

综合医改试点缓解了 “看病难”和“看病贵”问题吗？

王朝才 查梓琰

【摘要】本文构建全民健康覆盖框架下“看病难”和“看病贵”的评价体系,在此基础上以综合医改作为一项准自然实验,采用双重差分方法探讨综合医改的效果。研究发现,一方面,综合医改试点缓解了“看病难”问题。试点改革扩大了全科医生的数量,提高了基层医疗卫生服务的可及性,但服务效率有待进一步提高。另一方面,综合医改试点缓解了“看病贵”问题。试点改革降低了卫生总费用占比和门诊药费以及药费占比,提高了门诊和住院的医疗服务费用,但同时产生了预期外的政策影响,增加了患者的门诊检查费用。扩展性分析表明,更高比例的财政补偿率以及医保覆盖率将有助于实现控费增效的改革目标。本研究为继续深化医改,实现全民健康覆盖目标提供了有益的政策启示。

【关键词】综合医改试点;财政补偿;双重差分法

【作者简介】王朝才,中国财政科学研究院研究员,博士生导师;查梓琰(通讯作者),中国财政科学研究院研究生院财政学博士研究生,电子邮箱:yzizha@126.com。

【原文出处】《财政研究》(京),2021.12.79~92

【基金项目】国家自然科学基金项目“财政收入分享、地方政府官员行为与地方公共产品供给研究”(71863001)。

一、引言与文献综述

20世纪90年代末至21世纪初,随着医疗卫生事业市场化方向改革,我国医疗卫生服务供给实现了增量扩张,促进了医疗服务行业的高速发展,同时,医疗卫生资源向大城市集中,医疗机构倾向选择“大处方”和“高价药”,“看病难、看病贵”成了较为突出的经济社会问题,人民对美好健康生活的需要与医疗卫生资源发展不平衡、不充分之间存在着矛盾(王延中和冯立果,2007)。党和政府高度重视医疗卫生事业的发展,于2009年开始新一轮深化医药卫生体制改革(简称“新医改”),重点推进五项改革,着力解决群众“看病难、看病贵”问题。党的十九大报告提出实施健康中国战略。新医改是推进健康中国战略的重要路径,梳理国内外文献,主要有两类文献与新医改密切相关。

第一类文献评估了涵盖基本医保制度、药品零加成改革、基层医疗卫生机构服务、基本公共卫生服

务均等化、公立医院公益性改革五大领域的改革效应。大量研究表明,新医改加大了公共财政对医疗卫生服务的投入力度(孟庆跃等,2019),改善了医疗卫生服务的可及性和公平性(袁蓓蓓等,2019),但是,在医疗卫生服务质量与效率(徐进等,2019)、卫生支出控制(Fang等,2019)和公众满意度(胡广宇等,2016)等方面仍然与新医改目标存在差距。李玲(2014)、王晓燕(2019)等学者认为新医改成效与改革目标之间的差距源于体制机制的障碍,即医保、医疗、医药“三医”未能形成协调推进的机制,改革合力的叠加效应未能释放。

第二类是对综合医改试点政策效果评估的文献。目前关于综合医改试点评价文献较少。陈家应等(2020)以江苏省为研究对象,通过比较改革前后医药费总额和医保住院补偿比等指标,得出居民看病负担未能有效减轻,看病向大医院集中的现象也未能有效缓解的结论。王晓燕(2019)基于2013年和

2015年综合医改试点省江苏和非试点省山东的地市级数据,采用双重差分方法检验了试点改革的政策效应,认为改革有效解决了“看病贵”问题,却没有提高医疗服务发展水平和普遍服务水平。值得强调的是,仅仅采用改革前后描述性分析研究方法和关注某个综合医改试点省份改革前后两年的情况,难以全面科学地评价改革政策效果。

现有的文献关于新医改的政策效果评估,大多数聚焦于新医改五大领域的单独政策效果评估,而对于强调“三医”联动的综合医改试点政策关注较少,尽管有学者针对个别省份评估了综合医改试点政策效果,但较少有文献全面综合评价综合医改试点政策效果。为此,本文以2015年综合医改试点政策为切入点,探讨综合医改试点政策效果。基于实证分析,本文回答以下问题:综合医改试点改革有效缓解了“看病难、看病贵”问题吗?改革中有哪些关键政策措施,它们发挥了应有的作用吗?上述问题的科学回答依赖两个重要的前提条件。

其一,研究设计能够有效评估政策的净效应。一方面是来自我国同时期其他医疗改革政策或地方性改革的干扰。我国新医改自2009年实施以来,相关政策密集出台。同时,一些地方政府改革会造成综合试点政策评价结果有偏。另一方面是试点省份的选择并不是随机的。试点省份可能具备更好的基础条件,这会影响政策评价的结果。因此,本文以2015年综合医改作为一项准自然实验,采用双重差分(Difference-in-difference)方法得到一个准确的综合医改评估结果。

其二,全面科学地评价“看病难、看病贵”问题。“看病难、看病贵”反映了医疗卫生服务的可及性和可负担性水平(王保真,2007)。目前文献针对“看病难、看病贵”问题的评价,既有开展患者满意度调查的定性研究(秦晓明等,2020),还有基于医疗卫生服务利用和灾难性卫生支出情况开展的定量研究(孟颖颖和韩俊强,2019;于新亮等,2021)。关于“看病难、看病贵”指标的衡量方式,现有的研究绝大多数采用较为单一的指标,这些指标通常仅反映“看病难、看病贵”问题的某一个维度和环节。因此,需要借助相关理论对医疗卫生服务进行全面综合评价。

21世纪初世界卫生组织提出了全民健康覆盖(UHC)的全球健康发展战略,指所有人都应当享有所需要的有质量的医疗卫生服务,并且不因利用这些服务出现经济困难(World Health Organization, 2005)。全民健康覆盖围绕着医疗卫生服务的可及性和可负担性来阐释,其目标是要实现人人享受健康。本文充分吸收全民健康覆盖的新理念和新方法,借鉴刘晓云等(2019)在全民健康覆盖框架下“看病难、看病贵”的评价研究,从绝对性和相对性两个视角,多环节对“看病难、看病贵”进行评价。

综上,本文存在三点边际贡献:第一,基于全民健康覆盖理论,构建了“看病难、看病贵”的评价体系,全面综合地评价2015年综合医改试点所有省份的政策效果。第二,基于2012–2018年多期面板数据,在满足平行趋势检验的基础上,采用双重差分模型进行因果效应分析,评估综合医改试点的政策效果。第三,扩展性分析探讨了财政补偿率以及医保覆盖率对控费增效的积极作用。由此可见,本文评价综合医改试点政策效果将有助于准确把握改革的成效与不足,具有较强的现实意义。

二、政策演进与理论假说

(一)政策演进

21世纪初,面对日益严峻的“看病难”和“看病贵”现象,国家决定建立一个广覆盖的医疗保险体系。^①2009年3月,中共中央、国务院发布《中共中央国务院关于深化医药卫生体制改革的意见》(中发[2009]6号)。新医改强化了政府财政投入的责任,落实五大主要改革举措,核心是解决群众“看病难”和“看病贵”问题。然而,由于医药卫生体制的特殊性和复杂性,“十二五”期间,新医改的总体目标未能全面如期实现,人民群众关心的“看病难、看病贵”问题仍然较为突出(房莉杰,2016)。

党的十八大以来,为了解决新医改过程中体制机制存在的深层次问题,切实减轻居民看病经济负担,降低药费占比,提高基层医疗服务质量,缓解三甲医院“就诊难”和“住院难”现象,国务院医改领导小组陆续开展了两批综合医改试点工作。第一批试点自2015年开始实施,包括江苏省、安徽省、福建省、青海省4个省份,2016年新增了第二批7个

试点省份。综合医改以群众根本利益为目标导向,通过整体配套、协同推进的改革思路,发挥“三医”改革政策的叠加效应。从改革时间进度来看,综合医改自2015年1月国务院医改领导小组发函通知,2月第一批试点省份均出台了具体的试点改革方案。^②

(二)理论假说

“看病难”的成因:一是三甲医院的优质资源整体供给不足和分布不均衡(于德志,2011);二是基层首诊制度难以落实(孙慧哲和刘永功,2017)。新医改后,政府加大了对基层医疗机构的财政投入力度。基层医疗机构的数量明显增长,其服务可及性得到明显提高。政府旨在通过建立健全的基层医疗机构服务网络缓解“看病难”问题,然而,由于医疗卫生服务提供者的能力有限和经济激励不足,导致基层医疗卫生服务质量不高,难以满足患者的就医需求,因此,患者选择去三甲医院就医,加上三甲医院供给的稀缺,供需结构性失衡现象增加了“排队等候”的时间,从而造成“看病难”。

针对“看病难”问题,综合医改试点提出了强基层,健全完善分级诊疗制度。从医疗卫生服务供需改革入手,综合运用医保、医疗、医药等方面引导措施,推动分级诊疗格局的形成。需求方改革主要是促进就医需求的合理化,充分利用医保激励作用,引导患者就诊行为。供给方改革一方面是提升基层服务能力,完善居民家庭医生制度和乡村医生服务制度,提高基层服务的便捷性;另一方面是促进优质医疗卫生资源均衡发展,建立多种形式的医疗联合体,推动优质医疗卫生资源优化整合。

假说1:综合医改试点以完善分级诊疗制度和科学规划医疗资源为抓手,强化基层服务能力,促进优质资源均衡布局,从而缓解了“看病难”问题。

“看病贵”的成因:一是“以药补医”政策和诊疗服务价格的规制(蒋文峰和王文娟,2017);二是不同医保的筹资差距较大,保障水平存在明显差异(李珍和黄万丁,2017)。医疗卫生服务具有较强的异质性,在信息方面,医生处于信息优势的一方,会产生供给诱导需求现象。而患者缺乏全面的信息,处于信息有限的一方,医疗卫生服务机构具有一定的垄断地位。面对医患间信息不对称和医院相对垄断地

位的市场失灵,政府采取价格管制的措施,制定指导价格,确定浮动范围,保证公众能够获得医疗卫生服务并负担得起医疗费用。然而针对基本医疗卫生服务收费低于成本的价格规制,医生专业服务的服务价值没能得到较好体现,医疗卫生服务费在患者的看病费用中占比较低。医生服务无法得到足够的补偿,助长了“以药补医”行为。同时,医疗保险体系建立初期,虽然增强了投保人的医疗风险保障能力,但由于患者和医疗卫生服务供给者的道德风险,造成了医疗资源的严重浪费,医疗费用总支出快速增长。多轨制并行的医疗保险体系,分割了保险的“共济”能力。医保筹资机制的不同扩大了人均筹资差距,带来了保障水平的差异。

针对“看病贵”问题,综合医改试点提出了两点重要改革举措。一是公益性,全面推进公立医院改革力度。开展市级公立医院药品零加成改革,实施政府财政补偿等措施,消除“以药补医”的不当激励行为。同时,促进医疗服务市场化定价,建立体现医生服务技术劳动价值的服务价格体系。二是全覆盖,优化医保体系。逐步增加政府投入,稳定基本医保参保率。整合城乡居民基本医保制度,缩小不同医保制度间保障差异。提升医保统筹层级,加强医保基金的“共济”能力。改革医保支付方式,规范医疗行为,实现控费增效的目标。

假说2:综合医改试点以全面推行药品零加成改革和提高医保筹资与保障水平为抓手,落实政府财政投入责任,从而缓解了“看病贵”问题。

三、研究设计

(一)识别策略

1. 识别模型

本文研究的问题是综合医改试点改革是否有效缓解了“看病难、看病贵”问题。综合医改试点的政策效应评估基于2015年试点样本,为了保证估计结果为2015年试点政策的净效应,剔除了2016年试点改革的省份和西藏自治区,2012–2018年23个省份面板数据构成了本研究的总样本。借鉴谢申祥和范鹏飞(2020)在双重差分设计上的做法,本文的计量模型设计如下:

$$y_{it} = \alpha + \beta \text{treat}_i * \text{after}_t + \varphi x_{it} + \eta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, y_{ct} 为被解释变量, 表示医疗卫生服务的可及性和可负担性。 $treat_c * after_t$ 为核心解释变量, $treat_c = 1$ 表示省份个体 c 属于综合医改试点省份, 即处理组; $treat_c = 0$ 表示该省份未参与试点改革, 即控制组。 $after_t$ 是分期虚拟变量, $after_t = 1$ 表示年份 t 在试点改革开始之后, 否则 $after_t = 0$ 。 x_{ct} 表示影响省份公共医疗卫生服务可及性和可负担性水平的控制变量。 η_c 表示省份固定效应, γ_t 表示时间固定效应, ε_{ct} 表示误差项。

2. 平行趋势假设检验模型

平行趋势假设是使用双重差分估计处置效应的关键假设。本文采用图示法观察处理组和控制组在改革前的趋势进行初步判断, 同时, 借鉴邱嘉平(2020)的做法, 通过回归模型(2)中处理组和控制组在改革前的平均差异系数 β_i^{2013} 和 β_i^{2014} 是否显著加以验证, 如果处理组和控制组在改革前的交互项系数不显著且等于零, 即说明两组之间无显著差异, 平行趋势成立。具体识别模型如下:

$$y_{ct} = \alpha + \beta_1^{2012} treat_c + \beta_1^{2013} treat_c * year_{2013} + \beta_1^{2014} treat_c * year_{2014} + \beta_2 after_t + \beta_3 treat_c * after_t + \varphi x_{ct} + \eta_c + \gamma_t + \varepsilon_{ct} \quad (2)$$

其中, 时间 t 表示改革前的 t 年 ($t = 2013, 2014$), $year_t = 1$, 否则, $year_t = 0$ 。如果省份 c 属于处理组, 并且观测值在改革前的 t 年, 则 $treat_c * year_t = 1$; 否则, $treat_c * year_t = 0$ 。 β_i^{2012} 反映了处理组和控制组在改革前 2012 年的差异(确定为基础差异), β_i^{2013} 和 β_i^{2014} 反映了改革

前 2013 年、2014 年处理组和控制组的差异相比较于 2012 年基础差异的变化, 若 $\beta_i^{2013} = \beta_i^{2014} = 0$, 则表明平行趋势假设成立。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

“看病难、看病贵”本质反映了我国医疗卫生服务的可及性和可负担性水平。基于全民健康覆盖理论, 且结合指标的可获取性, 本研究充分借鉴了刘晓云等(2019)在全民健康覆盖框架下“看病难、看病贵”的评价体系, 从多维度、多环节出发, 全面地评价试点改革对于“看病难、看病贵”问题的影响。“看病贵”分为绝对性“看病贵”和相对性“看病贵”, 前者通过微观层面居民平均每次(人)就诊的费用情况, 主要是采用门诊病人次均相关费用和住院病人人均相关费用来反映, 后者通过宏观层面卫生资源费用消耗情况, 主要是各类卫生总费用占比情况来反映。“看病难”也分为绝对性“看病难”和相对性“看病难”, 前者主要通过医疗机构的床位数和医师数来反映卫生资源的紧缺程度, 从而整体上判断医疗卫生服务的可及性水平, 后者主要通过居民基层就诊和住院的比例情况, 来反映基层医疗卫生资源配置的使用效率以及居民获得大医院和大专家服务的相对困难程度。18 项综合评价指标体系全面地量化了“看病难、看病贵”问题(见表 1)。对于“看病难”和“看病贵”四

表 1 “看病难、看病贵”指标评价体系			
问题	特征	具体指标(单位)	指标名称
看病贵	绝对性“看病贵”	1. 门诊病人次均医药费(元)	outfee
		2. 门诊病人次均药费(元)	outfee_drug
		3. 门诊病人次均检查费(元)	outfee_exam
		4. 门诊病人次均服务费(元)	outfee_ser
		5. 门诊病人次均药费占比	outfee_drugrate
		6. 住院病人人均医药费(元)	infee
		7. 住院病人人均药费(元)	infee_drug
		8. 住院病人人均检查费(元)	infee_exam
		9. 住院病人人均手术费(元)	infee_ser
		10. 住院病人人均药费占比	infee_drugrate
看病难	相对性“看病贵”	11. 卫生总费用占 GDP 之比(%)	totalex
		12. 个人卫生支出占卫生总费用之比	individualex
		13. 城镇居民医疗保健支出占总支出的比例	urbanex
	绝对性“看病难”	14. 每千人口执业医师数(人)	doctor
		15. 每千人口床位数(床)	hosbed
		16. 每万人口全科医师数(人)	generaldoctor
	相对性“看病难”	17. 基层门急诊人次占比	outrate
		18. 基层医疗机构住院率	inrate

个维度综合性指标的评价分析,回归结果表明综合医改试点改革有效缓解了“看病难”和“看病贵”问题。^③围绕综合医改对具体相关指标及其结构变动影响的研究目标,本文接下来重点实证分析18项具体指标改革前后的变化情况。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量是交互项 $treat_i \times after_i$, 关注交互项估计系数 β , 根据其符号的方向以及大小, 结合被解释变量指标反映的具体含义, 从而综合判断试点改革是否有效缓解“看病难、看病贵”问题。

3. 控制变量

各省份医疗卫生服务可及性和可负担性除了受到综合医改试点改革政策的影响外, 还有其他一些因素会对其产生作用。借鉴邹文杰和蔡鹏鸿(2015)、辛冲冲等(2020)关于医疗卫生服务水平影响因素的研究结论, 本文控制了省份的人口规模、经济发展水平、产业发展水平三个影响因素。其中, 省份的人口规模采用各省份常住人口的自然对数来衡量, 记为 $\ln people_i$; 经济发展水平采用省份人均地区生产总值

的自然对数值来衡量, 记为 $\ln pergd_i$; 产业发展水平采用各省份第二三产业增加值占地区生产总值的比例来衡量, 记为 $israte_i$ 。

(三) 数据来源及描述统计

本文使用2012–2018年我国23个省份的面板数据来评估2015年综合医改试点改革的政策效应。数据主要来源于《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》。表2给出了本文数据的描述性统计结果。

四、实证分析

(一) 基准回归结果

1. 试点改革与绝对性“看病贵”

根据式(1)构建的实证模型, 表3给出了试点改革与门诊病人次均费用总额及其结构的影响关系, 反映了试点改革对居民门诊就诊费用可负担性的影响。列(1)至列(5)采用双向固定效应模型。列(1)表明试点改革并未有效降低门诊病人次均费用总额, 即试点改革对门诊降费效果不明显。列(2)反映了与非试点省份相比, 试点省份的门诊病人次均药费明显

表2 描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值
门诊病人次均医药费	223.1304	62.5635	128.8	544.8
门诊病人次均药费	100.7888	38.8969	57.3	267.3
门诊病人次均检查费	44.5025	9.8524	15.9	73
门诊病人次均服务费	77.8391	26.0203	37.6	230.1
门诊病人次均药费占比	0.4474	0.0601	0.3091	0.6367
住院病人人均医药费	8460.751	3225.776	4639.4	22618.9
住院病人人均药费	3014.918	989.1478	1487.4	6455.2
住院病人人均检查费	712.1012	191.6981	392.2	1378.3
住院病人人均手术费	517.9441	196.6478	278.1	1276
住院病人人均药费占比	0.3636	0.0589	0.2397	0.5019
卫生总费用占GDP之比	6.8213	1.7985	3.3590	11.2111
个人卫生支出占卫生总费用之比	0.308	0.0583	0.1563	0.4571
城镇居民医疗保障支出占总支出的比例	0.0741	0.0172	0.0416	0.1173
每千人口执业医师数	1.9242	0.5919	1.03	5.5
每千人口床位数	5.0674	0.8551	3.35	7.21
每万人口全科医师数	1.3891	0.8463	0.3	5.94
基层门急诊人次占比	0.5517	0.0971	0.2998	0.7235
基层医疗机构住院率	0.1703	0.0781	0.0071	0.3934
常住人口的自然对数	8.2232	0.718	6.3509	9.3366
人均地区生产总值的自然对数	1.5029	0.4102	0.6624	2.7285
第二三产业占比	0.8929	0.0549	0.7548	0.9964

表3 试点改革与绝对性“看病贵”(门诊病人次均费用)

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
被解释变量	ln(门诊病人 次均医药费)	ln(门诊病人 次均药费)	ln(门诊病人 次均检查费)	ln(门诊病人 次均服务费)	门诊病人 次均药费占比
treat*after	0.0196 (0.0128)	-0.0282* (0.0165)	0.0377** (0.0167)	0.0622*** (0.0210)	-0.0206*** (0.0053)
控制变量	是	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是
常数项	3.7868** (1.7793)	1.6178 (2.2995)	-1.6636 (2.3354)	0.3041 (2.9243)	0.8477 (0.745)
R ²	0.9538	0.7782	0.9217	0.9560	0.8760
N	161	161	161	161	161

注: *、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平, 括号内为标准误, 如无特别说明, 以下各表同。

下降。列(5)试点省份的门诊病人次均药费占比在1%的水平下显著为负。列(2)和列(5)表明试点改革降低门诊病人次均药费和药费占比, 药品零加成改革发挥了作用。同时, 列(3)和列(4)回归结果表明试点改革增加了门诊病人次均检查费和服务费。门诊病人次均服务费的提高符合医疗服务价格改革发展趋势。综上, 综合医改有效削减了药费支出, 提高了医疗服务费支出, 但同时产生了增加患者检查费的效果。门诊费用结构的“一降两升”, 最终表现为改革对门诊病人次均总费用无显著影响。

表4给出了试点改革对住院病人人均费用总额及其结构影响的回归结果。列(1)表明试点改革降低了住院病人人均费用总额。列(2)和列(5)的核心解释变量系数在1%的水平下显著为负, 分别表明试点改革降低了住院病人人均药费和药费占比, 药品零加

成改革起到了促进住院病人人均药费下降的政策效果。列(4)表明试点改革促进了住院病人人均手术费的增加, 结合药费和其占比的下降, 这符合药品和医疗服务价格改革的大方向, 即降低患者药品支出, 提高医疗服务费, 激励医生提升医疗服务技术水平, 体现医生服务价值。

2. 试点改革与相对性“看病贵”

表5列(1)和列(2)表明相比较于非试点省份, 试点省份的卫生总费用与地区生产总值的占比下降更为明显。列(3)和列(4)表明试点省份与非试点省份相比, 其个人卫生支出占比却上升。基于双重差分政策的效应为“局部”效应, 2016年试点省份的个人卫生支出占比存在小幅度上升, 从而解释了实证结果。从列(5)和列(6)看, 核心解释变量系数虽然为负但不显著, 说明试点改革并未有效地降低城镇居民

表4 试点改革与绝对性“看病贵”(住院病人人均费用)

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
被解释变量	ln(住院病人 人均医药费)	ln(住院病人 人均药费)	ln(住院病人 人均检查费)	ln(住院病人 人均手术费)	住院病人 人均药费占比
treat*after	-0.0223* (0.0116)	-0.1174*** (0.0190)	0.0174 (0.0220)	0.0975*** (0.0360)	-0.0380*** (0.0050)
控制变量	是	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是
常数项	4.1929** (1.6199)	10.5283*** (2.6454)	4.0720 (3.0720)	-17.2601*** (5.0139)	1.3031* (0.7019)
R ²	0.9389	0.7222	0.9198	0.7950	0.9524
N	161	161	161	161	161

表5

试点改革与相对性“看病贵”

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	卫生总费用占GDP之比	个人卫生支出占卫生总费用之比	城镇居民医疗保健支出占总支出的比例			
treat*after	-0.5546*** (0.1552)	-0.5458*** (0.1555)	0.0161*** (0.0061)	0.0126** (0.006)	-0.0032 (0.0024)	-0.0028 (0.0025)
控制变量	否	是	否	是	否	是
个体效应	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是
常数项	6.0097*** (0.077)	6.6562*** (0.7351)	0.3493*** (0.003)	-3.0848*** (0.8301)	0.0703*** (0.0012)	0.4598 (0.3529)
R ²	0.7562	0.76	0.7852	0.8178	0.5755	0.5842
N	161	161	161	161	161	161

医疗保健支出占总支出的比例。

3. 试点改革与绝对性“看病难”

表6给出了试点改革对绝对性“看病难”影响的回归结果。列(1)和列(2)表明试点改革并未有效提高试点省份每千人执业医师的数量。列(3)和列(4)表明试点改革未能促进试点省份医疗机构每千人床位数量的增长。列(5)和列(6)表明试点改革有效提高了试点地区每万人全科医生的数量。综合医改试点改革重点方向是促进医疗资源下沉,建立分级诊疗制度,实现常见病、慢性病在基层诊疗的合理就医格局。

全科医生制度作为我国基层诊疗的基础条件之一,扮演着居民健康“守护人”角色,因此,全科医生的快速增长将有助于缓解“看病难”问题。

4. 试点改革与相对性“看病难”

基层就诊以及住院比例间接反映了相对性“看病难”问题。如果基层就诊和基层住院比例无明显提高,说明居民选择“挤占”大医院的医疗卫生服务,那么大医院和大专家服务的获取则相对困难。表7给出了试点改革对相对性“看病难”的影响。列(1)和列(2)的核心解释变量系数虽为正但不显著,表明试

表6

试点改革与绝对性“看病难”

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	每千人口执业医师数	每千人口床位数	每千人口床位	每千人口床位	每万人口全科医师数	每万人口全科医师数
treat*after	0.0429 (0.0758)	0.004 (0.0782)	-0.0203 (0.0811)	-0.0934 (0.0689)	0.3660*** (0.1085)	0.3841*** (0.1142)
控制变量	否	是	否	是	否	是
个体效应	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是
常数项	1.6691*** (0.0376)	17.5955 (10.9107)	4.2691*** (0.0403)	69.0404*** (9.6137)	0.8178*** (0.0539)	10.337 (15.9263)
R ²	0.5034	0.525	0.9017	0.9364	0.7583	0.7599
N	161	161	161	161	161	161

表7

试点改革与相对性“看病难”

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量	基层门急诊人次占比	基层医疗机构住院率	基层医疗机构住院率	基层医疗机构住院率
treat*after	0.0070 (0.0091)	0.0076 (0.0092)	-0.0127 (0.0083)	-0.0020 (0.0075)
控制变量	否	是	否	是
个体效应	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
常数项	0.5822*** (0.0045)	-3.6123*** (1.2790)	0.2081*** (0.0041)	-0.2887 (1.0525)
R ²	0.6221	0.6536	0.5919	0.6997
N	161	161	161	161

点改革并未有效地推动试点省份提升基层就诊比例,分级诊疗的政策效果不明显。列(3)和列(4)的核心解释变量系数为负且不显著,说明试点改革同样未推动试点省份提升基层住院的比例。该结论与王晓燕(2019)基于江苏省综合医改的结果类似。总体来看,列(1)至列(4)说明基层就诊比例不足,反映了改革效果不佳的困境。其可能的原因是居民更倾向信任大医院的医疗卫生服务。结合上文全科医生数量显著增加的事实,两者共同反映了基层医疗卫生资源存在闲置浪费的现象。

(二)平行趋势假设检验

根据前文的实证回归结果分析,综合医改试点改革主要是通过减轻药费负担和提高全科医生的数量,缓解了“看病难、看病贵”问题,值得注意的是,也产生了一些预期外的政策影响。确保双重差分法估计结果的无偏性需满足平行趋势假设条件。本文首先采用图示法分析回归结果显著的被解释变量是否满足平行趋势,再采用模型(2)检验其平行趋势假设。

在前文实证回归结果中,有住院病人人均医药费、住院病人人均药费和住院病人人均药费占比三个显著的被解释变量,未能通过图示法的平行趋势检验。^④表8是使用模型(2)检验试点改革前处理组

和控制组是否存在平行趋势的结果。实证结果表明,通过平行趋势检验图的八大结果变量指标都通过了平行趋势假设的实证检验。

五、稳健性检验

本文验证了核心被解释变量平行趋势假设的成立,从而排除了综合医改试点改革实施前其他政策对基础回归结果的干扰,在一定程度上保证了结论的可靠性。但是,由于医药卫生体制改革属于渐进性改革,同期还存在着其他改革,再加上各省份开展了一些有益的探索,例如福建省三明市医改,因此,为验证实证结果稳健可靠,本文进行了一系列稳健性检验。

(一)安慰剂检验

本文借鉴吕越等(2019)构造虚拟处理组的方法,进行“反事实”论证,具体做法是从23个省份名单中随机产生4个试点改革的名单,按照基础DID回归模型,产生1个错误的估计系数,再将此过程重复300次,从而产生300个估计系数,通过描述各个被解释变量下核心解释变量的估计系数的P值分布图以及核密度函数图,从而来判断是否符合安慰剂检验。实证结果显示核心解释变量的实际估计系数在安慰剂检验中属于明显的异常值,说明了本文估计的政策效应确实来自试点改革的政策影响。^⑤

表8 平行趋势假设检验

结果变量	年份	系数	标准误	t值	P值	95%的置信区间(低)	95%的置信区间(高)
ln(门诊病人次均药费)	2013	-0.0019	0.0295	-0.06	0.949	-0.0603	0.0565
	2014	0.0065	0.0295	0.22	0.826	-0.0519	0.0649
ln(门诊病人次均检查费)	2013	-0.0020	0.0299	-0.07	0.946	-0.0613	0.0572
	2014	-0.0131	0.03	-0.44	0.663	-0.0724	0.0462
ln(门诊病人次均服务费)	2013	0.0199	0.0374	0.53	0.596	-0.0541	0.0938
	2014	0.0371	0.0374	0.99	0.324	-0.037	0.1111
门诊病人次均药费占比	2013	-0.0038	0.0096	-0.39	0.694	-0.0227	0.0151
	2014	-0.0037	0.0096	-0.38	0.703	-0.0226	0.0153
ln(住院病人人均手术费)	2013	-0.0030	0.0643	-0.05	0.962	-0.1303	0.1242
	2014	-0.0086	0.0644	-0.13	0.895	-0.1360	0.1189
卫生总费用占GDP之比	2013	-0.0632	0.2914	-0.22	0.829	-0.6399	0.5135
	2014	-0.0918	0.2915	-0.31	0.753	-0.6685	0.485
个人卫生支出占卫生总费用之比	2013	-0.0015	0.0106	-0.14	0.891	-0.0225	0.0196
	2014	0.0056	0.0106	0.53	0.598	-0.0154	0.0267
每万人口全科医师数	2013	0.1214	0.2033	0.6	0.552	-0.281	0.5237
	2014	0.2303	0.2036	1.13	0.26	-0.1725	0.6332

(二)其他稳健性检验

其他稳健性检验主要控制区域性医疗卫生改革政策对基础回归结果的影响。本文借鉴张克中等(2020)的做法,通过在基础回归模型中加入“省份与时间的趋势项”,来控制区域性改革政策对本文政策评估的影响。表9中,被解释变量保持显著,说明本文结论依然稳健,其政策效应并不是由区域性改革政策导致的。

六、扩展性分析:影响政策效果的因素

(一)影响因素

在基础回归分析中,我们认为综合医改试点改革总体上缓解了居民“看病难、看病贵”问题。接下来,本文聚焦相对性“看病贵”指标卫生总费用占比,来探讨其影响因素。卫生总费用占比具有代表性,能够从宏观层面反映各省份医疗卫生资源的消耗情况,其变化刻画了社会整体卫生总费用的相对负担水平(顾昕,2010)。卫生控费是一项系统性的工程,受多种因素的影响。财政的投入力度和医保基金的覆盖面以及医院内部改革是主要的因素,分别代表着试点改革“三医”联动中的医药、医保、医疗。因此,通过考虑如下变量,本文分析可能影响改革成效的因素。

一是医疗卫生机构的财政补助收入比例。该指标为医疗卫生机构的财政补助收入占总收入的比

例。早期,政府对医疗卫生机构的补助较少,其运营主要依靠药品加成收入,随着药品零加成改革逐步推行,政府强化公立医疗卫生机构公益性的主导地位。公立医疗卫生机构运营机制由服务收费、药品加成收入和政府补助三个渠道改为服务收费和政府补助两个渠道。逐步加大财政补助力度有利于破除“以药补医”行为,助力于医疗卫生服务的控费。因此,我们认为2012年基线年份补助水平较低的省份在改革中更能够起到控费的政策效果。

二是医保的参保比例。该指标为参加城镇居民医保、城镇职工医保以及新型农村合作医保人数之和占常住人口的比重,反映了各省份参加医保的总体水平。在2009-2012年,我国建立了多层次广覆盖的医疗保险体系(Yip等,2012),保险覆盖率的提高不仅有助于减轻居民就诊负担,同时,通过医保手段规范就诊行为,理顺支付和补偿机制,开展国家药品集中采购工作,发挥控费的积极作用,所以2012年基线年份医保覆盖率高的省份更有利于推动试点改革目标的实现。

三是等级医院的比重。该指标为各省份三级和二级医院占医院总数量的比重,反映了各省份优质医疗资源情况。一般而言,高等级医院承担着更为复杂的医疗卫生服务,医院规模大、综合性强,患者青睐去大医院就医。同时,也意味着医院内部改革

表9 其他稳健性检验

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
被解释变量	ln(门诊病人 次均药费)	ln(门诊病人 次均检查费)	ln(门诊病人 次均服务费)	门诊病人 次均药费占比	ln(住院病人 人均手术费)	卫生总费用 占GDP之比	个人卫生支出占 卫生总费用之比	每万人口 全科医师数
treat*after	-0.0299* (0.0158)	0.0395** (0.0168)	0.0595** (0.021)	-0.0194*** (0.0052)	0.0857** (0.0342)	-0.5598*** (0.1554)	0.0134** (0.0060)	0.3806*** (0.1150)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是	是	是
省份*时间	是	是	是	是	是	是	是	是
常数项	-6.1392 (5.406)	-8.8229 (6.2504)	11.008 (7.8065)	-3.8853** (1.9540)	29.5616** (12.7351)	-66.9650 (56.0869)	-6.0422*** (2.2169)	24.3108 (42.8586)
R ²	0.7825	0.9226	0.9567	0.8823	0.8176	0.7632	0.8207	0.7601
N	161	161	161	161	161	161	161	161

和运营管理更为复杂。因此,试点改革更容易在等级低的医院开展,控费目标也更加容易实现。

(二)扩展性分析结果

为了进一步分析三大因素对卫生总费用占比的影响,我们以2012年为基线年份,根据这些变量数值的中位数大小进行样本划分,产生两个子样本。按照基础回归模型,得到如下回归结果。

表10结果表明综合医改试点改革在不同的子样本中影响差异较大,影响改革效果的初始因素起到了重要的作用。对于基线年份财政补助低、医保覆盖率高以及医院等级低特征的省份,试点改革起到了降低卫生总费用占比的效果,而对应样本的效果并不明显。列(1)和列(2)表明财政补助比例由低到高的过程,表明试点改革强调公立医疗卫生机构的公益性。通过破除“以药补医”不合理的补偿机制,建立加大财政补助的医院运营新机制,让公立医院回归公益性,减轻居民就医负担。因此,原来财政补助低的省份,改革前后财政补助差异大,补助更多,试点改革效果更为突出。列(3)和列(4)反映了医保覆盖率高对卫生总费用占比的影响,说明医保的广覆盖将有助于推动支付和补偿机制改革,发挥国家药品集中采购的战略性购买作用,从而降低卫生总费用占比。列(5)和列(6)显示高等级医院改革的降费效果不明显,这说明高等级医院管理运营较为复杂,是试点改革的难点,需要进一步推动高等级医院改革,

从而释放出更多的政策效果。

七、结论与启示

本文以2015年综合医改试点这一典型事实,基于全民健康覆盖框架下“看病难、看病贵”的评价体系,采用双重差分模型,全面探讨了综合医改试点的政策效应。研究结论:第一,综合医改试点降低了卫生总费用占比,控制了卫生总费用快速增长;第二,试点改革中的药品零加成政策有效降低了门诊病人均药费以及药费占比,但同时产生了预期外的政策影响,增加了患者的检查费;第三,试点改革中医疗服务价格改革提高了门诊和住院的医疗服务费,有利于体现医生服务价值;第四,综合医改试点扩大了全科医生的数量,提高了基层医疗卫生服务的可及性,但服务效率有待进一步提高;第五,综合医改试点效果受到财政补偿、医保覆盖率以及医院等级因素的影响,更高比例的财政补偿率以及医保覆盖率将有助于实现控费增效的改革目标。总体而言,试点改革总体上有效缓解了“看病难、看病贵”问题。根据上述实证结论,得出如下启示。

一是强化“三医”改革的联动性,形成政策叠加效果。综合医改试点中的药品零加成改革虽然有效地降低了门诊病人均药费和药费占比,但是,人均检查费显著增加,门诊病人均总费用无明显下降。这表明改革仍面临重大挑战,未整合的政策措施可能会导致医院的规避行为,仅靠药品价格工具

表 10 扩展性分析结果

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
划分依据	补助高	补助低	参保高	参保低	等级高	等级低
被解释变量	卫生总费用占GDP之比		卫生总费用占GDP之比		卫生总费用占GDP之比	
treat*after	0.3334 (0.2801)	-0.7449*** (0.1851)	-0.7853*** (0.1690)	0.0510 (0.3092)	-0.2338 (0.2542)	-0.7832*** (0.1829)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是
常数项	9.4486*** (0.9829)	4.5769*** (1.0297)	7.6074*** (1.0041)	4.8788*** (1.2233)	6.2442*** (1.7669)	7.4682*** (0.7909)
R ²	0.8218	0.7681	0.7696	0.8194	0.7613	0.8249
N	84	77	84	77	84	77

不足以达到降费目的。因此,未来改革需更加强调医疗、医药、医保“三医”改革的联动性和协调性,应推进医保支付方式改革,发挥激励约束作用,转向预期支付方法(如疾病诊断相关分组DRG政策),以解决药物和服务的不当使用,并控制医疗卫生支出的增长。

二是优化基层医疗卫生资源配置,促进服务的提质增效。全科医生队伍的快速增长是综合医改试点着力提升基层医疗卫生资源的一个缩影,但是,持续增长的基层医疗卫生资源却未能转化为高效产出,表现为基层就诊和住院率明显不足。从长期来看,以基层为核心的整合型医疗卫生服务体系建设是未来解决“看病难、看病贵”的重要手段之一。政府需继续以基层医疗卫生机构人才激励机制改革作为重点,为基层医疗卫生机构“留得住人才,看得好病”提供大力支持。同时,私人基层医疗卫生机构因市场激励因素有助于医疗卫生服务质量的提升。因此,鼓励和支持非公医疗卫生机构发展,遵循竞争中性和原则,给予相应的优惠政策,特别是鼓励进入基层服务,从而提高基层医疗卫生服务供给效率。

作者感谢匿名审稿专家所提宝贵建议,当然文责自负。

注释:

①城镇居民基本医疗保险和新型农村合作医疗保险(2016年整合为城乡居民基本医疗保险),加上1998年城镇职工医疗保险。

②受篇幅所限,整理的试点改革方案内容略去,如有需要可与作者联系。

③受篇幅所限,回归结果略去,如有需要可与作者联系。

④篇幅有限,显著的被解释变量的平行趋势图略去,如有需要可与作者联系。

⑤受篇幅所限,安慰剂检验结果略去,如有需要可与作者联系。

参考文献:

[1]陈家应,赵淮跃,孙嘉蔚,等.江苏省综合医改进展述

评[J]. 中国医院管理,2020,40(01):9-12.

[2]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(02):77-81.

[3]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(02):103-120+222.

[4]胡广宇,吴来阳,孙静,等.我国136所三级医院门诊患者满意度调查[J]. 中华医院管理杂志,2016,32(06):423-427.

[5]蒋文峰,王文娟.从供给侧结构性改革看我国“看病难”与“看病贵”的解决策略[J]. 求实,2017(08):55-66.

[6]李玲.新医改做了什么?没做什么?[J]. 卫生经济研究,2014(10):41-47.

[7]李珍,黄万丁.全民基本医保一体化的实现路径分析——基于筹资水平的视角[J]. 经济社会体制比较,2017(06):138-148.

[8]刘晓云,王子岳,潘文.全民健康覆盖框架下“看病难看病贵”的评价研究[R]. 北京:北京大学中国卫生发展研究中心,2019.

[9]吕越,陆毅,吴嵩博,等.“一带一路”倡议的对外投资促进效应——基于2005-2016年中国企业绿地投资的双重差分检验[J]. 经济研究,2019,54(09):187-202.

[10]孟庆跃,ANNE MILLS,王陇德,等.从中国医药卫生体制改革中可以学到什么?[J]. 英国医学杂志(中文版),2019,22(12):689-694.

[11]孟颖颖,韩俊强.医疗保险制度对流动人口卫生服务利用的影响[J]. 中国人口科学,2019(05):110-120+128.

[12]秦晓明,张光,何洋,等.四川秦巴山区农村贫困居民医疗卫生服务可及性调查分析[J]. 中国卫生事业管理,2020,37(08):603-606.

[13]邱嘉平.因果推断实用计量方法[M]. 上海:上海财经大学出版社,2020.

[14]孙慧哲,刘永功.以分级诊疗破解“看病难看病贵”困局——基于供给—需求视角[J]. 理论探索,2017(04):93-98.

[15]王保真.“看病贵、看病难”的卫生经济浅析[J]. 中国卫生经济,2007(01):15-18.

[16]王晓燕.综合医改政策效应评估[J]. 现代经济探讨,2019(07):24-34.

[17]王延中,冯立果.中国医疗卫生改革何处去——“甩包袱”式市场化改革的资源集聚效应与改进[J]. 中国工业经济,2007(08):24-31.

[18]辛冲冲,李健,杨春飞.中国医疗卫生服务供给水平的

地区差异及空间收敛性研究[J]. 中国人口科学, 2020(01): 65-77+127.

[19]徐进, 简伟研, 朱坤, 等. 中国公立医院补偿制度改革: 进展与挑战[J]. 英国医学杂志(中文版), 2019, 22(12): 708-713.

[20]谢申祥, 范鹏飞. 增值税全面转型对企业出口产品数量的影响与机理[J]. 财政研究, 2020, 454(12): 73-91.

[21]于德志. 公立医院改革之关键[J]. 中共中央党校学报, 2011, 15(05): 99-102.

[22]于新亮, 郭文光, 王超群, 等. 持续灾难性卫生支出测度、城乡差异与医疗保险阻断效应评估[J]. 南方经济, 2021(11): 80-96.

[23]袁蓓蓓, DINA BALABANOVA, 高军, 等. 加强公共卫生服务提供以推进中国全民健康覆盖[J]. 英国医学杂志(中文

版), 2019, 22(12): 699-703.

[24]张克中, 欧阳洁, 李文健. 缘何“减税难降负”: 信息技术、征税能力与企业逃税[J]. 经济研究, 2020, 55(03): 116-132.

[25]邹文杰, 蔡鹏鸿. 公共卫生支出、人口聚集与医疗卫生服务均等化[J]. 上海财经大学学报, 2015, 17(03): 59-67.

[26]Fang, H., Eggleston, K., Hanson, K., et al. Enhancing Financial Protection under China's Social Health Insurance to Achieve Universal Health Coverage[J]. BMJ, 2019, 365: 12378.

[27]World Health Organization. Resolution WHA 58.33: Sustainable Health Financing, Universal Coverage and Social Health Insurance[R]. Geneva, 2005.

[28]Yip, W., Hsiao, W. C., Chen, W., et al. Early Appraisal of China's Huge and Complex Health-care Reforms[J]. Lancet. 2012, 379: 833-842.

Has the Comprehensive Medical Reform Pilot Alleviated the Problems of the Accessibility and Affordability of Health Care?

Wang Chaocai Zha Ziyang

Abstract: This paper constructs an evaluation system for the accessibility and affordability of health care under the framework of universal health coverage. On this basis, the comprehensive medical reform is taken as a quasi-natural experiment to explore the effect of the comprehensive medical reform using the difference-in-difference method. The study shows that, on the one hand, the comprehensive medical reform pilot has effectively alleviated the problem of the accessibility of health care. The pilot reform has expanded the number of general practitioners and improved the accessibility of primary medical and health services, but the efficiency of primary services needs to be further improved. On the other hand, the comprehensive medical reform pilot has effectively alleviated the problem of the affordability of health care. The pilot reform has reduced the proportion of total health expenditure, the per capita medical expenses and the proportion of medical expenses in outpatient clinics. It has increased the cost of outpatient and inpatient medical services. However, it has also produced unexpected policy impacts and increased outpatient examination costs. Expansion analysis shows that a higher proportion of financial compensation rate and medical insurance coverage rate may help achieve the reform goal of reducing expenses and increasing efficiency. This study provides useful policy enlightenment for continuing to deepen medical reform and achieving universal health coverage.

Key words: comprehensive medical reform pilot; financial compensation; difference-in-difference