

# 综合医疗改革是否促进了家庭消费？ ——基于准自然实验的证据

逯进, 王为

(青岛大学经济学院, 山东 青岛 266061)

**摘要:**综合医改是深化我国医疗卫生体制改革的主要方向,文章基于2010—2020年中国家庭追踪调查数据,以综合医改试点政策的实施作为准自然实验,采用双重差分法实证检验了综合医改对家庭消费的影响及其作用机制。研究发现,综合医改显著促进了中国家庭的消费支出,并且这一效应对于高社会信任度家庭、中低收入家庭、高社会联系度家庭、有老龄人口的家庭、以互联网为信息渠道的家庭和农村家庭的作用更明显。机制分析表明,综合医改主要是通过降低家庭预防性储蓄、改善家庭健康状况和缓解家庭医疗负担来促进家庭消费。研究认为,政府应利用多种手段加强政策宣传,在提高政策灵活性基础上进一步深入推进综合医改试点,通过完善相关法律法规以约束可能存在的“道德风险”和“逆向选择”问题,并持续加大对弱势群体的医疗帮扶。文章为深入评估综合医改试点政策效果及其微观机制提供了证据,对继续深化医疗卫生体制改革提供了新的思路,并对刺激消费和增加内需提供了政策参考。

**关键词:**综合医改;家庭消费;预防性储蓄;健康状况;医疗负担

**中图分类号:**F241.4 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2024)05-0093-15

**DOI:**10.16538/j.cnki.jfe.20231214.402

## 一、引言

消费是中国经济增长的主要动力,其为缓解就业压力、引导产业结构升级、支撑经济转型等提供了重要的基础性支持。2021年政府工作报告以及《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》都明确提出,要深入实施扩大内需战略,增强消费对经济发展的基础性作用。近年来,面对复杂多变的国际形势,我国决定构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局。其中以国内大循环为主体,通过扩大内需来发挥我国市场规模的优势也是刺激基础性消费行之有效的途径。

一般而言,提高居民收入以及增强其边际消费倾向是刺激消费的两类重要方式(雷理湘和胡浩,2015;刘雯,2018):一方面,提高居民收入水平,缩小居民间收入差距是提高消费总需求的有效举措(杨汝岱和朱诗娥,2007;杨天宇和朱诗娥,2007);另一方面,居民的边际消费倾向则是连接居民收入与消费的“桥梁”,高边际消费倾向对消费具有促进作用(许兰壮等,2023)。近年来,我国居民的收入水平和消费能力虽然逐渐提高,但是整体消费增速明显变慢(陈昌盛等,2021),居民的平均消费率和边际消费倾向都较低,呈现长期下行趋势(陈斌开等,2010;雷

收稿日期:2023-07-29

作者简介:逯进(1974—),男,甘肃兰州人,青岛大学经济学院教授;

王为(2000—)(通讯作者),男,山东济宁人,青岛大学经济学院硕士研究生。

潇雨和龚六堂, 2014)。因而我国需要通过有效方式来支撑居民消费, 以释放潜在的经济增长动力, 保证我国经济平稳发展。

除此之外, 健康风险也是影响消费的一个重要因素 (Islam 和 Maitra, 2012), 健康风险会直接冲击家庭的财富水平, 并进一步影响消费 (Berkowitz 和 Qiu, 2006)。而完善的医疗卫生体制有利于应对健康风险冲击, 减少“因病致贫”的情况, 提高全社会消费预期 (白重恩等, 2012; 臧文斌等, 2012; Zhao, 2019; 黄家林等, 2022)。从长远看, 通过增加人民健康水平以提高有效劳动数量和质量将是我国推进经济高质量发展的一大重要任务。但长期以来, 医疗卫生领域可能存在资源短缺、配置不合理等问题, 而医疗费用可能给中国家庭造成一定的财务负担。这或许也会造成比较紧张的医患关系和抑制中国居民的消费能力 (Wilcox, 1989; Gertler 和 Gruber, 2002)。

因此, 近年来我国高度重视医疗卫生和社会保障等民生问题, 并不断尝试全面推进医疗卫生体制改革。从新一轮深化医药卫生体制改革 (简称“新医改”) 到综合医疗改革 (简称“综合医改”), 其核心目标都聚焦于解决这些问题。具体来看, 新医改是大规模、多层次、多阶段的改革, 鼓励各级地方政府试行各种改革方案并积累经验。有研究发现, 自 2009 年新医改政策实施后, 全国医疗卫生总费用快速增长, 公共财政支出对医疗领域的支持力度持续加大 (杨欢和吕承超, 2023), 居民卫生健康服务的可及性显著提高, 县级医院效率得到改善 (王小万等, 2015), 公立医院、卫生院和卫生室三级医疗机构布局基本实现 (赵黎, 2019)。不过有部分研究认为, 新医改的政策方向虽正确, 但阶段性目标并未实现 (房莉杰, 2016), 原因主要在于医保、医疗、医药方面的改革未能协调推进 (李玲, 2014; 王晓燕, 2019), 故政府和各医疗单位需要深度合作, 以建立协调高效的医改体系。而综合医改强调“三医联动”, 将新医改推向了更深、更具体的层次, 改变了以往以县市为医改“试验田”的方法, 不但深化了医改主攻方向, 也为进一步在更大范围获取医改新突破而积累经验。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, 扩大了全科医生的数量, 提高了基层医疗服务的可及性 (孙广亚等, 2021; 王朝才和查梓琰, 2021)。但是基于江苏、山东的研究发现, 在综合医改试点实施后, 试点地区的医疗服务水平并未得到提高 (王晓燕, 2019), 基层医疗机构的服务效率也未得到改善 (王朝才和查梓琰, 2021)。

基于上述背景, 本文聚焦于综合医改的政策, 引入中国家庭追踪调查数据 (CFPS), 全面评估了综合医改对家庭消费的政策效应。研究发现: 第一, 综合医改政策显著促进了试点地区家庭的消费, 经过一系列稳健性检验后该结论仍然成立; 第二, 机制分析表明, 综合医改试点政策主要通过降低家庭预防性储蓄、改善家庭健康状况和缓解家庭医疗负担等渠道促进家庭消费; 第三, 异质性分析表明, 对于高社会信任度家庭、中低收入家庭、社会交互程度高的家庭、有老龄人口的家庭、以互联网为信息渠道的家庭和农村家庭, 综合医改对其家庭消费的促进效应更强; 第四, 拓展分析发现, 当前综合医改方案易导致“道德风险”与“逆向选择”问题, 而自利动机导致的额外成本最终被转移至财政支付上, 这阻碍了医疗保障体系进一步发展。

本文的边际贡献有两个方面: 一方面, 目前对医改政策的评估主要集中于新医改在医疗卫生领域的影响, 而系统考查综合医改效应的研究并不多见。考虑到综合医改旨在解决新医改过程中的深层次难题, 故研究综合医改政策效果, 对下一步继续深化医疗卫生体制改革具有重大推动作用。另一方面, 既有文献较多关注综合医改政策本身的直接效应, 如医疗支出、就医满意度和医疗水平认可度等, 但较少有文献涉及家庭层面的问题。而考察综合医改对家庭消费的影响效应及作用机制具有现实意义和政策价值。当前, 我国正加快构建双循环发展格局, 将对综合医改的研究拓展到家庭层面, 不仅为政策效应的评估提供了更基础、更直接的证据, 也有助于从更广阔的视角审视医改政策, 从而对刺激消费和增加内需有重要政策借鉴意义。

本文余下主要内容为:第二部分为政策背景、理论分析及假设;第三部分为研究设计;第四部分是实证分析;第五部分是对影响渠道的拓展分析;第六部分是结论和政策性建议。

## 二、理论分析与研究假设

### (一)政策背景

改革开放初期,为提供更好的全民医疗服务,我国医疗体制开始市场化改革,医疗供给质量得到提升。但在这一过程中政府财政补助持续减少,医疗卫生费用上升可能加重了群众的就医负担。为了解决改革中出现的这些问题,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》出台,新一轮深化医药卫生体制改革(简称“新医改”)正式启动,以“加快推进基本医疗保障制度建设”和“初步建立国家基本药物制度”等为主要改革方向,加大在医疗卫生领域的资金投入与政策支持力度,着力解决广大人民群众“看病难”和“看病贵”问题。自新医改实施以来,各地职能部门与医疗机构通力配合,在各方共同努力下新医改取得了一定成果,初步搭建起医改的整体框架。

为进一步探索解决新医改进程中各种深层次问题,强化改革力度,并形成可推广、可复制的新经验,2015年国务院医改领导小组推出了综合医改政策,并确定江苏、福建、安徽、青海为全国首批试点省份。2016年,又在上海、浙江、湖南、重庆、四川、陕西和宁夏进行第二批试点。各试点省份(区、市)迅速响应,并开展积极有益的探索,依据国家颁布的政策为导向,基于新医改过程中积累的经验,因地制宜地推出多项精准有益措施。在试点过程中,各省份充分发挥了探索示范作用,形成了一批值得推广的经验和方法,加快了整体医疗卫生体系的改革。

### (二)理论解析与研究假设

总体来看,新医改政策以降低医疗开支、缓和医患关系为目的,以增加广大人民群众的福利为根本目标。这一政策的推进已产生了一系列深刻的影响,新医改政策加大了公共财政支出对医疗领域的支持力度,提高了卫生健康服务的可及性,改善了医院效率(王小万等,2015;赵黎,2019)。而综合医改是新医改的深入与延续,各试点地区在新医改政策的基础上进一步推进医疗、医保、医药的“三医”联动,且各政府职能部门与医疗单位深度合作,在医疗服务、医保支付方式、药品集中采购等方面通力配合,如推行药品零加成改革、提高大病医疗保险费用报销比例、建立公立医疗机构采购联盟降低采购成本等,这不仅大大加强了改革的联动性,而且能够从医疗流程的根源上缓解居民支出压力,很大程度上增加了居民消费信心,由此提高了居民家庭消费水平。因此,本文提出如下假设:

假设1:综合医改政策的实施有效提高了家庭的消费水平。

受生育政策、适应性预期和传统观念等多重因素影响,中国家庭的储蓄率长期保持在高位,由此影响了消费意愿,而消费意愿直接影响着家庭消费。普遍存在的低消费意愿明显抑制社会消费,很难支撑较大的市场规模,并抑制了人们对产品质量的更高追求,最终减弱了整体的消费强度。因此,一直以来如何有序降低储蓄率成为宏观经济中的重要议题。从预防性储蓄理论视角看,如果家庭面临的疾病风险或社会保障不确定性增加,则会增加家庭医疗支出,家庭会提前进行预防性储蓄以应对此风险,从而导致消费水平降低。而对于综合医改政策来说,其提高了基层医疗卫生服务的可及性和居民医疗卫生服务的公平性,从而有效缓解了居民面对疾病风险时的“医疗焦虑”,有助于降低家庭预防性储蓄动机。不仅如此,综合医改的另一重要目标是推动社会保障制度创新,这有助于进一步完善全民医保体系,有效缓解家庭可能面对的医疗困境,进而降低家庭的预防性储蓄(Hubbard, 1995)。

随着预防性储蓄的降低,家庭的真实预算约束也会下降,可支配收入会增加。这将有助于

消费倾向的提高,从而直接增加家庭消费。同时,家庭消费倾向的提高有助于持续释放社会消费潜力,从而推动市场规模的扩大和产品质量的提升,进而提高居民消费满意程度,有利于消费结构升级,最终间接提高家庭消费水平。因此,提出以下假设:

假设2:综合医改政策的实施有效降低了家庭预防性储蓄,从而提高了家庭消费水平。

研究表明,健康水平下降会导致收入获取能力下降,进而降低了个体消费(刘李华和孙早,2022)。此趋势正成为阻碍中国居民消费的重要原因。这意味着强化医疗保障以应对健康冲击,这是促进家庭消费的关键途径。此思路与综合医改政策有着共同的特点:一方面,从健康投资看,依据格罗斯曼的健康需求模型,健康是一种重要的资本,其投资与跨期积累受健康资本折旧率制约(苗艳青和陈文晶,2010)。而综合医改政策健全了医疗保障体制,提高了基本医疗卫生服务的可及性与公平性,从而可以有效地降低健康资本折旧率,促进健康投资与积累。另一方面,从健康的外部影响因素看,完善的医疗设施和高素质的医疗工作者能够提升家庭健康状况。因此,如果能有效协调上述两方面的动力,则会增加更优质的医疗卫生资源的配给,从而改善个体的健康状况。

健康状况的改善会产生两类消费递增效应:一方面,从消费能力来看,其会增加劳动者的生产效率。健康的劳动者拥有更强的收入获取能力,并对消费产生直接影响。另一方面,从消费意愿来看,个体的健康状况对其主观幸福感有着显著的促进作用。如果家庭成员保持良好的健康状况,则会增强家庭总体幸福感。而幸福感更高的家庭保持着相对乐观的经济预期,其消费意愿和消费强度也相对更高。基于此,提出以下假设:

假设3:综合医改政策的实施有助于家庭健康状况的改善,从而提高了家庭消费水平。

按照直接收入假说,收入中用于健康消费数额的不同会导致健康差异(陈士勇和张龙,2022)。由于家庭医疗支出可能会“挤占”用于健康方面的消费,从而不利于家庭成员身体素质的提高。故缓解家庭医疗支出负担是促进消费的有效政策。从实践来看,在综合医改政策实施前,中国医疗机构药品招标采购机制还未完善,医院的药品利润空间大,同时医疗保险体系“多轨并行”,保障能力可能较弱,这或许会增加中国家庭的医疗负担(方敏和吴少龙,2017;王晓燕,2019;王朝才和查梓琰,2021)。在综合医改政策实施后,相关部门逐步将医疗服务定价权交给市场,全面推进药品零加成改革,并通过财政补偿等措施消除“以药补医”等问题。同时,统筹城乡居民基本医保制度缩小了不同医保制度间的保障差异,加强医保基金的“共济”能力,稳定医疗保险参保率,持续优化医保体系,由此推进了“提效降费”工作有序展开,有效地缓解了家庭的医疗负担。

家庭医疗负担的有效缓解意味着家庭非医疗消费方面的支出弹性增强,进而推动了家庭消费的扩大。同时,医疗负担的减轻可以有效弱化家庭对于未来医疗支出风险的预期,这会增加家庭在当期消费的可能性。因此,提出以下假设:

假设4:综合医改政策的实施有助于减轻家庭的医疗负担,从而提高了家庭消费水平。

### 三、研究设计

#### (一)样本选择与数据来源

本文采用了中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies)2010—2020年的调查数据,<sup>①</sup>并以中国家庭为研究对象。根据国家卫生健康委员会发布的《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》及《国务院深化医药卫生体制改革领导小组关

<sup>①</sup> 特别感谢北京大学中国社会科学调查中心的数据支持。

于增加上海等7省(区、市)开展综合医改试点的函》，识别实施综合医改的试点地区。

2015年1月，国务院医改领导小组选定江苏、安徽、福建和青海作为综合医改首批试点。2016年5月，又将上海、浙江、湖南、重庆、四川、陕西、宁夏新增为综合医改第二批试点。两批试点省份(区、市)都包含了东部、中部、西部三大区域的省(区、市)，具有地区代表性。本文将综合医改试点的实施作为准自然实验，将2010年、2012年和2014年视为政策实施之前的年份，将2018年和2020年视为政策实施之后年份，并且将两批共11个试点省份(区、市)的样本作为实验组，其余省份(区、市)的样本作为对照组。

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，对所需变量在5%水平上进行缩尾。经上述处理，本文得到28982个家庭和年份样本，其中实验组样本共计1873个，对照组样本27109个。

(二)模型构建与变量定义

本文应用双重差分法考察综合医改的实施对家庭消费的影响，借鉴相关文献(谢申祥和范鹏飞, 2020)，设计了如下计量模型：

$$Y_{fct} = \alpha + \beta Treat_{fct} \times After_{fct} + \phi X_{fct} + \mu_f + \delta_t + \varepsilon_{fct} \quad (1)$$

其中， $f$ 表示家庭， $c$ 表示地区， $t$ 表示年份， $Y_{fct}$ 表示 $c$ 地区的第 $f$ 个家庭在 $t$ 年的消费； $Treat_{fct} \times After_{fct}$ 为双重差分交互项， $Treat_{fct}=1$ 表示家庭属于实验组， $Treat_{fct}=0$ 则表示该家庭为对照组； $After_{fct}$ 为分期虚拟变量， $After_{fct}=1$ 表示年份 $t$ 在试点改革开始之后， $After_{fct}=0$ 表示年份 $t$ 在试点改革开始之前； $\beta$ 为本文关注的政策效应系数；控制变量为 $X_{fct}$ ； $\mu_f$ 表示家庭固定效应， $\delta_t$ 表示时间固定效应， $\varepsilon_{fct}$ 为随机误差项。

被解释变量为家庭消费。CFPS数据库中的居民家庭消费性支出( $pce$ )可以有效衡量家庭消费水平。本文对 $pce$ 取对数处理，将 $\ln pce$ 作为家庭消费的代理变量。解释变量为双重差分交互项( $Treat \times After$ )。依据相关理论及文献，本文引入家庭总收入( $\ln totalincome$ )、家庭恒久性收入( $\ln yjsr$ )、家庭保险支出( $\ln insurance$ )、家庭净资产( $\ln totalasset$ )、家庭金融负债( $\ln findebt$ )、家庭人口规模( $familysize$ )、家庭少儿数( $young$ )、家庭老人数( $old$ )以及家庭财务回答人(家庭财务决策者)年龄( $age$ )、性别( $gender$ )、婚姻状况( $marriage$ )作为控制变量。其中，本文对家庭净资产、家庭永久性收入、家庭商业保险支出、家庭金融负债和家庭总收入取对数处理。变量定义及其关键属性的定义见表1。

表1 变量说明

变量类型	变量名	变量英文名	定义
被解释变量	家庭消费性支出	$\ln pce$	家庭消费性支出加总
核心解释变量	政策差分	$Treat \times After$	是否受到政策影响
控制变量	家庭总收入	$\ln totalincome$	家庭各种收入加总
	家庭恒久性收入	$\ln yjsr$	家庭恒久收入
	家庭保险支出	$\ln insurance$	家庭购买保险的支出总和
	家庭净资产	$\ln totalasset$	家庭各种资产加总
	家庭金融负债	$\ln findebt$	家庭各种金融负债总和
	家庭人口规模	$familysize$	家庭总人口数
	家庭少儿数	$young$	家庭抚养的少儿数
	家庭老人数	$old$	家庭抚养的老人数
	年龄	$age$	财务回答人年龄
	性别	$gender$	财务回答人性别
婚姻	$marriage$	财务回答人婚姻状况	

## 四、实证分析

### (一)描述性统计

主要变量的描述性统计结果如表2所示。

表2 描述性统计

变量名	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>lnpce</i>	28982	10.258	0.875	7.240	12.318
<i>lnexpense</i>	28982	10.429	0.905	7.301	12.820
<i>age</i>	28982	51.888	13.105	16	84
<i>gender</i>	28982	0.530	0.499	0	1
<i>marriage</i>	28982	0.887	0.316	0	1
<i>lntotalincome</i>	28982	10.332	1.238	5.484	12.761
<i>lnysr</i>	28982	10.724	1.054	7.719	12.873
<i>lninsurance</i>	28982	3.701	3.274	0	12.206
<i>lntotalasset</i>	28982	11.961	1.691	4.861	16.245
<i>lnfindebt</i>	28982	3.094	4.823	0	15.483
<i>familysize</i>	28982	3.792	1.729	1	15
<i>young</i>	28982	0.498	0.762	0	7
<i>old</i>	28982	0.886	0.981	0	6

### (二)平行趋势检验<sup>①</sup>

满足平行趋势要求是使用双重差分模型进行实证分析的一个基本前提。从结果来看,在综合医改政策实施之前,试点地区与非试点地区的家庭消费不存在显著差异,而在政策实施之后,试点地区与非试点地区的家庭消费出现显著差异,结果满足平行趋势要求。

### (三)基准回归

表3为综合医改政策对家庭消费影响的回归结果。列(1)没有添加控制变量,列(2)、列(3)分别控制了家庭和家庭财务回答人,列(4)同时控制了家庭和家庭财务回答人。回归结果表明,综合医改政策对家庭消费具有显著的促进作用,在5%的显著性水平下显著,假设1得以验证。

表3 基准回归结果

	(1) <i>lnpce</i>	(2) <i>lnpce</i>	(3) <i>lnpce</i>	(4) <i>lnpce</i>
<i>Treat</i> × <i>After</i>	0.077*** (3.97)	0.044** (2.39)	0.072*** (3.72)	0.041** (2.23)
<i>gender</i>			0.040** (1.99)	0.018 (0.96)
<i>age</i>			-0.010*** (-10.07)	-0.006*** (-7.26)
<i>marriage</i>			0.228*** (9.92)	0.127*** (5.77)
<i>familysize</i>		0.094*** (22.66)		0.091*** (21.79)
<i>young</i>		-0.056*** (-5.94)		-0.056*** (-5.95)

① 限于篇幅,图表分析省略,读者若是感兴趣可向作者索取。

续表 3 基准回归结果

	(1)lnpce	(2)lnpce	(3)lnpce	(4)lnpce
<i>old</i>		0.004 (0.72)		0.005 (0.86)
<i>lntotalincome</i>		0.088*** (17.66)		0.088*** (17.56)
<i>lnyjsr</i>		0.017*** (18.94)		0.017*** (18.55)
<i>insurance</i>		0.023*** (16.25)		0.023*** (15.94)
<i>lntotalasset</i>		0.046*** (13.94)		0.045*** (13.68)
<i>lnfindebt</i>		-0.003 (-0.47)		-0.003 (-0.44)
<i>Constant</i>	9.792*** (1411.62)	8.009*** (106.50)	10.041*** (199.70)	8.239*** (91.84)
固定效应	家庭、时间	家庭、时间	家庭、时间	家庭、时间
<i>N</i>	28982	28982	28982	28982
<i>R-squared</i>	0.267	0.342	0.274	0.344

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平，括号内为估计系数对应的*t*值，下表同。

(四)机制分析

1. 预防性储蓄

本文构建如下模型来检验综合医改政策对家庭预防性储蓄的影响：

$$yfcx_{fct} = \alpha + \beta Treat_{fct} \times After_{fct} + \phi X_{fct} + \mu_f + \delta_t + \varepsilon_{fct} \quad (2)$$

其中， $yfcx_{fct}$ 表示*c*地区的家庭*f*在*t*年的预防性储蓄。这里将家庭保有的现金、活期存款和定期存款之和占家庭金融资产的比值作为预防性储蓄的代理变量(易行健等, 2023)，该比值越接近1，则说明家庭预防性储蓄的比重越大。由表4列(1)可知， $Treat \times After$ 系数 $\beta$ 的估计值显著为负，并在5%的显著性水平下显著，这说明与对照组家庭相比，综合医改的实施显著抑制了实验组家庭的预防性储蓄，即综合医改可以通过降低预防性储蓄来提高家庭消费，从而验证了假设2。

表 4 机制检验结果

	(1)yfcx	(2)healthz	(3)lnyl	(4)lnzf
<i>Treat</i> × <i>After</i>	-0.026** (-2.03)	0.067** (2.12)	0.336* (1.90)	-0.239* (-1.75)
<i>Constant</i>	1.032*** (6.87)	2.653*** (7.84)	14.965*** (2.76)	6.140*** (115.27)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	家庭、时间	家庭、时间	家庭、时间	家庭、时间
<i>N</i>	16845	21358	21358	15364
<i>R-squared</i>	0.036	0.010	0.066	0.033

2. 健康状况

本文构建如下模型来检验综合医改试点政策对家庭健康状况的影响：

$$healthz_{fct} = \alpha + \beta Treat_{fct} \times After_{fct} + \phi X_{fct} + \mu_f + \delta_t + \varepsilon_{fct} \quad (3)$$

其中,  $healthz_{fct}$  表示  $c$  地区的家庭  $f$  在  $t$  年的健康状况, 此数值越高则说明该家庭总体的健康状况越好。参考何兴强和史卫(2014)的研究方法, 将自评健康得分作为健康状况的判断依据。具体来说, 本文将个人数据库中“您认为自己的健康状况如何”变量加总到家庭层面并取均值, 将其作为家庭健康状况的代理变量。由表 4 列(2)可知,  $Treat \times After$  系数  $\beta$  的估计值显著为正, 并在 5% 的显著性水平下显著, 表明与对照组家庭相比, 综合医改政策的实施显著提高了实验组家庭的健康状况。这意味着综合医改政策的实施通过改善家庭健康状况来提高家庭消费, 验证了假设 3。

### 3. 医疗负担

医疗负担一般指患者在医疗卫生服务消费过程中直接支付的费用, 一般包括检查费用、药物费用、门诊费用、住院费用等(王增文等, 2022)。各个家庭的支付能力和享受的医疗保障的不同导致医疗负担存在差异。本文从家庭总医疗支出和家庭自费医疗支出两方面衡量家庭医疗负担。其中, 将个人数据库中“医疗总花费”加总到家庭单元, 得到家庭总医疗支出。无论是门诊还是住院治疗, 医疗支出中可能仍有部分金额是需要个人承担的, 因此家庭自费医疗支出也是衡量家庭医疗负担的重要因素。因此, 本文将个人数据库中“医疗费用自付花费”加总到家庭单元, 从而得到家庭自费医疗支出, 将加总的家庭总医疗和家庭自费医疗分别作为家庭医疗负担的代理变量来检验综合医改对医疗负担的影响。本文构建了以下计量模型:

$$yl_{fct} = \alpha + \beta Treat_{fct} \times After_{fct} + \phi X_{fct} + \mu_f + \delta_t + \varepsilon_{fct} \quad (4)$$

$$zf_{fct} = \alpha + \beta Treat_{fct} \times After_{fct} + \phi X_{fct} + \mu_f + \delta_t + \varepsilon_{fct} \quad (5)$$

其中,  $yl_{fct}$  是  $c$  地区的家庭  $f$  在  $t$  年的总医疗支出,  $zf_{fct}$  是  $c$  地区的家庭  $f$  在  $t$  年的自费医疗支出。由表 4 中列(3)、(4)可知, 虽然列(3)的回归结果中  $Treat \times After$  系数  $\beta$  的估计值显著为正, 但是在列(4)的回归结果中,  $Treat \times After$  系数  $\beta$  的估计值却显著为负, 均在 10% 的显著性水平下显著。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虽提高了受影响家庭的总医疗支出, 但由家庭承担的自费医疗支出是显著下降的。这个结果支持了本文的推断, 即综合医改政策的实施能够有效地缓解家庭医疗负担, 这会维持或者提高家庭消费水平, 从而验证了假设 4。

### (五) 稳健性检验<sup>①</sup>

#### 1. 安慰剂检验

为了排除其他不可观测因素的干扰, 本文构造了两类安慰剂检验。首先, 通过构造“伪时间”虚拟变量进行第一个安慰剂检验。依次将综合医改试点政策的实施时间提前 2 年、<sup>②</sup>提前 4 年<sup>③</sup>来构造“伪时间”虚拟变量进行回归。其次, 通过随机筛选综合医改试点地区内的家庭并随机产生政策实施时间, 构造时间和家庭两个层面的随机实验来进行第二个安慰剂检验。从样本家庭中随机抽取“伪处理组”家庭, 将其余家庭设定为“伪对照组”, 然后针对“伪处理”组随机选取政策实施时间, 构建安慰剂检验的“伪交互项”进行回归, 上述过程重复 500 次。两次安慰剂检验的结果均表明本文基准回归的结论是稳健的。

#### 2. PSM-DID

为解决样本选择性偏差问题, 本文采用 PSM-DID 方法对样本进行配对。采用最近邻匹配

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

<sup>②</sup> 将 2010 年、2012 年设置为政策实行前, 将 2016 年、2018 年和 2020 年设置为政策实行后。

<sup>③</sup> 将 2010 年设置为政策实行前, 将 2014 年、2016 年、2018 年及 2020 年设置为政策实行后。



法，计算每个实验组和对对照组家庭的倾向得分，选取多个家庭特征变量作为配对变量，并且为实验组匹配特征最为相近的对照组。根据匹配前后实验组和对照组样本的倾向得分核密度分布图，匹配效果较为稳健。分别使用权重不为空、满足共同支撑假设的样本进行回归检验，结果表明基准回归的结果是稳健的。

### 3. 试点分批次验证

本文单独对两批试点的政策效应进行验证，分别将第一、二批试点作为实验组，并在样本中剔除另一批试点。研究表明，试点分批次验证的回归结果支持前文的结论，证明基准回归的结果是稳健的。

### 4. 排除空间溢出效应

一般而言，空间上的邻近往往会导致区域间经济社会的关联性，而这一关联性对政策的影响具有更为广泛的影响。一个比较明显的现象便是政策往往具有明显的外溢效应。在评定综合医改试点政策的效果时，应该排除这一效应的影响。因此，本文设计了如下步骤进行了检验：

首先，需要验证空间外溢效应的存在性。借鉴已有研究(唐学朋等, 2023)，本文构建如下空间溢出模型：

$$y_{fct} = \alpha + \beta near_{fct} \times Afters_{fct} + \phi X_{fct} + \mu_f + \delta_t + \varepsilon_{fct} \quad (6)$$

其中， $near_{fct}$ 为虚拟变量，若该地区与综合医改试点地区相邻，则赋值为1，否则为0，其余变量与基准模型相同。结果表明，综合医改试点政策存在空间溢出效应，即政策不仅能够提升试点地区的家庭消费，也能从试点城市辐射到邻近的非试点地区。

其次，为排除溢出效应影响，本文剔除与试点地区空间邻近地区的样本，重新进行政策效应评估。结果表明，在控制了邻近地区可能产生的空间溢出效应后，综合医改试点政策仍表现出对家庭消费的促进作用，这说明基准回归的结论是稳健的。

### 5. 替换被解释变量

本文使用家庭总支出( $lnexpense$ )替换家庭消费性支出作为家庭消费的代理变量重新回归，结果证明了前文结论，这表明基准回归结果是稳健的。

### 6. 排除其他政策干扰

在本文样本期间，国家和地方出台了一些相关的政策，考虑到家庭消费或许会受到这些政策的影响，从而高估了综合医改的政策效应。因此，参考已有研究的处理方法(张宽等, 2023; 周亚虹等, 2023)，加入医药分开( $yyfk$ )、公立医院改革( $glyy$ )、长期护理保险( $cqhlbx$ )、大病保险( $dbbx$ )、医养结合( $yyjh$ )等影响较大的政策虚拟变量。首先，单独控制各政策进行回归，然后同时控制上述政策进行回归。结果显示回归结果与基准回归结果基本一致，证明了上述政策未对本文分析产生实质性影响，基准回归结果是稳健的。

### 7. 排除重大公共卫生事件干扰

新冠疫情严重冲击了全球经济，为排除其对本文研究可能存在的干扰，本文将2020年数据剔除，并重新进行基准回归和机制检验。所得结果与前文相比并无明显区别，由此可见新冠疫情的冲击并未对本文研究产生实质性影响，本文的分析结果是可靠的。

## (六) 异质性检验<sup>①</sup>

### 1. 信任度差异

根据吉登斯的社会信任理论，社会信任与微观经济主体行为和宏观经济后果密切相关(翁

<sup>①</sup> 限于篇幅，计算结果省略，读者如有需要可向作者索取。

鸿妹和王琛, 2023), 并在社会改革的成效和社会制度的参与方面有本源性、基础性的作用(李佳和杨燕绥, 2018)。此理论认为, 综合医改政策的效果要关注受政策影响的群体对综合医改政策的信任度。

综上所述, 研究社会信任度是否会对综合医改的政策效应产生差异性影响是有必要的。本文根据 CFPS 中“喜欢信任还是怀疑别人”变量, 将家庭划分为两个样本集进行分类回归。结果显示, 综合医改政策能够显著提高信任度高的家庭的消费, 对信任度低的家庭的消费并未产生显著影响。可能的原因在于: 一方面, 人们对综合医改政策的信任意味着对改革的认同、遵循, 这能有效地提高改革的政策效应; 另一方面, 信任是制度参与的重要因素, 人们对综合医改政策信任的缺失会危及政策受众参与改革的积极性, 进而阻碍政策目标的实现(王红波和张素, 2020)。因此, 信任度的不同导致综合医改在不同家庭间产生了异质性影响。

## 2. 收入差异

我国当前可能存在收入分配的问题, 基尼系数较高, 这阻碍了消费的增长(徐亚东和张应良, 2021)。医疗保障政策是收入分配的“调节器”和社会发展的“稳定器”, 分析不同收入水平对政策效应发挥的影响, 对于缩小收入差距进而促进消费意义重大(夏会琴和林文凯, 2023)。相关研究认为, 医疗制度的改革会对居民消费产生重大影响, 其对高收入者影响较小, 相对而言, 其对中低收入者影响更大(田青和高铁梅, 2009)。据此, 本文推断综合医改的政策效应对不同收入的家庭具有异质性。

本文按照家庭收入的中位数, 将研究样本分为高收入组和中低收入组, 分别进行回归, 结果表明综合医改政策对高收入和中低收入家庭的消费均具有显著的促进作用, 并且对中低收入组的消费促进作用更强。可能的原因是, 在同等医疗支出水平下, 相对于高收入家庭, 中低收入家庭的医疗支出占收入的比重更大, 因而医疗负担相对更重。这意味着, 综合医改政策对中低收入家庭的医疗“减负”作用更强, 从而对中低收入家庭的消费促进作用也更强。

## 3. 社会联系差异

我国具有深受儒家传统文化影响的关系型社会结构(冯娟和丁宝才, 2022), 因此社会联系网络是社会资本的一种重要形式, 其深刻影响着每个家庭。社会网络不仅能够有效协助家庭应对风险, 更重要的是能够减弱预防性储蓄动机和流动性约束对居民消费活动的抑制(易行健等, 2012)。除此之外, 社会联系程度高的个人往往也更易得到好的工作机会以及更高的劳动报酬, 进而提高其消费水平(章元和陆铭, 2009)。因此可以认为, 对于社会联系程度高的家庭来说, 综合医改政策对其家庭消费的促进作用更强。

为了验证上述判断, 本文参考陈瀚斌和张浩(2023)的研究, 选取“人情礼支出”变量来衡量社会联系程度, 将人情支出高于全样本人情支出金额中位数的家庭视为高社会联系程度家庭, 将人情支出低于人情支出金额中位数的家庭视为低社会联系程度家庭。结果表明, 综合医改对高社会联系程度家庭和低社会联系程度家庭的消费均具有促进作用, 但高社会联系程度家庭受到政策影响更大。

## 4. 老龄化差异

持续加深的老龄化程度将重塑我国人口年龄结构, 并将持续对家庭的人口抚养支出形成压力。在人口高质量发展的要求下, 综合医改的一个重要目标就是应对老龄人口对医疗资源需求增加的问题。从微观层面看, 家庭老龄人口数量的差异会导致综合医改政策对不同家庭的效果存在显著差异, 从而对家庭消费产生影响。根据样本家庭中是否有 60 岁及以上的老龄人口将样本分为两组进行回归。结果显示, 无论家庭中是否有老龄人口, 综合医改政策均对家庭消费产生

了正向作用，但对有老龄人口的家庭的消费促进作用更强。从实践规律看，相较于中青年人，老年人不仅更易生病，而且病情往往更为严重，老年人患慢性病的比例也较高(刘影等, 2023)，因此老年人往往在医疗和照护两个方面有高额消费支出。这导致有老龄人口家庭的医疗支出会大幅上升，从而将抑制家庭的消费能力。而综合医改的实施有效支持了老龄人口的医疗保障，缓解了有老龄人口家庭的医疗支出压力，这将有助于维持家庭的正常消费。

#### 5. 信息渠道差异

随着信息技术不断发展，互联网会影响家庭生活方式，并在微观层面改变家庭的消费模式和投资结构(王智茂等, 2020)。本文依据“家庭中是否有人使用互联网”将样本分为以互联网为信息渠道的家庭和不以互联网为信息渠道的家庭，并进行分类检验。结果显示，综合医改政策对两种家庭的消费都具有促进效应，但是对以互联网为信息渠道家庭的影响效应更强。可能的原因在于，新闻报道以及其他信息传达活动会显著影响人们对于各种政策、议题的关注度和重要性的判断(史安斌和王沛楠, 2017)。而互联网作为主要的一类信息渠道，大量网民的参与使得综合医改政策的效果迅速传播，从而影响人们对于综合医改政策的看法，使得政策效应对不同信息渠道的家庭产生异质性。

#### 6. 城乡差异

我国城乡之间存在医疗资源不均衡、服务不平等现象(杨林和李思赞, 2016; 马超等, 2017)。尽可能缓解上述问题是综合医改政策的目标之一。因此，从城乡两个层面观察综合医改政策的差异，有助于分析政策的实践效果。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。结果表明，综合医改政策对城镇和农村家庭的消费均具有显著的促进作用，且对农村家庭消费的促进作用更强。可能的原因在于，我国农村家庭对于医疗服务的需求弹性要高于城镇家庭，农村家庭就医决策受医疗保障的影响较大(邹国昊和张颖, 2023)。因此，农村家庭在综合医改政策的强力支持下，更加积极地进行医疗决策。

### 五、拓展讨论<sup>①</sup>

前文机制分析表明，综合医改的实施虽然降低了家庭自费医疗支出，但显著提高了家庭总医疗支出。家庭总医疗支出的上升是否意味着用于医疗保障的财政支付的上升？从综合医改政策设计看，药品零加成、建立采购联盟等措施的目的都在于减轻政府和家庭在医疗卫生服务方面的支出成本。但政策推行后，家庭总医疗支出不降反升，原因又是什么？这一事实有什么实际影响？研究这些问题有助于进一步完善医疗政策体系。

从理论上说，由于家庭总医疗支出包括家庭自付部分与医保报销部分。仅是家庭总医疗支出的提高未必表明财政支付压力的增加，其也可以反映医疗卫生水平的提升以及家庭对医疗资源享有率的提升(马超等, 2021)。但是考虑上文实证结果，家庭总医疗支出在综合医改政策后显著增加，而家庭的自费医疗支出却显著下降，这可能意味着综合医改政策虽然减轻了家庭医疗负担，但是也增加了医疗保障的财政支出负担。因此，本文设计了一个实证检验，并对此进行了验证。

本文从问卷中分别筛选出两个问题，即“家庭住院总费用”和“除住院外的伤病花费”，以此分别代表家庭总医疗支出中的住院支出( $\ln zy$ )和非住院支出( $\ln fzy$ )。此外，为排除新冠疫情可能带来的干扰，按上文的处理方式剔除2020年数据再重新检验。结果显示，综合医改对住院支

<sup>①</sup> 限于篇幅，计算结果省略，读者若是感兴趣可向作者索取。

出的影响显著为正,对非住院支出的影响显著为负,并分别在1%和10%的显著性水平下显著,且新冠疫情对本文分析并未产生实质影响。这表明与对照组家庭相比,综合医改显著降低了实验组家庭的非住院支出,但却显著提高了住院支出,这似乎与政策的目标不一致,那么导致这一现实的原因是什么呢?

一方面,综合医改政策的一个主要目标是降低药品价格,这使得主要费用为药费的非住院支出得以显著下降;另一方面,医疗保障水平的改善特别是报销比例的提高会影响患者的就诊决策(赵绍阳等,2015)。基于“道德风险”理论的逻辑,综合医改政策提高了医保的报销力度和保障水平,由此可能会产生“道德风险”,即利用“小病大治”以获得更高的报销比例、更多的免费医疗检查与治疗。这使得居民为了最大限度地增加自身效用,会利用医保的报销机制而选择主动住院。与非住院医疗相比,这不仅会获得更优质的医疗服务,而且会大幅减少自费医疗支出。由此导致综合医改对住院支出和非住院支出的政策效应存在明显差异。而且这样的模式可能会导致医疗资源的无效占用,对真正有医疗需求的人群产生了影响,从而出现了医疗照护中的“逆向选择”问题,这点需要重点关注。

总体上看,虽然综合医改的确有效缓解了家庭医疗负担,但无法减少住院与非住院之间医疗保障、医保报销、医疗支付等方面存在的“道德风险”与“逆向选择”行为。这些行为不仅严重浪费了宝贵的医疗资源,挤压了真正需要医疗照护人群的医保时间和空间,还给医疗保障的财政支付带来沉重负担,严重削弱了我国医疗卫生体制的效率和公平。因此,需要结合医院体系本身进行改革,从而在医保方面设计出更有效的政策。

## 六、结论与政策建议

为分析综合医改政策的实施对家庭消费行为的影响,本文以综合医改试点政策的实施作为准自然实验,基于2010—2020年中国家庭追踪调查数据,采用双重差分方法,检验了综合医改政策对家庭消费的影响效应及其机理。

本文研究发现:首先,综合医改政策对家庭消费具有促进效应,且该效应经过一系列稳健性检验后依旧成立。其次,综合医改政策主要通过降低家庭预防性储蓄、改善家庭健康状况和缓解家庭医疗负担等渠道促进家庭消费。再次,本文基于家庭的社会信任度、收入差异、社会联系程度、有无老龄人口、信息获取渠道以及城乡差异等因素进一步考察了综合医改政策对家庭消费的异质性影响。结果发现,对于高社会信任度家庭、中低收入家庭、社会交互程度高的家庭、有老龄人口的家庭、以互联网为信息渠道的家庭以及农村家庭,综合医改政策对其家庭消费的促进效应更强。最后,研究发现,当前综合医改政策可能存在“道德风险”和“逆向选择”问题,这使得人们因自利行为而产生的额外成本转移到医疗保障的财政支出上,这给财政体系造成新的负担,阻碍医疗保障体系高效运行,最终不利于医疗保障体系的可持续发展。

基于本文的研究结论,提出以下几点建议:

第一,要重点宣传和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的制度创新,并根据试点地区的反馈在政策改革方案上进行优化。

第二,要提高试点地区政策的灵活性,综合考虑不同地区经济发展水平、地方财政收入的差异,因地制宜地调整医改政策,最大限度地发挥财政补贴的积极作用。

第三,密切关注弱势群体,在保证整体保障水平有效的前提下,综合医改的各项政策可以向农村家庭、中低收入家庭、老龄人口家庭等弱势群体倾斜,缓解其家庭医疗负担,维持家庭正常支出,并进一步释放家庭消费潜力。

第四,借助互联网为主的信息渠道加强政策宣传,使得家庭能够及时了解综合医改的各类优惠政策,提升人们对政策的重视程度,进而减少预防性储蓄,实现扩大消费的目的。

第五,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的优惠去挤兑和浪费医疗资源的“道德风险”行为。提高医疗机构门诊的医疗服务准确性,减少不必要的医疗服务供给,并且强化对医疗保障体系的监管力度,提高医保基金的利用效率。

#### 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]陈昌盛,许伟,兰宗敏,等.我国消费倾向的基本特征、发展态势与提升策略[J].管理世界,2021,(8):46-57.
- [3]陈瀚斌,张浩.经济政策不确定性与家庭风险性金融产品投资[J].经济学报,2023,(2):115-152.
- [4]陈士勇,张龙.新发展格局下收入结构异质性对居民健康消费的影响——基于城镇居民不同收入来源的比较[J].商业经济研究,2022,(20):61-64.
- [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]冯娟,丁宝才.社会网络对家庭消费的异质性影响与机制检验——基于 CFPS 数据的实证[J].商业经济研究,2022,(24):61-64.
- [8]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):34-48.
- [9]黄家林,傅虹桥,宋泽.补充医疗保险对居民消费的影响——来自城乡居民大病保险的证据[J].金融研究,2022,(10):58-76.
- [10]雷理湘,胡浩.农村居民不同收入来源的边际消费倾向实证分析——基于 1997-2013 年分省面板数据[J].消费经济,2015,(6):34-39.
- [11]雷潇雨,龚六堂.城镇化对于居民消费率的影响:理论模型与实证分析[J].经济研究,2014,(6):44-57.
- [12]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):3-12.
- [13]李玲.新医改做了什么?没做什么?[J].卫生经济研究,2014,(10):41-47.
- [14]刘李华,孙早.人口老龄化、居民健康与收入不平等[J].经济科学,2022,(5):135-149.
- [15]刘雯.收入差距、社会资本与农户消费[J].中国农村经济,2018,(6):84-100.
- [16]刘影,姜俊丞,杨萧含,等.我国中老年人慢性病状况及影响因素区域差异分析[J].现代预防医学,2023,(6):967-974.
- [17]马超,李植乐,孙转兰,等.养老金对缓解农村居民医疗负担的作用——为何补贴收入的效果好于补贴医保[J].中国工业经济,2021,(4):43-61.
- [18]苗艳青,陈文晶.空气污染和健康需求: Grossan 模型的应用[J].世界经济,2010,(6):140-160.
- [19]史安斌,王沛楠.议程设置理论与研究 50 年:溯源·演进·前景[J].新闻与传播研究,2017,(10):13-28.
- [20]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):19-33.
- [21]唐学朋,余林徽,王怡萱,等.跨境电子商务与中国家庭福利——基于家庭消费视角的实证研究[J].数量经济技术经济研究,2023,(11):137-157.
- [22]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):79-92.
- [23]王红波,张素.制度参与、行政感知与社会保障制度信任——基于 CFPS(2016)的实证分析[J].西北人口,2020,(1):13-21.

- [24]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):13-20.
- [25]王晓燕.综合医改政策效应评估[J].现代经济探讨,2019,(7):24-34.
- [26]王增文,刘庆,胡国恒.政府医疗投入与居民医疗负担——基于“补供方”与“补需方”的路径分析[J].财经研究,2022,(2):123-137.
- [27]王智茂,任碧云,王鹏.互联网信息依赖度与异质性家庭消费:金融资产配置的视角[J].管理学报,2020,(2):52-65.
- [28]翁鸿妹,王琛.多维社会信任与区域创业活跃度——基于中国家庭跟踪调查(CFPS)数据[J].地理科学进展,2023,(4):742-753.
- [29]谢申祥,范鹏飞.增值税全面转型对企业出口产品质量的影响与机理[J].财政研究,2020,(12):73-91.
- [30]许兰壮,张乐柱,伍茜蓉.数字金融释放了农村家庭消费潜力吗——基于边际消费倾向视角的机制分析[J].农业技术经济,2023,(3):37-52.
- [31]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):162-172.
- [32]杨汝岱,朱诗娥.公平与效率不可兼得吗?——基于居民边际消费倾向的研究[J].经济研究,2007,(12):46-58.
- [33]杨天宇,朱诗娥.我国居民收入水平与边际消费倾向之间“倒U”型关系研究[J].中国人民大学学报,2007,(3):49-56.
- [34]易行健,张波,杨汝岱,等.家庭社会网络与农户储蓄行为:基于中国农村的实证研究[J].管理世界,2012,(5):43-51.
- [35]易行健,张凌霜,徐舒,等.商业健康保险、预防性储蓄动机与居民消费支出——理论与经验证据[J].金融研究,2023,(4):130-148.
- [36]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.
- [37]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):152-176.
- [38]章元,陆铭.社会网络是否有助于提高农民工的工资水平?[J].管理世界,2009,(3):45-54.
- [39]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.
- [40]赵绍阳,臧文斌,尹庆双.医疗保障水平的福利效果[J].经济研究,2015,(8):130-145.
- [41]周亚虹,杨岚,姜帅帅.约束性碳减排与就业——基于企业和地区劳动力变化的考察[J].经济研究,2023,(7):104-120.
- [42]Berkowitz M K, Qiu J P. A further look at household portfolio choice and health status[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2006, 30(4): 1201-1217.
- [43]Gertler P, Gruber J. Insuring consumption against illness[J]. *American Economic Review*, 2002, 92(1): 51-70.
- [44]Hubbard R G, Skinner J, Zeldes S P. Precautionary saving and social insurance[J]. *Journal of Political Economy*, 1995, 103(2): 360-399.
- [45]Islam A, Maitra P. Health shocks and consumption smoothing in rural households: Does microcredit have a role to play?[J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2): 232-243.
- [46]Wilcox D W. Social security benefits, consumption expenditure, and the life cycle hypothesis[J]. *Journal of Political Economy*, 1989, 97(2): 288-304.
- [47]Zhao W M. Does health insurance promote people's consumption? New evidence from China[J]. *China Economic Review*, 2019, 53: 65-86.

# Does Comprehensive Medical Reform Boost Household Consumption? Evidence Based on a Quasi-natural Experiment

Lu Jin, Wang Wei

*(School of Economics, Qingdao University, Qingdao 266061, China)*

**Summary:** Consumer spending is the primary driving force behind China's economic growth. However, in recent years, there has been a lower inclination towards consumption among Chinese residents. Consequently, there is an urgent need to effectively support household consumption to unleash latent economic growth potential.

For a long time, China has faced challenges due to the scarcity and irrational allocation of medical and health resources, leading to difficulties in accessing affordable healthcare. This imposes a substantial financial burden on residents and hampers the consumption capacity of residents. In addressing these issues, the government has vigorously implemented comprehensive medical reform pilot policies.

Based on the data from 2010-2020 China Family Panel Studies, this paper takes the implementation of comprehensive medical reform pilot policies as a quasi-natural experiment and employs a DID approach to empirically test the impact of the comprehensive medical reform on household consumption. The findings indicate that the reform significantly stimulates household consumption, with more pronounced effects observed in families characterized by high social trust, medium-to-low income, high social connectivity, the presence of elderly members, reliance on the Internet as an information channel, and those residing in rural areas.

Mechanism analysis indicates that the reform primarily promotes household consumption by reducing precautionary savings, improving health conditions, and alleviating medical burden. The results suggest that the government should further deepen the comprehensive medical reform, enhance policy flexibility, and improve relevant laws and regulations to restrain moral hazard behavior and support vulnerable groups.

This paper not only offers a novel perspective for assessing the comprehensive medical reform, but also plays a catalytic role in propelling further reforms in the healthcare system. Moreover, it holds valuable insights for expanding consumption and enhancing domestic demand.

**Key words:** comprehensive medical reform; household consumption; precautionary savings; health conditions; medical burden

(责任编辑 顾 坚)