为，“新医改”期间公共财政支出对医疗领域的支持力度持续增加^[12]，城乡公共卫生服务均等化水平不断提高，居民就医服务的可得性显著提升、县级医院效率得到明显改善^[13]。与此同时，公立医院、卫生院和卫生室三级联动的医疗机构布局基本实现^[14]。但部分学者认为“新医改”并未达成既定目标，“看病难、看病贵”的问题仍然存在^[15]，主要原因在于医疗、医药、医保“三医”之间缺乏有效的协同机制^{[16][17]}，故需要政府统筹全局，各级医疗机构协调配合，建立更为全面系统的改革体系。

为此中国开始了“综合医改”的政策试点。近几年的研究发现，综合医改提高了居民就医满意度和医疗水平认可度，有效降低了居民的医疗负担^[18]。但来自江苏、山东的实践发现，综合医改减少了医疗机构人员的经费，导致对医务人员的激励下降，对医疗服务发展水平没有显著的正面效应^[17]。同时，综合医改政策虽然缓解了“看病难”和“看病贵”的问题、扩大了全科医生的

数量、提高了基层医疗服务的可及性,但基层医疗机构的服务效率仍然没有改善^[19]。

通过文献梳理可知,目前影响家庭财务脆弱性的研究主要聚焦于金融素养、家庭人口特征等家庭内部因素方面,有关外部政策冲击影响的研究并不多见。同时,关注综合医改试点政策的文献很少见,且尚未涉及对家庭经济行为的研究。为此,本文尝试从家庭层面讨论政策因素对家庭财务脆弱性的影响机理,进而对综合医改试点政策的得失做出有效评估。

三、政策背景与研究假说

(一) 政策背景

1985年,国务院提出“放宽政策、简政放权”的医疗卫生领域的发展总思路。由此,中国医疗体制市场化改革正式启动。随后,中国的医疗供给实现了初步的增量扩张和质量提升。然而,随着市场化改革的逐步推进,医疗过度市场化倾向开始显现,整体医疗费用持续攀升,群众的就医负担不断加重,医患关系长期紧张。

为解决改革中出现的问题,2009年4月,中共中央、国务院正式发布《关于深化医药卫生体制改革的意见》,拉开了新一轮医疗卫生体制改革(简称“新医改”)的序幕。2009年至2014年间,全民医保制度基本建立,基本药物制度运行良好,分级诊疗制度建设有序推进。基层医疗机构年均就诊人数从35.7亿增长至43.6亿,新农合参保率从94.0%上升至98.9%。

不过更受关注的问题是,在这期间门诊病人均医药费用从152元上涨至220元^①。这说明,虽然新医改的目标和方向都值得肯定,但从实践情况看,新医改并未有效解决“看病难、看病贵”的问题^[15]。为进一步探索解决新医改进程中各种深层次体制机制问题,国务院医改领导小组决定开展“综合医改”试点。2015年,江苏、安徽、福建、青海四省率先开展试点;2016年又新增浙江、上海、湖南、四川、重庆、陕西和宁夏七个省(市、自治区)。试点期间,各地迅速响应,因地制宜展开探索,形成了一批现实可行的经验和模式。

(二) 研究假说

根据可持续生计理论,家庭拥有的生计资本(金融资本、人力资本、社会资本、物质资本和自然资本)是家庭抵御风险冲击,稳定财务状态的基础。疾病等健康风险带来的非预期医疗费用支出、身体机能受损以及主观心态的变化,将导致家庭生计资本的减少,进而增加家庭财务脆弱性;而完善的医疗卫生体制不仅能够减弱疾病对家庭财务的负向冲击,还能改善居民健康状况,降低家庭未来遭受疾病冲击的可能性^[20]。从中国的实践看,综合医改作为医疗卫生体制的重要政策创新,可以有效应对健康风险给家庭带来的负向影响,进而有助于缓解家庭财务脆弱性。但这一政策的作用效果如何实现?对此做出如下解析。

1. 医疗负担渠道。Lusardi等^[4]提出的非预期支出理论反映了家庭遭受不确定性冲击时可能面临的风险损失。当家庭无力承担风险损失时,家庭就会陷入财务脆弱状态。健康风险导致的医疗支出就具有这种不确定性。家庭成员健康状况恶化可能使得家庭面临更多的非预期医疗支出^[21],同时家庭流动性资产减少,加剧了风险冲击对家庭福利的影响,进而增加了家庭财务脆弱性。这意味着,一旦能通过政策保障有效应对健康风险冲击,则家庭的财务脆弱性会显著下降。

从实践看,综合医改政策实施前,医疗机构药品招标采购机制并不完善,“以药补医”导致的药价虚高较为普遍,医生滥用药方牟利现象频发;同时医疗保险体系多轨并行,保障能力受到削弱,这均导致了中国家庭的医疗负担持续加重。综合医改政策实施后,首先,职能部门积极引导

① 数据来自《2009年我国卫生事业发展统计公报》《2014年我国卫生和计划生育事业发展统计公报》。

分级诊疗制度建设,整合区、镇、村医疗机构力量,由公立医院牵头组成紧密型县域医共体,强化基层“健康守门人”职能,利用差异化报销标准引导居民于基层首诊,医疗可得性和便利性显著提升,一定程度上释放了家庭就医需求,有助于将重疾风险“扼杀于摇篮之中”,降低家庭遭受重疾冲击的可能性。其次,全面推进药品零加成改革,落实药品和医用耗材集中带量采购政策,通过财政补偿等措施逐步消除“以药补医”,规范药品流通秩序,挤掉药品和医用耗材虚高的价格水分,有效降低居民就医过程中的总医疗费用,特别是药品费用,从而减轻家庭医疗负担。此外,进一步统筹城乡居民基本医保制度,减少各医疗保险体系之间的差距,加强了医保基金的“共济”能力,当遭受重症、急症时,相比于过去因无力负担高昂费用导致陷入财务困境,家庭将更倾向于通过住院行为来获取医保基金的支持,减轻家庭医疗负担。同时,扩大医保报销目录范围、按疾病诊断相关分组付费(DRG)、逐步降低城乡居民大病保险起付线等方式,将医保综合报销比例进一步提升至70%左右^①,切实降低了医疗费用中的自费比例,进一步减轻家庭医疗负担。医疗负担的减轻意味着家庭面对健康冲击时的非预期支出减少,使得家庭因突发疾病而面临财务困境的概率降低,家庭陷入财务脆弱性的可能性下降。基于此,本文提出研究假设1如下。

H1:综合医改政策通过降低家庭的医疗负担来缓解家庭财务脆弱性。

2. 劳动参与渠道。一般认为良好的健康状况是保持稳定、持续、高质量劳动供给的重要条件。一方面,健康冲击会显著降低劳动者进入工作岗位的概率^[22]。从劳动供给理论的思想看,家庭患慢性疾病成员闲暇时间的边际效用更高,这会促使他们选择更多的闲暇而非劳动,从而导致家庭可支配收入下降。而健康状况的改善可以有效提升其劳动参与率,减少劳动力的退出^[23],并通过增加劳动时间而提高收入。另一方面,健康状况不仅会影响自身的就业水平,还会对整个家庭的就业率产生冲击。劳动者在患病期间丧失劳动能力,其家庭成员会因照顾和看护病人而造成时间损失。相关研究表明,与无照料责任的女性相比,照料老人显著降低了家庭中女性的劳动参与率^[24]。健康需求模型认为,健康状况对生产时间变动的边际报酬是递减的,这意味着,在健康状况得到同样改善时,高财务脆弱性家庭可以释放出更多的劳动时间。据此可以推测形成如下逻辑:综合医改政策的实施能够通过提高家庭就医的可得性、便利性以及加强日常对疾病的预防,有效改善居民健康水平,进而提升了财务脆弱性较高家庭的劳动参与率,使得家庭可支配收入增加,家庭面临非预期支出时的应对能力提高,从而缓解家庭财务脆弱性。基于此,本文提出研究假设2如下。

H2:综合医改政策通过提高家庭劳动参与率来影响家庭财务脆弱性。

3. 风险参与渠道。风险态度是人们应对风险做出金融决策时所持有的冒险态度,在很大程度上决定了家庭资产配置的选择。前景理论认为,风险厌恶家庭在遇到重大突发事件时由于自身存在明显的资产配置不合理现象,从而缺乏应对风险的能力,其陷入财务困境的可能性更高;而风险偏好的家庭能够客观看待其所面临的风险,能更加合理地配置资产,提高家庭应对非预期支出的能力^[25]。在家庭进行决策时,对当前身体状况和未来健康变化的把握,形成了对未来医疗支出的预期,进而会影响决策者的风险态度。健康风险高的家庭承担金融风险能力较差,在投资决策时往往表现出风险厌恶的特征,倾向于持有过多低风险资产。在综合医改政策实施后,居民健康状况得到改善,家庭面临的健康风险降低,从而在一定程度上改变家庭风险态度,使得家庭能够承担更多的金融风险,并期望能够通过参与金融市场以获得风险溢价,提升家庭财富水平,从而提高家庭的风险应对能力。基于此,本文提出研究假设3如下。

H3:综合医改政策通过改变家庭风险态度来影响家庭财务脆弱性。

① 数据来源于国家医保局。

四、研究设计

(一) 模型设定与变量选择

本文将综合医改政策作为自然实验条件, 设定了如下回归方程:

$$HFF_{pit} = \alpha_0 + \beta_1 did_{pit} + \delta_{pit} X_{pit} + \lambda_i + \gamma_t + \theta_p + \epsilon_{pit} \quad (1)$$

其中, p 表示省份, i 表示家庭, t 表示年份, HFF_{pit} 表示省份 p 中的家庭 i 在 t 年的财务脆弱性。 did_{pit} 为核心解释变量, $did = time \times treated$, 其中 $time$ 为时间虚拟变量, $time = 1$ 表示年份 t 在试点开始之后; 否则 $time = 0$ 。 $treated$ 为个体虚拟变量, $treated = 1$ 表示家庭 i 属于实验组, 否则 $treated = 0$ 。 X_{pit} 为控制变量, λ_i 为个体固定效应, γ_t 为时间固定效应, θ_p 为省份固定效应, ϵ_{pit} 为误差项。

被解释变量 HFF_{pit} 为家庭财务脆弱性。借鉴李波等^[26]的做法, 本文引入“财务保证金”(Financial Margin, FM), 将其界定为家庭在满足支付之后的资金剩余。当家庭面临不确定性冲击时, 家庭需要同时负担日常支出和非预期的支付。在不确定性冲击下的家庭财务脆弱性 HFF_{pit} 由非预期的“财务保证金” FM_{pit}^u 决定。当 $FM_{pit}^u < 0$ 时, 家庭存在财务脆弱性, 即:

$$\Pr(HFF_{pit} = 1) = \Pr(FM_{pit}^u < 0) \quad (2)$$

其中, 非预期的“财务保证金” $FM_{pit}^u = FM_{pit}^A + LA_{pit} - UE_{pit}$, 由三部分构成。第一部分 FM_{pit}^A 为家庭日常生活的预期“财务保证金”, 是家庭在满足日常支出后的资金剩余, 表示为 $FM_{pit}^A = Y_{pit} - EE_{pit}$, 其中, Y_{pit} 表示家庭总收入; EE_{pit} 表示家庭的日常支出。第二部分 LA_{pit} 是家庭易变现资产, 为家庭存款和现金之和。第三部分 UE_{pit} 为非预期支出, 在本文中设定为家庭医疗支出。

考虑到影响家庭财务脆弱性的因素众多, 为减少遗漏变量导致模型估计偏误, 参考相关研究^{[19][27][28]}, 本文引入以下三类控制变量: (1) 个人特征变量: 家庭财务控制者的性别、年龄、年龄平方、受教育程度、婚姻状况; (2) 家庭特征变量: 家庭人口规模、家庭总支出、家庭总资产、家庭总负债、老人赡养率、少儿抚养率、商业医疗保险; (3) 省份特征变量: 省域人口规模、经济发展水平、产业发展水平等。具体定义如表1所示。

表1 变量定义与赋值

变量类型	中文名称	英文名称	变量赋值
被解释变量	家庭财务脆弱性	<i>HFF</i>	当家庭处于财务脆弱状态=1; 家庭未处于财务脆弱状态=0
核心解释变量	政策虚拟变量	<i>did</i>	实施综合医改政策=1; 未实施综合医改政策=0
控制变量	性别	<i>gender</i>	财务控制者的性别, 男性=1, 女性=0
	年龄	<i>age</i>	财务控制人的年龄
	年龄平方	<i>age2</i>	财务控制人年龄的平方
	受教育程度	<i>education</i>	财务控制人文化程度, 分别赋值: 文盲/半文盲=1; 小学=2; 初中=3; 高中/中专/技校/职高=4; 大专=5; 大学本科=6; 硕士=7; 博士=8
	婚姻状况	<i>marriage</i>	已婚=1; 其他=0
	家庭人口规模	<i>familysize</i>	家庭人口数量

续表 1

变量类型	中文名称	英文名称	变量赋值
	家庭总支出	<i>expense</i>	家庭总支出的自然对数
	家庭总资产	<i>asset</i>	家庭总资产的自然对数
	家庭总负债	<i>debt</i>	家庭总负债加一后的自然对数
	老人赡养率	<i>old</i>	60岁以上老年人口数量/家庭规模
	少儿抚养率	<i>young</i>	16岁以下子女数量/家庭规模
	商业医疗保险	<i>insurance</i>	家庭持有商业医疗保险=1； 家庭未持有商业医疗保险=0
	省域人口规模	<i>population</i>	各省份常住人口的自然对数
	经济发展水平	<i>PGDP</i>	省份人均地区生产总值的自然对数
	产业发展水平	<i>israte</i>	各省份第二、三产业增加值占地区生产总值的比例

（二）数据来源与样本选择

本文引入中国家庭追踪调查（China Family Panel Survey, CFPS）2010至2020年的调查数据进行研究^①。需要说明的是，综合医改政策于2015、2016年公布了两批试点名单^②，考虑到CFPS数据均为偶数年份发布，加之政策效果存在时滞性，故将两批试点合并，均视为2016年实施。

同时，本文对样本进行如下处理：（1）剔除变量存在明显异常的样本；（2）删除数据严重缺失的样本；（3）为避免极端值影响，对连续变量进行5%缩尾处理。经上述处理后，本文最终保留44 787条“家庭-年份”样本，描述性统计结果如表2所示。

表2 描述性统计

变量名称	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
家庭财务脆弱性	44 787	0.40	0.49	0.00	1.00
政策虚拟变量	44 787	0.10	0.30	0.00	1.00
性别	44 787	0.52	0.50	0.00	1.00
年龄	44 787	51.75	13.45	16.00	94.00
年龄平方	44 787	2 859.00	1 423.00	256.00	8 836.00
受教育程度	44 787	2.00	1.45	1.00	9.00
婚姻状况	44 787	0.87	0.34	0.00	1.00
家庭人口规模	44 787	3.80	1.82	1.00	26.00
家庭总支出	44 787	10.46	0.98	2.30	15.46
家庭总资产	44 787	12.11	1.53	0.00	18.20
家庭总负债	44 787	2.18	4.13	0.00	15.94
老人赡养率	44 787	0.29	0.35	0.00	1.00
少儿抚养率	44 787	0.05	0.13	0.00	1.00
商业医疗保险	44 787	0.03	0.17	0.00	1.00
省域人口规模	44 787	8.54	0.54	7.17	9.44
经济发展水平	44 787	10.65	0.48	9.46	12.01
产业发展水平	44 787	0.47	0.08	0.32	0.84

① 特别感谢北京大学给予的限制性数据支持！

② 试点名单来源于《国务院深化医药卫生体制改革领导小组关于在江苏等省开展综合医改试点的函》《国务院深化医药卫生体制改革领导小组关于增加上海等7省（区、市）开展综合医改试点的函》。

五、实证分析

(一) 基准回归

本文的所有回归均控制了个体、省份和年份固定效应, 同时在个体层面进行聚类。表3报告了

表3 基准回归结果

变量	HFF				
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
<i>did</i>	-0.024 1** (0.011)	-0.026 4** (0.011)	-0.028 3*** (0.010)	-0.028 3** (0.011)	-0.028 4*** (0.010)
<i>gender</i>		-0.032 9** (0.013)			-0.037 3*** (0.012)
<i>age</i>		-0.010 9*** (0.002)			-0.007 1*** (0.002)
<i>age2</i>		0.000 1*** (0.000)			0.000 1*** (0.000)
<i>education</i>		0.001 0 (0.003)			-0.001 4 (0.002)
<i>marriage</i>		0.035 3** (0.015)			0.040 4*** (0.014)
<i>familysize</i>			-0.032 6*** (0.002)		-0.035 1*** (0.003)
<i>expense</i>			0.247 2*** (0.004)		0.249 8*** (0.004)
<i>asset</i>			-0.071 9*** (0.003)		-0.071 8*** (0.003)
<i>debt</i>			0.007 8*** (0.001)		0.008 0*** (0.001)
<i>old</i>			0.021 5** (0.011)		0.008 0 (0.001)
<i>young</i>			-0.015 4 (0.023)		-0.016 6 (0.023)
<i>insurance</i>			-0.037 2*** (0.013)		-0.037 2*** (0.013)
<i>population</i>				-0.196 3** (0.095)	-0.298 6*** (0.088)
<i>PGDP</i>				0.072 2 (0.045)	-0.011 2 (0.042)
<i>israte</i>				-0.344 6* (0.178)	-0.603 5*** (0.163)
<i>Constant</i>				1.338 9 (0.983)	1.483 7 (0.910)
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	44 787	44 787	44 787	44 787	44 787
<i>R-squared</i>	0.007	0.008	0.152	0.007	0.154

注: 括号内数值为聚类标准误, **、*、*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著, 后表同。

式(1)的回归结果。模型1中没有加入任何控制变量,模型2、3、4分别单独加入个人、家庭和省份三个层面的控制变量,模型5同时加入了个人、家庭与省份层面控制变量。这五类模型的政策变量系数均至少在5%水平上显著为负。这意味着综合医改政策的实施确实会缓解家庭的财务脆弱性。

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势检验。本文以事件分析法检验平行趋势。各期平均处理效应的点估计和区间估计结果如图1所示,结果表明在政策实施前,处理组与对照组不存在显著性差异,满足平行趋势。

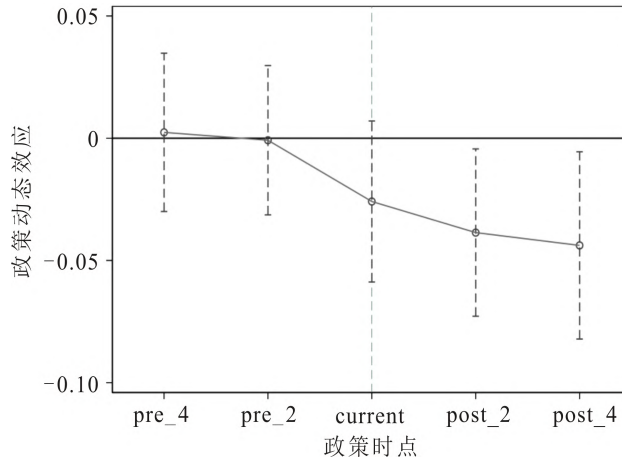


图1 平行趋势检验结果^①

2. 安慰剂检验。本文构造了两种安慰剂检验。首先通过构造伪时间虚拟变量进行第一个安慰剂检验。依次将综合医改政策的实施时间提前2年、4年构造伪时间虚拟变量,分别以 Did^{-2} 和 Did^{-4} 表示,并基于公式(1)进行回归。结果如表4所示。政策变量 Did^{-i} ($i=2, 4$)的系数估计值都未通过显著性检验,表明综合医改政策的确缓解了家庭财务脆弱性,基准回归的结论是可靠的。其次,从样本家庭中随机选取伪处理组 *Treated*, 并随机选取伪政策时间 *Time*, 而后构建安慰剂检验交互项 $DID = Treated \times Time$ 以替换式(1)中的 *did*, 并且对上述过程重复500次以避免其他小概率事件对估计结果的干扰,图2汇报了500次伪交互项系数核密度及其对应P值的分布。由图2可知,伪交互项系数集中分布在零附近且服从正态分布,明显偏离真实回归系数,且绝大部分P值大于0.1,并不显著。表明基准回归结果是可信的。

表4 安慰剂回归结果

变量	HFF	
	模型1	模型2
Did^{-2}	-0.0633 (0.191)	
Did^{-4}		-0.0073 (0.013)
Constant	0.4569*** (0.130)	0.4212*** (0.116)
控制变量	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes
Observations	44 787	44 787
R-squared	0.010	0.007

3. 倾向得分匹配。考虑到综合医改政策的试点地区在选择上具有一定的主观性,试点地区和非试点地区的家庭可能本身存在明显差异。为解决样本的选择性偏差问题,本文使用PSM方法对样

^① 注:其中pre表示研究期内综合医改政策实施前的各年份,post表示综合医改政策实施后的各年份,current表示综合医改政策实施当年。

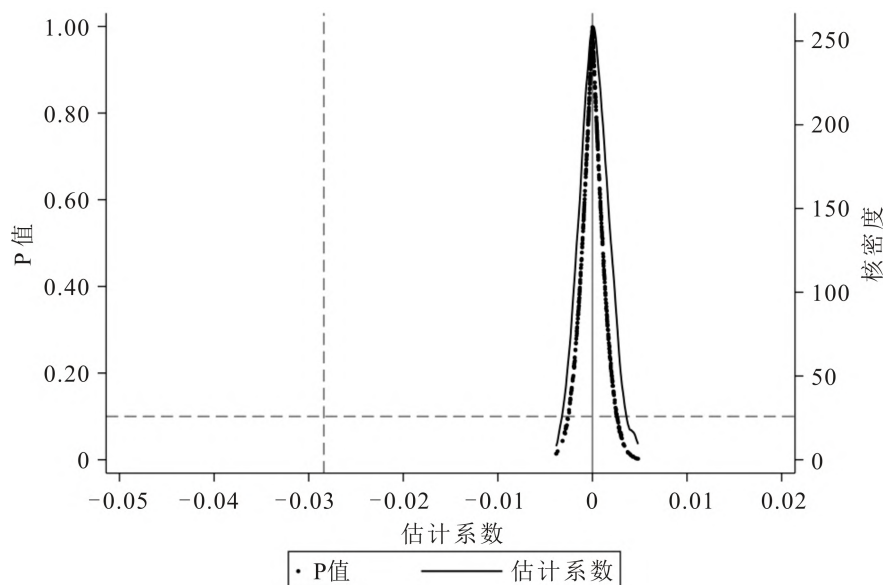


图2 安慰剂检验

本进行配对。图3描述了对样本进行最近相邻匹配后的结果。结果表明匹配效果比较理想,可较好地解决样本自选择问题所引起的估计偏差。进一步,使用满足共同支撑假设的样本进行回归,由表5模型1可知政策变量系数方向和大小与基准回归接近,从而进一步支撑了本文结论。

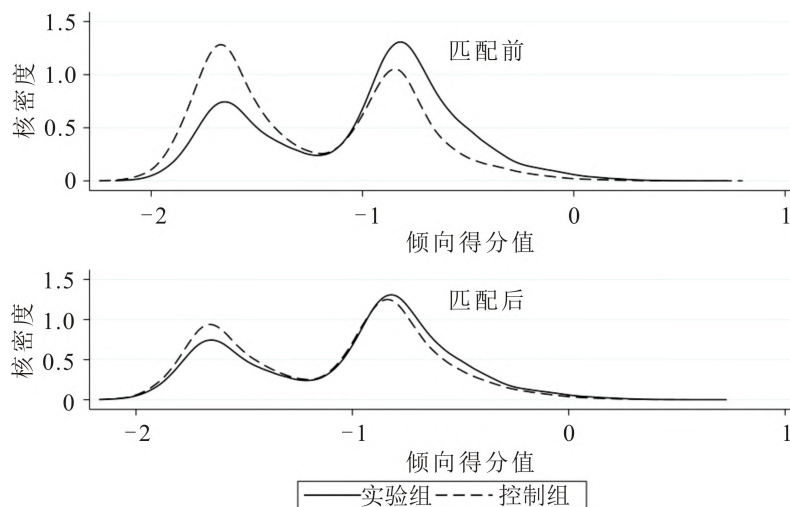


图3 倾向得分值密度函数图

4. 排除政策干扰。实施综合医改政策的时期,正是我国全方位深化医疗体制改革的阶段,此时期的公立医院改革政策旨在推动公立医院改革,提高医疗服务质量,降低患者医疗负担。考虑到本文研究可能会受到该政策的影响,从而高估了综合医改的政策效应,为此借鉴张宽等^[29]的研究,引入了公立医院改革^①(PHR)这一政策虚拟变量,对其进行控制,检验结果见表5模型2,在考虑到公立医院改革的影响后,所得结果与基准回归基本一致,证明了基准回归是稳健的。

① 根据《关于确定公立医院改革国家联系试点城市及有关工作的通知》《关于确定第二批公立医院改革国家联系试点城市及有关工作的通知》《关于确定第三批公立医院改革国家联系试点城市及有关工作的通知》《关于确定第四批公立医院改革国家联系试点城市及有关工作的通知》识别实施公立医院改革的的城市名单。

5. 替换被解释变量。本文根据岳崑等^[27]的研究, 将家庭财务脆弱性 (*Fragility*) 定义为“收入 \geq 预期支出, 流动性资产 $<$ 医疗支出”, 根据式 (1) 重新进行回归, 结果见表 5 模型 3。结果显示, 在更换被解释变量后, 综合医改政策确实显著缓解了家庭财务脆弱性, 与基准回归的研究结果一致。证明基准回归结果依然稳健。

(三) 异质性分析

1. 城乡差异。我国传统城乡二元化结构使得城乡之间存在医疗资源分布不均等、医疗服务不平等诸多问题, 尽可能缓解上述问题是综合医改的目标之一。因此, 从城乡两个层面观察综合医改的政策效应, 有助于摸清政策实践效果。为此本文将研究样本划分为城乡两个子样本分别进行回归, 结果见表 6 模型 1、2。综合医改政策均显著缓解了城镇和农村的家庭财务脆弱性, 且对城镇样本缓解作用更强。可能的原因在于, 农村家庭对医疗服务的需求价格弹性往往高于城镇家庭, 且其就医决策受到医疗补贴的影响较大^[30]。因此, 在医疗服务价格下降和医疗补贴增加时, 农村家庭反而会释放更多的医疗需求, 导致医疗支出占收入的比重相对更高, 这在一定程度上可能增加农村家庭的财务负担。

表 5 稳健性检验结果

变量	HFF		Fragility
	模型 1	模型 2	模型 3
<i>did</i>	-0.024 3** (0.010)	-0.028 2*** (0.011)	-0.026 4** (0.011)
<i>PHR</i>		0.0079 (0.010)	
<i>Constant</i>	1.405 8 (0.917)	1.353 6 (0.916)	-0.045 4 (0.160)
控制变量	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	44 734	44 787	44 787
<i>R-squared</i>	0.150	0.151	0.099

为城乡两个子样本分别进行回归, 结果见表 6 模型 1、2。综合医改政策均显著缓解了城镇和农村的家庭财务脆弱性, 且对城镇样本缓解作用更强。可能的原因在于, 农村家庭对医疗服务的需求价格弹性往往高于城镇家庭, 且其就医决策受到医疗补贴的影响较大^[30]。因此, 在医疗服务价格下降和医疗补贴增加时, 农村家庭反而会释放更多的医疗需求, 导致医疗支出占收入的比重相对更高, 这在一定程度上可能增加农村家庭的财务负担。

表 6 综合医改政策对家庭财务脆弱性影响的异质性检验结果

变量	HFF					
	农村 模型 1	城镇 模型 2	无老年人 模型 3	有老年人 模型 4	高风险 模型 5	低风险 模型 6
<i>did</i>	-0.024 4* (0.015)	-0.036 3*** (0.014)	-0.030 9* (0.018)	-0.046 3*** (0.015)	-0.059 8*** (0.016)	-0.034 5** (0.017)
<i>Constant</i>	1.125 7*** (0.025)	0.785 8*** (0.129)	0.502 7*** (0.137)	0.528 7*** (0.205)	0.352 3** (0.139)	-0.143 4 (0.156)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	23 128	21 551	20 974	23 813	22 279	22 393
<i>R-squared</i>	0.383	0.077	0.034	0.005	0.179	0.079
经验 <i>p</i> 值	0.040 0**		0.040 0**		0.021 0**	

2. 老龄化程度差异。持续加深的老龄化水平正全面重塑我国人口年龄结构, 并给家庭的人口抚养形成现实压力, 其中老龄人口的医疗保障成为众多家庭的显性负担。因而家庭是否存在老龄人口, 可能会导致综合医改政策对不同家庭的影响存在显著差异。为此, 本文根据家庭中是否有 60 岁^①以上老龄人口对家庭进行分组回归, 结果见表 6 模型 3、4。结果表明综合医改政策的实施对

① 依据《老年人权益保障法》中对老年人的界定。

两类家庭的财务脆弱性均有缓解作用, 其中对有老年人口家庭的作用更为显著。原因如下: 与青年人相比, 老年人罹患重大疾病的概率更高, 疾病治疗周期更长, 给家庭带来了医疗和照护的双重负担。高额的医疗费用叠加看护带来的机会成本导致有老龄人口家庭陷入财务困境的概率提高。而综合医改政策的实施有效支持了老年人群的医疗保障, 减轻了老龄人口家庭的医疗支出压力, 因而对缓解其财务脆弱性更有效。

3. 儿童健康风险差异。由于生理上的脆弱性、自身免疫系统发育不完善, 儿童往往是家庭中具有更高医疗需求的成员, 其就医行为将深刻影响家庭财务状况^[31]。为此, 本文根据当年家庭中少儿就医次数进行分组回归, 结果见表6模型5、6。结果表明综合医改政策的实施更能缓解儿童健康风险较高家庭的财务脆弱性。可能的原因在于, 目前我国居民医疗保险的保障力度对全年龄人群一视同仁, 儿童医疗费用报销的起付线与成人处于相同水平, 而儿童病情以常见病、流行病为主, 其花费往往无法达到起付线要求, 导致儿童就医的实际补偿水平较低。同时, 现行居民医保制度偏重保住院, 使得以高频门诊需求为主的儿童群体在医保中的实际补偿水平进一步降低^[32]。因而儿童健康风险高的家庭会面临更高的医疗负担。而综合医改的实施有效降低了家庭医疗费用, 同时对儿童参保缴费和报销待遇有政策倾斜, 间接缓解了儿童健康风险带来的负向冲击, 进而降低其对家庭财务脆弱性的边际影响。

4. 社会网络差异。中国传统文化非常看重人际关系, “一个篱笆三个桩、一个好汉三个帮”是世代交替进程中家庭社会网络的真实写照, 关系型社会形态也一直延续至今。从实践看, 社会网络作为一种非正式的社会保险制度, 可以为家庭提供更多的民间借款渠道, 有助于家庭获得信贷支持^[33], 是家庭对抗不确定性的重要途径。同时, 在医疗领域, 社会网络会导致严重的“关系型医疗”, 造成医疗体系的不公平、低效率。在这一模式下, 社会关系网络较弱的患者往往无法获取关系网络带来的就医便利、诊疗得当以及成本节约。据此可以推测, 社会网络不足的家庭, 应对不确定性的手段相对单一和乏力, 就医过程的医疗成本相对较高, 这类家庭陷入财务脆弱性的可能更高。综合医改加强了医疗管理, 构建更加公平的诊疗监督机制, 这有助于缓解“关系型医疗”造成的“看病难、看病贵”等问题, 因而这一政策对这类家庭财务脆弱性的缓解作用更强。为了验证这一猜想, 本文采用“家庭人情礼支出”来衡量家庭的社会关系网络的密集程度, 回归结果见表6(续)模型7、8。结果显示, 综合医改政策对两类家庭的财务脆弱性均具有显著的缓解作用, 但社会关系网络弱的家庭受到政策影响更大, 验证了本文的推论。

表6(续) 综合医改政策对家庭财务脆弱性影响的异质性检验结果

变量	HFF					
	社会网络弱 模型7	社会网络强 模型8	不使用互联网 模型9	使用互联网 模型10	信任度低 模型11	信任度高 模型12
<i>did</i>	-0.0514*** (0.019)	-0.0425*** (0.016)	-0.0388* (0.021)	-0.0431*** (0.014)	-0.0399** (0.018)	-0.0433** (0.018)
<i>Constant</i>	0.5122*** (0.164)	0.5864*** (0.136)	0.4919*** (0.069)	0.4609*** (0.102)	0.0606 (0.178)	0.3105** (0.158)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	25 351	19 436	16 293	28 221	18 727	17 144
<i>R-squared</i>	0.027	0.028	0.012	0.067	0.034	0.098
经验 <i>p</i> 值	0.0600*		0.0000***		0.0140**	

5. 互联网使用差异。在一些偏远地区和农村地区，互联网覆盖仍然不足，网络基础设施建设相对滞后，导致这些家庭通过互联网获得最新信息的渠道受限。这意味着综合医改政策的影响可能存在明显差别。例如，对“智慧医疗”的认知和应用能力的差异，会导致家庭医疗可达性、便利性的明显差异。为此参考相关研究^[34]，以家庭是否使用互联网衡量家庭数字鸿沟程度，以此验证综合医改政策的差异。从表6（续）模型9、10的结果看，虽然综合医改政策会显著缓解两类家庭的财务脆弱性，但对使用互联网的家庭，缓解效应更强。

6. 社会信任度差异。医患关系是一种典型的社会信任关系。医疗过程本身存在着信息不对称和高风险问题，如果面对这两大问题时，医患之间缺乏足够的信任，则会引发严重的医患对立。特别是患者对医疗机构、医生、医疗过程、医药价格形成固化的不信任心理时，会弱化医改政策的效果^[35]。例如，低信任度家庭会怀疑医生的决策，往往担心被过度医疗而产生“就医恐慌”心理，导致患者病情的延误，这可能使家庭面临更高的医疗成本，陷入更大的财务危机。为此，本文选取问卷中对陌生人的信任评分来衡量社会信任水平，并以此间接代表家庭对医疗体系的信任程度，以此检验综合医改政策实施效果的差异。回归结果如表6（续）模型11、12所示。结果显示，相比于低信任度的家庭，综合医改政策的实施更能缓解高信任度家庭的财务脆弱性。

六、机制分析

基于前文假设与实证结论，本部分将从医疗负担、劳动参与和风险态度三个角度揭示综合医改政策对家庭财务脆弱性的内在作用机制。参考江艇^[36]的研究，引入如下模型进行机制检验：

$$M_{pit} = \alpha_0 + \beta_1 did_{pit} + \delta_{pit} X_{pit} + \lambda_i + \gamma_t + \theta_p + \epsilon_{pit} \quad (3)$$

其中， M_{pit} 为衡量医疗负担、劳动参与和风险态度的机制变量，其余变量与基准模型相同。

（一）医疗负担

参考孙广亚等^[18]的研究，从家庭医疗总支出和家庭自费医疗支出两方面衡量家庭医疗负担。回归结果见表7模型1、2。从结果来看，虽然家庭医疗总支出系数显著为正，但家庭自费医疗支出系数却显著为负。这表明与未受综合医改政策影响的家庭相比，综合医改政策的实施显著降低了家庭的自费支出。这意味着，当遭遇负向的健康冲击时，需要家庭承担的非预期支出会减少，家庭陷入财务困境的可能降低，从而缓解了家庭的财务脆弱性，研究假说1得到验证。

表7 机制分析结果

变量	医疗总支出	自费医疗支出	劳动参与	风险态度
	模型1	模型2	模型3	模型4
<i>did</i>	0.045 4* (0.024)	-0.044 7*** (0.017)	0.023 0*** (0.007)	0.012 8*** (0.003)
<i>Constant</i>	-0.125 9 (0.271)	-0.094 9 (0.160)	0.875 0*** (0.060)	0.392 5*** (0.033)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	36 642	43 576	44 787	44 787
<i>R-squared</i>	0.035	0.577	0.062	0.079

(二) 劳动参与

本文以CFPS数据库中的生成变量“当前工作状态”作为衡量劳动参与的标准。由表7模型3可知,与对照组家庭相比,综合医改政策的实施显著提高了实验组家庭的劳动参与状况。这表明随着政策的实施,家庭有时间和精力更多地参与到劳动市场中,家庭的可支配收入随之增多,应对非预期支出的能力会相应增强,家庭财务脆弱性得到缓解。研究假说2得到验证。

(三) 风险态度

本文以风险性金融资产占家庭总资产的比重衡量家庭的风险态度,以检验综合医改政策的效果,回归结果如表7模型4所示。政策变量系数显著为正,说明综合医改政策显著改变了家庭风险偏好,一定程度上提高了家庭参与风险金融投资的积极性。一般而言,风险偏好型家庭更可能参与金融市场。但从中国的实际看,由于存在明显的“股市有限参与”现象,即便中国家庭的风险态度变得积极、家庭的金融资产占比不断上升,但大部分家庭仍会选择低风险、低收益的金融产品作为主要投资目标^[37]。这意味着,在综合医改政策刺激下,风险态度改变后,中国家庭对风险的承受能力会有所上升,会以更积极的态度看待风险投资,但很难在宏观经济发展减速、资本市场持续低迷的状态下大幅增加高风险投资,而是更有可能利用资产多样化分散投资风险,并保持投资收益的稳健增加。这会在一定程度上缓解了家庭财务脆弱性。研究假说3得到验证。

七、进一步思考

如上文所述,从医疗负担的机制分析看,综合医改政策降低了家庭自费医疗支出,但提高了家庭医疗总支出。这一“医疗支出悖论”有什么现实涵义?进一步延展讨论思路——家庭医疗支出又可以分为住院支出和非住院支出,如果医疗总支出提高、自费医疗支出下降,可能与是否住院而产生的家庭医疗支出变动存在密切关联,那么具体的逻辑关系是什么呢?理清这些问题,可以深入认识试点政策可能存在的不足,进一步辨析我国医疗卫生体系存在的问题。

从实践看,上述悖论意味着综合医改政策导致家庭医疗总支出的提高,可能变相提高了住院医疗的医保压力;家庭自费医疗支出下降,则可能反向激励了住院医疗倾向,这两个方面具有协同变动特征。为验证这一逻辑,本文以是否住院作为解析方案,从调查问卷中分别筛选出“家庭住院总支出”“除住院外的伤病支出”两个问题,以此分别代表家庭医疗总支出中的住院支出和非住院支出,进一步检验综合医改对这两类支出的影响。可以事先预知的是,如果综合医改对住院支出产生了明显的促进作用、对非住院支出产生了抑制,那么就很好地回应了上述思路。表8模型1、2结果表明,住院支出系数显著为正,非住院支出系数显著为负。结果与上述想法是吻合的。

从实践看,综合医改政策衍生出一种新的就医逻辑:政策提高了医保的报销比例,提升了医保的保障水平,这在一定程度上强化了医患双方对“重住院轻门诊”保障模式的依赖^[38]。显而易见的原因有两类:第一,非住院的报销比例明显低于住院报销比例,非住院的高自付比例将会带来

表8 综合医改政策对家庭医疗总支出的拓展分析

变量	住院支出	非住院支出
	模型1	模型2
<i>did</i>	0.204 9* (0.119)	-0.067 8** (0.034)
<i>Constant</i>	9.598 1*** (0.616)	-3.345 8 (5.650)
控制变量	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes
<i>Observations</i>	30 969	30 969
<i>R-squared</i>	0.031	0.249

更高的实际花费；第二，住院会获得更优质的医疗服务和全面的诊察。基于此，患者选择主动住院的概率增加，这明显导致就医过程中的“道德风险”，也是造成上述结果的原因。而从医保体系的运行特征看，这一现象往往导致医疗资源的低效占用，对真正有急、难、特、大等病种医疗需求的人群产生了负面影响，从而出现了医疗保障体系中的“挤出效应”，由此可能加剧了“看病难、看病贵”现象，并进一步滋生出“逆向选择”问题。

进一步值得深入思考的是，医疗总支出居高不下，作为医患关系中的主导方，医院的运行体制和医生的诊疗行为可能存在什么问题？

在政策实施前，医院多把药品收入视为补偿医疗成本、提高医务人员收入的主要方式。在“以药养医”模式的促动下，以“医药代表”为桥梁，医院、医药代表、制药企业形成了“利益共同体”。医生的收入与用药量、药品种类以及药品价格直接挂钩，医院和医生开贵药、多开药，吃回扣、拿红包现象普遍存在。同时，自医疗体系市场化改革以来，医院日常运营的费用也主要由医院自行承担。由于存在明显的同行竞争以及就医人数的快速增加，医疗机构的福利下降。在上述两类因素的作用下，以“创收”为主的非正式运行制度在医疗机构迅速蔓延。受此影响，医院的兜底性、公益性责任逐渐被普遍的寻租现象所侵蚀。

因此，尽管综合医改政策推出“药品集中采购”“药品零差率销售”等多项措施，压缩药品“水分”，医疗人员收受回扣的空间逐渐被压缩，但在“创收”意图的推动下，医院和相关企业之间依然是“上有政策，下有对策”。比如，某些药企为规避监管，以“赞助科研经费”“赞助学术会议”等名义和医院及医生“套近乎”，“租金”巧妙地以赞助费、专家讲课费、培训费等形式搅动着医疗体系的运转。再比如，部分医疗机构出现了另一类明显的寻租现象——“以诊养医”和“以疗养医”。例如“提高医疗服务单价”“手术室7天24小时运行”“使用非集中采购器械”“转诊就医时各机构检查结果不互认”等。这在无形中进一步增加了医保和个人的额外负担，强化了医疗机构的寻利意愿，损害了基础性医保的公益性。图4、图5表明，十年来我国医保支出仍呈上升趋势，财政负担逐步加重，居民医疗总支出也并未得到明显改善。

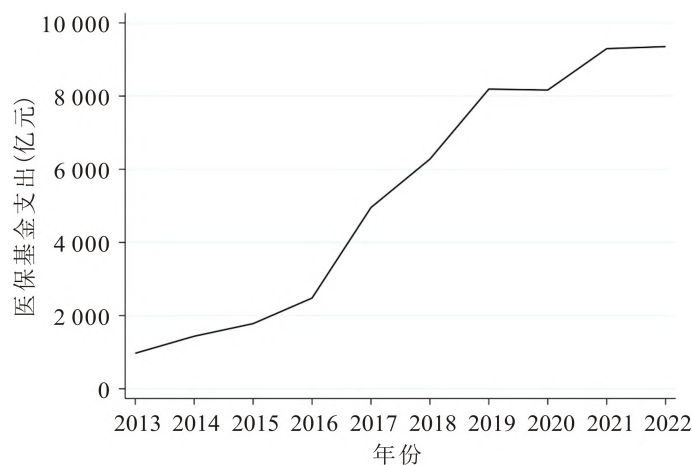


图4 2013—2022年国家医保基金支出情况

数据来源：国家医疗保障局2013—2022统计数据。

综上，虽然综合医改政策取得了显著成效，特别是降低了家庭自费医疗支出，但医疗体系从“以药养医”到“以疗养医”现象的蔓延，仍无法杜绝“道德风险”和“逆向选择”的冲击，并加剧了医疗体系的“寻租”。由此不仅导致了宝贵的医疗资源配置的偏差，挤压了真正需要医疗照护

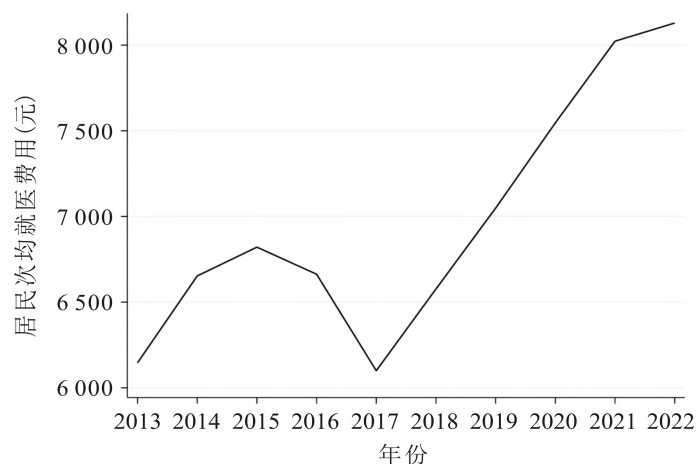


图5 2013—2022年居民次均就医费用情况

数据来源:国家医疗保障局2013—2022统计数据。

人群的医疗空间,还削弱了我国医疗卫生体制的效率和公平性。

八、结论与建议

(一) 结论

本文基于2010—2020年中国家庭追踪调查数据,将综合医改政策视作一项准自然实验,利用双重差分方法检验了综合医改政策对家庭财务脆弱性的影响及其作用机制。研究发现,综合医改政策的实施显著缓解了家庭财务脆弱性,经过多种稳健性检验后结果依然成立。异质性分析表明,政策对家庭财务脆弱性的缓解作用在城镇家庭、有老年人的家庭、儿童健康风险高的家庭、社会网络弱的家庭、使用互联网的家庭和社会信任度高的家庭中表现更加明显。机制分析发现,综合医改政策通过降低家庭医疗负担、提升家庭劳动参与和改变家庭风险态度等途径缓解家庭财务脆弱性。进一步研究发现,综合医改方案存在道德风险和逆向选择隐患,由此加剧了医疗体系的“寻租”问题,这不仅导致医疗资源使用效率低下,还加重了医保体系的负担,阻碍着医疗体系的高效有序运转,最终不利于医疗保障体系的可持续发展。

(二) 政策建议

基于本文的研究结论,提出以下几点建议。

第一,推广试点地区积累的有益经验,为广大非试点地区提供政策参考;同时要稳步推进政策深水区的制度创新,并根据试点地区的反馈在政策改革方案上做出优化。

第二,密切关注弱势群体,在保证整体保障水平有效的前提下,各项政策可以向农村家庭、老龄人口家庭等弱势群体倾斜,减轻其家庭医疗负担;加大对社区医疗机构的投入,通过建设和完善社区医疗网络,鼓励在社区层面提供更有效的医疗咨询和健康管理服务,通过健康教育、疾病预防等措施,引导家庭进行健康管理,降低疾病发生的风险。

第三,借助互联网为主的信息渠道加强政策宣传,使得家庭能够及时准确了解综合医改的各类优惠政策,提升人们对政策的了解和重视程度。

第四,完善相关法律体系,从法律层面保证医疗资源的合理利用;严厉打击利用医改政策挤兑和浪费医疗资源的不法行为;强化对医疗保障体系的监管力度,规范医患行为,提高医保基金的利用效率。

第五,开展医疗行业全领域、全链条、全覆盖的系统治理,紧盯领导干部和关键岗位人员,坚持受贿行贿一起查,破除医院逐利机制。由政府牵头,促进“三医”联动的实现,将医保收入、财政投入等所有卫生方面的费用集中起来,直接支付医院的运行费用和医护人员的工资,避免创收带来的医疗腐败,从而更好地保障家庭的经济稳定和人民的健康福祉,推动健康中国的建设迈上新的台阶。

参考文献

- [1] 何兴强,史卫.健康风险与城镇居民家庭消费[J].经济研究,2014(5).
- [2] Anderloni, L., E. Bacchiocchi, D. Vandone. Household financial vulnerability: An empirical analysis[J]. *Research in Economics*, 2012(3).
- [3] 刘波,王修华,胡宗义.金融素养是否降低了家庭金融脆弱性?[J].南方经济,2020(10).
- [4] Lusardi, A., D. J. Schneider, P. Tufano. *Financially Fragile Households: Evidence and Implications* [R]. National Bureau of Economic Research, 2011.
- [5] 陈池波,龚政.数字普惠金融能缓解农村家庭金融脆弱性吗?[J].中南财经政法大学学报,2021(4).
- [6] Berkowitz, M. K., J. P. Qiu. A further look at household portfolio choice and health status[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2006(4).
- [7] 陈斌开,李涛.中国城镇居民家庭资产——负债现状与成因研究[J].经济研究,2011(S1).
- [8] 吴卫星,荣苹果,徐芊.健康与家庭资产选择[J].经济研究,2011(S1).
- [9] 廖宇航.健康风险冲击对劳动参与的影响——一个反事实的因果分析[J].人口与经济,2019(4).
- [10] Gertler, P., J. Gruber. Insuring consumption against illness[J]. *The American Economic Review*, 2002(1).
- [11] 王建英,何冰,毕洁颖.新农保与农村低收入家庭贫困脆弱性——基于精准扶贫背景和不同贫困标准[J].经济理论与经济管理,2022(3).
- [12] 杨欢,吕承超.“新医改”十年:中国医疗卫生服务效率的区域差异、动态演进及影响因素研究[J].中国管理科学,2023(2).
- [13] 王小万,崔月颖,冯芮华,等.县级医院效率特征及变动研究[J].中国卫生政策研究,2015(6).
- [14] 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).
- [15] 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).
- [16] 胡善联.中国医改的焦点、难点和痛点[J].卫生经济研究,2015(12).
- [17] 王晓燕.综合医改政策效应评估[J].现代经济探讨,2019(7).
- [18] 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(9).
- [19] 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).
- [20] 杨磊.医疗卫生政策与健康不平等——兼对西方新古典自由主义思潮的批判[J].福建论坛(人文社会科学版),2021(4).
- [21] 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).
- [22] 廖宇航,张琪.个人现金卫生支出比率的主成分分析[J].中国卫生经济,2017(5).
- [23] Zucchelli, E., A. M. Jones, N. Rice, et al. The effects of health shocks on labour market exits: Evidence from the HILDA survey[J]. *Australian Journal of Labour Economics*, 2010(2).
- [24] 陈璐,范红丽.家庭老年照料会降低女性劳动参与率吗?——基于两阶段残差介入法的实证分析[J].人口研究,2016(3).
- [25] 李凤,罗建东,路晓蒙,等.中国家庭资产状况、变动趋势及其影响因素[J].管理世界,2016(2).
- [26] 李波,朱太辉.债务杠杆、财务脆弱性与家庭异质性消费行为[J].金融研究,2022(3).

- [27]岳崴,王雄,张强.健康风险、医疗保险与家庭财务脆弱性[J].中国工业经济,2021(10).
- [28]尹志超,李青蔚,张诚.金融知识与家庭财务脆弱性——基于中国家庭金融调查数据的实证研究[J].财经问题研究,2023(2).
- [29]张宽,雷卓骏,李后建.市场准入管制与企业全要素生产率:来自负面清单的证据[J].世界经济,2023(5).
- [30]邹国昊,张颖.大病保险缩小医疗负担城乡差距了吗[J].现代经济探讨,2023(2).
- [31]辛艳姣,项莉.农村地区儿童住院服务需求与医疗保障水平分析——以湖北省仙桃市为例[J].中国卫生政策研究,2017(2).
- [32]喻月慧,李珍.中国儿童健康保障现状、问题及三医协同治理策略[J].社会保障研究,2023(3).
- [33]杨汝岱,陈斌开,朱诗娥.基于社会网络视角的农户民间借贷需求行为研究[J].经济研究,2011(11).
- [34]何宗樾,张勋,万广华.数字金融、数字鸿沟与多维贫困[J].统计研究,2020(10).
- [35]李佳,杨燕绥.“新农保”制度信任机制构建的社会治理研究[J].社会保障研究,2018(1).
- [36]江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(5).
- [37]伍再华,谢北辰,郭新华.借贷约束、金融素养与中国家庭股票市场“有限参与”之谜[J].现代财经(天津财经大学学报),2017(12).
- [38]李珊珊,陈在余.医疗保险对我国老年人就医行为的影响——基于门诊和住院行为的比较分析[J].中国卫生事业管理,2022(11).

The Impact of Comprehensive Healthcare System Reform on the Financial Fragility of Chinese Households

LU Jin, ZHANG Zhuo-he

Abstract: As an important component of background risk, health risk can cause significant financial vulnerability to the general household. The medical system, as an important social security foundation, can provide critical health protection for families, thereby effectively alleviating their financial vulnerability. Using data from the China Household Tracking Survey (CFPS) from 2010 to 2020, this paper constructs a quasi natural experimental research system, and uses the double difference method to test the impact characteristics and mechanism of comprehensive healthcare reform policies on household financial vulnerability. Research has found that the implementation of comprehensive healthcare reform policies has significantly alleviated the financial vulnerability of households, and this effect is more pronounced in urban households, households with the elderly, households with high risk of children's health, households with strong social networks, households using the Internet, and households with high social trust. Meanwhile, comprehensive healthcare reform policies can alleviate family financial fragility through three ways: reducing family medical burden, increasing family labor participation, and changing family risk attitudes. The paper provides a new perspective for evaluating the effectiveness of comprehensive healthcare reform policies, providing important policy insights for further deepening healthcare system reform at the micro level.

Key words: medical system; health risks; comprehensive medical reform; household financial fragility

(责任编辑 孙 洁)