

# 医保支付方式与医疗服务 供方道德风险\*

——基于医疗保险报销数据的经验分析

何文 申曙光

**内容提要：**医保支付方式在防范医疗服务供方道德风险、控制医疗费用不合理增长中具有重要的经济杠杆作用。本文利用样本地区医疗保险真实报销数据，运用双重差分法控制医疗需求释放、需方道德风险以及医疗服务价格调整等方面的影响，以探究医保支付方式对供方道德风险的影响及作用机理，结果表明：①在支付方式由“按诊次支付”改革为“按用药天数支付”后，参保人就诊频率显著降低，而次均医疗费用特别是中药费显著提高，使得总费用仍然维持在较高水平上。从而证明尽管按用药天数支付抑制了医疗服务供方“分解就诊次数”的道德风险，但却释放了“增加用药”的道德风险。②在不同的支付方式下，医疗服务供方会利用其专业知识和在医患信息不对称中所处的绝对优势地位，实现道德风险表现形式的转变，从而维护自身利益不受损害。③城乡居民医保参保人、65岁以上老年人、选择基层医疗机构就诊的患者、患有慢性病的病人受到的影响相对较大，说明医务人员“差别定价”行为也显著存在。本文的研究为医保支付方式的完善以及基金监管提供了有益的启示。

**关键词：**医疗保险；供方道德风险；支付方式；双重差分法

**DOI：**10.19343/j.cnki.11-1302/c.2020.08.005

**中图分类号：**0212

**文献标识码：**A

**文章编号：**1002-4565(2020)08-0064-13

## Payment Schemes of Medical Insurance and Moral Hazard of Medical Service Providers—An Empirical Analysis Based on Medical Insurance Reimbursement Data

He Wen & Shen Shuguang

**Abstract:** Payment schemes of medical insurance have an important economic effect on preventing the moral hazard of medical service providers and controlling the unreasonable growth of medical expenses. With the real medical insurance reimbursement data from the sample area, this paper uses the DID method to eliminate the effects of medical demand release, moral hazard from the demand side, and the price adjustment of medical services, to explore the pure effect of payment schemes on the moral hazard of the medical service providers and its mechanism. The results show: first, after the payment scheme of the sample changes from “payment by visits” to “payment by days of medication”, the frequency of medical visits of insured persons decreases significantly, while the average medical expenses per time, especially the Traditional Chinese Medicine, increase significantly, which leads to the total expenses keep as high as before. This finding confirms that under the payment scheme of “payment by days of medication”, the moral hazard of decomposing the number of visits

\* 基金项目：国家社会科学基金重大项目“预防为主的大健康格局与健康中国建设研究”（17ZDA080）。

from medical service providers is under control, while the moral hazard of increasing medication is increasing. What's more, it is also indicated that under different payment schemes, medical service providers will make use of their absolute dominant position in the asymmetry of professional knowledge and patient information to realize the transformation of moral hazard, so as to safeguard their vested interests from being damaged. Finally, the patients with urban and rural residents' medical insurance, those aged over 65, the patients who choose to visit the primary care providers, and the patients with chronic diseases are relatively more affected, indicating that the behavior of "differentiated pricing" also exists significantly. The research in this paper provides enlightenment for the improvement of payment schemes and fund supervision.

**Key words:** Medical Insurance; Moral Hazard of Medical Service Providers; Payment Schemes; DID

## 一、引言与文献梳理

随着我国居民生活水平的日益提高,人们对健康的需求也日益增加。然而,老龄化加剧、疾病谱转变、医疗服务垄断等问题,导致医疗费用的上涨速度已经远远超过了经济增长速度。2013-2017 年我国卫生总费用平均增长速度达到 13.35%,为同期 GDP 增长速度的 1.52 倍。<sup>①</sup>医疗费用的过快增长,势必会加大社会经济、政府财政以及人民群众的负担,影响全民健康目标的实现(申曙光,2017)。然而,造成医疗费用过快增长的原因除了上面提到的几种因素外,还有一项重要的人为因素——道德风险。

1963 年,经济学家 Arrow 首次将道德风险的概念引入到医疗领域。自此以后,无论是针对发达国家还是发展中国家的研究,几乎都证实了医疗服务领域普遍存在道德风险问题(Manning, 1987; Riphahn, 2003; 臧文斌等, 2013)。从来源上可将道德风险划分为需方道德风险和供方道德风险。其中需方道德风险往往表现为居民在购买医保后会改变自身的生活方式,如减少锻炼时间、增加吸烟酗酒行为等,且在患病时倾向于消费的医疗服务比完全自付医疗费用时更多,如“小病大养”“一卡多用”等(Bajar 等, 2014; 傅虹桥等, 2017)。而供方道德风险是指医疗服务供方在经营过程中利用其信息和技术优势谋求超额收益,往往表现为医疗资源的过度浪费和配置扭曲,如“以药养医”“以检查养医”“以耗材养医”等。由于医疗服务是知识含量极高的专业性领域(王章佩和林闽钢, 2009),因此来自供方的道德风险具有更大的隐蔽性和社会危害性。

长期以来,由于我国医疗卫生管理体制的不完善,医生等医务工作者实质上相当于医疗机构的“雇员”,所获得的收入与工作绩效直接挂钩,使得其有动机去尽可能多地招揽“顾客”,并倾向于提供过量的服务,这种“诱导需求”的动机在医疗卫生体制改革的整个过程中得到了充分验证。改革开放初期,由于政府对于医疗机构特别是乡镇卫生院的补贴严重不足,导致医疗机构开始依靠“开药”和“卖药”来维持经营,并通过数量和“差价”来谋取利益(Lu, 2014; Currie 等, 2014)。再加上药品提供方采用“回扣”等方式诱导医生向病人推销药品,且病人通常无法对处方的必要性做出准确判断,导致药品费用占总医疗费用的比重直线上涨并一度达到了 70%,远远超过世界卫生组织(WHO)对于发展中国家所设定的标准(Jiang 等, 2014)。为了遏制“以药养医”的乱象,自 2009 年新医改以来,我国政府相继推出了“药品零加成”“医药分家”等一系列措施。然而,结果却不尽如人意,面对降低药品支出占比的要求,除了降低药品支出外,医生同时还增加了检查、化验等非药物

① 数据来源:2012-2018 年《中国统计年鉴》。

支出,使得总支出仍然保持在历史水平上(Yi等,2015;Wu,2019),“以药养医”逐渐演变成“以检查养医”“以耗材养医”,政策没有达到降低病人医疗负担的预期效果(陈醉等,2018)。除了卫生政策外,保险政策也是引发供方道德风险的重要因素。当前,我国已经基本实现“全民医保”,2018年我国医保基金支出达到了1.78万亿,相比2013年增长了2.62倍<sup>①</sup>。并且医保支付占医疗机构收入的比例已经超过了60%,成为医疗机构成本补偿的主要来源。可以说,医疗保险为解决国民“看病难、看病贵”的问题奠定了基础,但同时也为医疗机构的增收创效提供了条件。参保状态成为医生“定价”的重要判断依据,“医保病人”更可能遭受到不合理的医疗服务(Sun等,2009)。并且随着保险报销比例的提升,医生过度诊疗的倾向越大,这种情况普遍存在于我国的基本医疗保险体系中(于长永,2012;潘杰等,2013;马超等,2016),不仅导致国民的医疗负担没有得到充分缓解,还加大了医保基金的支出压力。2018年全国医保基金的支出增长率已经超过收入增长率,且不少统筹区出现了当期的基金亏损甚至累计亏损<sup>②</sup>。

为了满足人民群众对美好生活、健康生活的需求,真正有效解决国民的“看病难、看病贵”问题,“三医联动”政策应运而生。自此,医疗保险职能部门也加入到医疗卫生改革行列中来,并采取了“第三方”智能监管系统、医保支付方式改革等一系列举措。其中,医保支付方式是医保经办机构向医疗服务供方购买服务的付费方式,因此直接关乎医疗机构的切身利益。变更支付方式一定程度上会影响医疗机构及其工作人员的收入可预期性以及工作的积极性,进而对医疗机构成本控制、财务风险防控等造成影响(杜创,2017)。医疗机构为了维护自身利益不受损害,不得不适应支付方式而改变过往的经营行为。同时,支付方式改革不单是为了控制费用,也是为了促使医疗机构优化经营管理模式,客观上也提高了医疗机构的服务能力和管理能力。由于支付方式会直接影响医疗服务供方的利益,因此供方道德风险的大小和表现形式会与支付方式的选择有很大的关联。目前世界范围内使用的医保支付方式主要有按项目支付、按服务单元支付、总额预付、按人头支付、按病种支付等,不同的支付方式因其运行机制和作用机理不同,会对医疗服务提供方的利益产生不同的影响。其中总额预付、按人头支付以及按病种支付等预付制事先限定了医疗机构能够获得的补偿总额,因此能够较好地控制医疗费用,但可能会影响服务质量(Ma,1994)。而按项目支付、按服务单元支付等后付制不限定医保支付的总额,并根据医疗机构提供的服务数量进行费用支付,从而能够保障参保人的医疗需求,但无法控制医疗费用(Folland等,2011),因此,由多种单一支付方式组合而成的复合支付方式可能要比单一支付方式的效果更好(Ellis和Mcguire,1990;Chalkley和Malcomson,1998)。由此可见,支付方式是约束医疗服务供方道德风险、控制医疗费用过快增长的重要一环。如何确定科学的医保支付方式,使有限的医保基金“买到”合适的医疗服务,不单是医保经办机构、医疗服务供方和参保人的共同目标,也是建立更加公平可持续医保制度不得不长期面对的挑战。因此,探讨医保支付方式对医疗服务供方道德风险的影响及作用机制,无论是从理论上还是实践中都具有重要的意义。

本文的创新点可以概括为以下两个方面:一方面,在研究视角上,以往文献主要关注需方道德风险,或者从医疗保险补偿政策的角度分析供方道德风险。而本文将医保支付方式与供方道德风险联系起来,并从实证层面验证了不同支付方式对医疗服务供方道德风险的影响差异,不仅补充了相关研究,同时能够为合理有效的支付方式设计以及供方道德风险的防治提供决策依据,具有重要的理论价值和现实意义;另一方面,在研究方法上,由于医疗服务供方和参保人自身都可能产生道

① 数据来源:2013—2017年《人力资源和社会保障事业发展统计公报》;2018年《全国基本医疗保障事业发展统计公报》。

② 数据来源:《2018年医疗保障事业发展统计快报》。

德风险,再加上导致参保人医疗服务需求增加的原因既可能是道德风险,也可能是参保人正当的医疗需求释放,从而使得过往的实证研究往往无法完全区分各部分的效应。而本文利用医保支付方式改革的“准自然实验”,通过双重差分法(DID)等政策评估工具,剔除医疗需求释放、需方道德风险以及医疗服务价格调整等方面的影响,得到支付方式对于供方道德风险相对“纯净”的处理效应,并进行了异质性和稳健性分析,提升了研究结论的深度和可靠性。

## 二、研究设计

### (一) 样本地区基本情况介绍

实验组(A地区)和对照组(B地区)<sup>①</sup>均地处我国沿海重要经济发展地带,两个地区在多方面具有共性。一方面,经济发展水平平均位于全国前列,且人口及劳动力充沛;另一方面,在医疗、医保等多方面的改革探索中扮演着“先行者”的角色。

为满足参保人门诊就医的诉求,提高基金的使用效率,A地区较早地实现了门诊统筹,并采用了按诊次支付的支付方式。然而,制度实施后,尽管更好地满足了参保人的就诊需求,但基金管理上的一些问题也逐渐暴露了出来,特别是就诊次数十分异常。统计报表显示:2011 社保年度<sup>②</sup>(2011年7月至2012年6月),门诊就诊总人次较2010 社保年度同期增长14.67%,要远高于参保人数增幅的3.60%,总医疗费用增长达到19.32%,造成门诊统筹基金结余大幅减少。

A地区相关职能部门在工作中进一步发现,除了基金结余大幅降低外,参保人的投诉量也在大大增加。不少参保人尤其是慢病患者反映,就医无法得到足够天数药物治疗。在此情况下,A地区于2012年7月进行了门诊支付方式改革,将原来的按诊次支付调整为按用药天数支付。调整支付方式后,2013 社保年度门诊就诊总人次同比增幅为4%,相比上一年度增幅有所降低,然而在用药天数方面,2013 社保年度同比增幅达到了20%,远远超过了历史增长率。基金安全性降低、群体不满意等问题依旧没有得到妥善解决。同一时期,B地区实行按人头支付、人均限额支付等复合门诊支付方式,且医保政策的稳定性和延续性较好,没有进行较大的变动,从而为探究A地区医保支付方式的改革效果提供了良好的对照条件。

### (二) 识别方法与研究假设

当前关于医疗保险中道德风险问题的研究,大多通过医保费用分担政策(cost-sharing)变化来识别道德风险的存在性。然而,医保政策的变化,可能导致医疗供需双方的行为都发生变化,因此往往无法估计出准确的供方道德风险大小。而本文旨在分析医保支付方式对于医疗服务供方道德风险的影响,从而可以借由样本地区支付方式改革的“准自然实验”,运用双重差分法(DID)剔除参保人就医行为与医疗费用变化中,来自医疗需求释放、需方道德风险以及医疗服务价格调整的作用部分,从而估计出支付方式对供方道德风险相对“纯净”的处理效应。上述方法能够得到相对“纯净”供方道德风险的理由主要在于:一方面支付方式直接作用于医疗机构,对于参保人的就医行为与医疗费用不会有直接影响,因此可以看做改革前后需方道德风险和医疗需求没有发生变化,通过DID能够将这部分影响剔除。另一方面,参保人就医行为与医疗费用受多方面影响,且由于生存环境改变、医疗技术进步、医疗服务价格调整等客观原因,本身就可能存在一定的波动趋势。DID能够将这部分影响在未受到政策影响的群体中估计出来,并作为受到政策影响群体的影响且剔除干净,那么参保人的就诊行为与医疗费用变化就体现了来自医疗服务供方的影响,且来自供方

① 根据数据使用协定,本文不能透露样本地区具体的名称,在下文中一律用“A/B地区”代替。

② 不同于自然年度,社保年度为当年的7月初到下一年的6月底。



的这部分影响体现了其为获取“超额收益”的行为变化,即供方道德风险。

为了控制医疗费用的不合理增长,同时更好地满足参保人的医疗需求,A地区进行了门诊的支付方式改革,从原本的“按诊次支付”改革为“按用药天数支付”。然后改革并没有达到预期效果,尽管改革后就诊次数异常的情况得到了一定遏制,但是用药天数却急剧增长,使得医疗总费用的增长率仍然维持在较高水平上。本文认为原因主要在于:医疗服务供方作为“经济人”,以实现自身利益最大化为目标来开展业务(Dulleck和Kerschbamer,2006),而支付方式直接关系到医疗服务供方的切身利益,因此,无论在何种支付方式下,医疗服务供方都会想方设法最大化自身利益,这可能会导致医疗资源的过度浪费和配置扭曲,从而产生道德风险。此外,不同支付方式的运行机制和作用机理存在一定差异,从而对供方利益产生的影响有所差异(Allard等,2011)。在这种情况下,医疗服务供方会利用其专业技术优势和作为一个团体的博弈能力(王文娟和王季冬,2019),通过改变服务单元数量或者费用的方式即转化道德风险的表现形式,来寻求利益最大化。对于A地区,在支付方式变更前即使用按诊次支付时,医疗服务供方的收入与所提供的医疗服务次数密切相关,因此医疗服务供方就会分解就诊次数;而在支付方式变更为按用药天数支付后,医疗服务供方的收入与所开的药品数量息息相关,医疗服务供方就会增加用药。基于此,本文提出如下假设:

假设1:无论是选择“按诊次支付”还是“按用药天数支付”的支付方式,医疗服务供方的道德风险都显著存在。

假设2:支付方式变更后,医疗服务供方在降低“分解诊次”行为的同时,会增加每一诊次的药品使用程度,从而使总医疗费用仍然维持在历史水平上。

此外,就诊者在收入水平、社会地位、健康水平及素养等方面都有所差异,使得医务人员诱导需求的可行性以及难易程度上会有所不同,因此“差别定价”行为在医患互动中也可能显著存在(Afèche和Mendelson,2004)。例如:在支付方式变更前,A地区患有慢性病的参保人就医无法得到足够天数药物治疗,体现了医疗服务供方对于不同疾病患者存在一定的差别定价行为。而在支付方式变更后,参保人的药品需求能够得到满足,因此年龄较大、需要频繁就医、患有慢性病等患者可能受到的影响会更大。基于此,本文提出如下假设:

假设3:不同身份参保人所遭受的供方道德风险影响存在显著差异。

### (三)数据来源

相关数据来自于A和B两个地区医保系统的门诊服务微观数据库,本文获取了该数据库中5%的参保人样本。在具体的取样方法上,首先通过5%的按年龄分层抽样方式选择了实验组80,011位以及对照组36,881位参保人作为抽样的样本,然后采用回溯追踪的方式获得了各参保人在2011年7月至2014年6月共36个月度的全部就医信息。总体数据由两个层面的信息库构成,第一个层面为所有参保人的个人信息数据库,包括参保人的年龄、性别、户口、身份类别等人口统计变量;第二个层面为医疗服务利用数据库,包括参保人每次就医的医疗机构名称、级别,以及就诊的时间、疾病分类编码(ICD10)、总费用(医保补偿、个人支付)和各项费用明细(西药费、中药费、诊疗费、检查费等)等。这两个数据库可以通过参保人唯一的ID和时间变量进行匹配整合。在分析就医费用时使用人次维度的混合截面数据,实验组和对照组分别有1,063,270和640,457人次的就医记录,而在分析就医总次数时将使用参保人维度的月度平衡面板数据。总体来说,由于数据直接来源于参保人每一次就医信息的真实记录,因此相比于调查数据,具有极小的系统性偏误与主观性,并且能够观测微观个体的行为变化,保证了研究结果的客观性、真实性以及准确性。

### (四)变量选择与描述性统计分析

根据本文的研究设计,选取了参保人一个月内的就诊总次数以及每次的就医费用作为因变量,

其中涉及到价格的指标都已经根据各年的消费者价格指数调整为 2011 年价格水平,并进行了对数化处理。支付方式变更后,如果对供方道德风险造成了影响,那么参保人的就诊次数和次均就医费用就会发生显著变化,且如果不同支付方式对道德风险的影响机制存在差异,那么这两个指标的变化方向就会存在差异。下表为改革前后参保人一个月内的就医总次数以及各项次均费用的描述统计及 T 检验情况。由表 1 可知,在支付方式变更后,A 地区的就诊次数显著降低而次均医疗费用显著提高。

表 1 描述统计及 T 检验

描述	变量	组别	改革前	改革后	差值
就诊次数	Visits	实验组	2.61	1.81	-0.81***
		对照组	2.01	2.15	-0.14***
次均费用	Expenses	实验组	84.52	104.62	20.11***
		对照组	185.93	185.29	-0.64
药费	Drugs	实验组	69.21	86.53	17.32***
		对照组	155.24	155.57	0.32
非药费	Non-drugs	实验组	15.30	18.09	2.79***
		对照组	30.68	29.95	-0.96***

此外,参保人的就诊次数和医疗费用还受其他因素的影响,因此还需要加入一些控制变量来排除其对结果的干扰。经过对原始信息的筛选以及进一步的加工与处理,选取了适合本次研究的变量,相关变量的分布情况如下表所示。

表 2 控制变量描述统计分析

描述	变量	分布
年龄	Age	Age<18, 26.71%; 18≤Age<35, 9.72%; 35≤Age<50, 26.76%; 50≤Age<65, 21.66%; Age≥65, 15.15%
性别	Gender	男, 48.94%; 女, 51.06%
户口	Urban	城镇, 83.19%; 农村, 16.81%
参保类型	Type	职工医保, 58.16%; 居民医保, 41.84%
就医选择	Choice	基层医疗机构, 37.09%; 其他, 62.91%
疾病类型	Illness	内分泌、营养和代谢疾病, 28.00%; 呼吸系统疾病, 18.50%; 循环系统类疾病, 10.37%; 消化系统疾病, 9.06%; 传染病和寄生虫病, 1.09%; 其他, 32.98%

### (五) 研究方法

本文所使用的双重差分法(DID)是政策评估领域使用最为广泛的一种方法,基本思想是:在进行政策评估时,政策变量(Policy)可能与被遗漏的个体特性相关,直接对如下方程进行估计会导致参数的非一致性。

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Policy_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

而 DID 通过将结果变量在未受到政策影响群体中(对照组)的前后变化,作为受到政策影响群体(实验组)趋势变动影响的估计,进一步差分别除实验组这部分效应,从而得到政策处理效用的估计值。其基本模型如下所示:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 G_i \times D_t + \beta_2 G_i + \beta_3 D_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$G_i = \begin{cases} 1, & \text{if } i \in \text{实验组} \\ 0, & \text{if } i \in \text{对照组} \end{cases} \quad D_t = \begin{cases} 1, & \text{if } t \in \text{实验后} \\ 0, & \text{if } t \in \text{实验前} \end{cases}$$

其中, $Y_{it}$ 为因变量,在本文中包括参保人一个月内门诊就诊总次数、次均就医费用、药费以及非药费等变量, $G_i$ 为实验组虚拟变量(实验组, $G_i=1$ ;对照组, $G_i=0$ ), $D_t$ 为实验期虚拟变量(2011年7月至2012年6月, $D_t=0$ ;2012年7月至2014年6月, $D_t=1$ ),交乘项 $G_i \times D_t$ 为政策效应变量,系数 $\beta_1$ 即为处理效应估计值, $\varepsilon_{it}$ 为随机扰动项。

具体在本文中,将A地区作为“实验组”,而与A地区相邻的B地区称为“对照组”,A、B两地地理位置毗邻且经济发展水平基本一致,因此具备可比性。A地区在样本时期内改革了门诊支付方式,将按诊次支付变更为按用药天数支付,为本文的研究提供了很好的“准自然实验”,而B地区的支付政策没有改变,两者具有差异性,从而满足了进行DID估计的基本条件。

一般情况下,为了提高模型的拟合程度,以及控制其他因素对被解释变量的影响,在模型中还会加入其他控制变量,从而得到如下模型:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 G_i \times D_t + \beta_2 G_i + \beta_3 D_t + \sum \delta_k Factor_{ikt} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

在本文中控制变量包括参保人的性别、年龄、户口、参保类型、就诊医院级别、疾病诊断编码以及年度和月度的时间控制变量。

### 三、实证研究

在该部分将运用DID来估计样本地区医保支付方式改革对供方道德风险的影响。在分析过程中,首先将对DID的基本假设——平行趋势假设进行检验。然后对全样本进行回归估计,并对支付方式影响医疗服务供方道德风险的机制进行分析。接着从参保人人口统计和医疗行为特征两个角度进行异质性分析。最后进行稳健性检验。

#### (一) 平行趋势检验

DID成立的一个基本前提是实验组和对照组具有相同的时间趋势,即如果没有事件的发生,观测变量在两个地区的变化趋势是趋同的。为了进行平行趋势检验,本文将式(3)进一步细化为:

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_{k=-5}^6 \beta_{1k} G_i \times D_{ik} + \beta_2 G_i + \sum_{k=-5}^6 \beta_{3k} D_{ik} + \sum \delta_j Factor_{ijt} + \varepsilon_{it}$$

$$D_{ik} = \begin{cases} 1, & \text{if } t = k \\ 0, & \text{if } t \neq k \end{cases} \quad (4)$$

式(4)中 $k = (-5, -4, \dots, 0, 1, \dots, 5, 6)$ ,其中 $k=0$ 表示2012年6月,即事件发生前的一个月,并设置为“参照0点”。其余各点分别表示相较于“0点”的第 $k$ 个月份, $\beta_{1k}$ 即衡量支付方式改革对医疗服务供方道德风险的影响。分别以就诊总次数和次均医疗费用作为因变量估计得到 $\beta_{1k}$ 的时序变化如图1所示。由图1可知,在改革前,模型估计系数均在0附近波动。而改革后,就诊总次数的估计系数显著为负,次均医疗费用的估计系数显著为正。因此,在改革前,实验组和对照组的就诊次数和费用均没有随时间发生系统性差别,从而满足DID的基本假设。

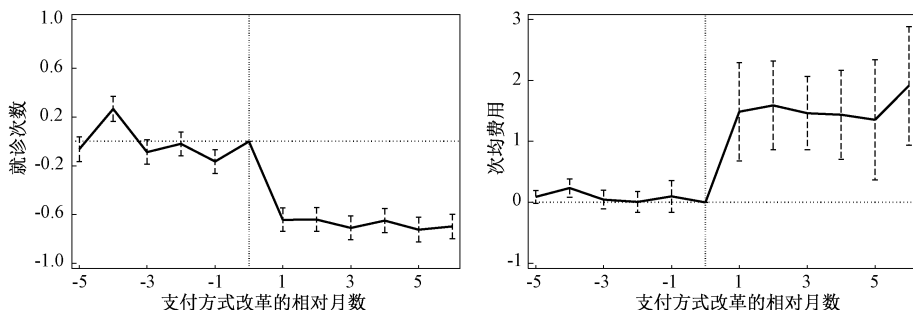


图1 平行趋势检验

注:图中每个点对应的短线表示估计系数的置信区间。

#### (二) 全样本回归

表3中Panel A~Panel D分别报告了以参保人一个月内门诊就诊总次数、次均就医费用、药费

以及非药费为因变量下,支付方式改革效应的估计结果。其中,为了加以对比,(1)~(3)为单差法的估计结果,而(4)~(6)为 DID 的估计结果;(1)与(4)为不加任何控制变量的估计结果,(2)与(5)为加入参保人的性别、年龄、户口、参保类型、就诊医院级别以及年度和月度时间变量的估计结果,(3)与(6)为加入上述控制变量以及 ICD 固定效应的估计结果。

表 3 全样本回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A: 因变量为就诊总次数(N=4,208,112)						
政策处理效应	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.00 (0.02)	-0.04*** (0.00)	-0.04** (0.02)	-0.04** (0.02)
Panel B: 因变量为次均费用(N=1,703,727)						
政策处理效应	0.17** (0.07)	0.13*** (0.03)	0.13*** (0.03)	0.14*** (0.04)	0.11*** (0.02)	0.12*** (0.02)
Panel C: 因变量为次均药费(N=1,703,727)						
政策处理效应	0.21*** (0.07)	0.17*** (0.02)	0.16*** (0.02)	0.16*** (0.04)	0.13*** (0.02)	0.13*** (0.02)
Panel D: 因变量为次均非药费(N=1,703,727)						
政策处理效应	-0.06 (0.08)	-0.04 (0.09)	-0.03 (0.07)	-0.01 (0.07)	0.03 (0.07)	0.03 (0.06)
分组效应	×	×	×	√	√	√
时间效应	×	×	×	√	√	√
控制变量	×	√	√	×	√	√
ICD 固定效应	×	×	√	×	×	√

注:1.表中(1)~(3)和(4)~(6)分别为以式(1)和式(2)为基础依次加入不同控制变量得到的结果。  
2.括号中为个人层面聚类稳健标准误;\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的显著水平下显著,下同。  
3.控制变量包括参保人的性别、年龄、户口、参保类型、就诊医院级别以及年度和月度虚拟变量,下同。

首先,由 Panel A 呈现的估计结果可知,支付方式改革对门诊就诊总次数的处理效应为-0.04,说明在医保支付方式由“按诊次支付”变更为“按用药天数支付”后,参保人的就诊次数显著降低了4%。其次,由 Panel B 呈现的估计结果可知,支付方式改革对门诊次均费用的处理效应约为 0.12,即在支付方式改革后,参保人的次均费用反而显著增长了 12%左右。最后,进一步根据费用构成对药费和非药费进行检验,得到 Panel C 和 PanelD 所呈现的估计结果。结果表明支付方式改革后,参保人的药费显著增长了 13%左右,而非药费没有发生显著变化,说明支付方式改革对次均费用的影响主要体现在对药费的影响上。

接着将药费分解为中药费和西药费、非药费分解为治疗费和检查费做进一步分析,得到如表 4 所示的回归结果。由表 4 可知,中药费的处理效应显著为正,而西药费的处理效应没有通过检验,说明支付方式改革对药费的影响主要体现在对中药费的影响上。而对治疗费和检查费两项非药费的影响均没有通过显著性检验,即参保人的非药物费用在改革前后没有显著变化。

表 4 医疗费用分项回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	中药费	西药费	治疗费	检查费
政策处理效应	0.23*** (0.04)	0.07 (0.06)	0.02 (0.02)	0.01 (0.01)
分组效应	√	√	√	√
时间效应	√	√	√	√
控制变量	√	√	√	√
ICD 固定效应	√	√	√	√
N	1,703,727	1,703,727	1,703,727	1,703,727

注:上表所呈现的回归结果均为使用表 3 中列(6)所用的模型设定分析得到,下同。

根据上述回归结果可知,在支付方式改革后,参保人的就诊次数和次均费用发生了显著的反向变化。并且,通过 DID 剔除了来自需方医疗需求释放和道德风险以及医疗服务价格变化等方面的



影响,从而说明参保人就医行为和次均费用的变化体现了医疗服务供方的“不合理”行为变化,即支付方式对医疗服务供方道德风险产生了显著影响,假设1得到验证。另外,支付方式由“按诊次支付”变更为“按用药天数支付”后,参保人的次均费用特别是中药费显著增长,而就诊次数显著降低,说明医疗服务供方增强了“用药”动机,而减少了“分解就诊次数”做法,即医疗服务供方道德风险的表现形式会随着支付方式的变化而发生改变。

### (三) 影响机制分析

根据前述的分析结果可知,支付方式改革后参保人的就医频率显著降低而次均医疗费用显著上涨。上述变化很大程度上是由于支付方式改革影响到了医疗服务供方的利益,迫使其改变行为来维护自身利益不受损害所造成的,也就是说支付方式改革引发了医疗服务供方道德风险的发生与转变。为了验证这一机制,本文接着分析改革前后参保人月度内的总医疗费用即医疗机构的收入是否发生了显著变化,运用同样的分析方法得到如表5所示的结果。

表5 影响机制分析

	(1)	(2)	(3)
	总费用	医保补偿费用	自付费用
政策处理效应	0.05*** (0.01)	0.02*** (0.01)	0.01 (0.01)
分组效应	✓	✓	✓
时间效应	✓	✓	✓
控制变量	✓	✓	✓
ICD 固定效应	✓	✓	✓
N	4,208,112	4,208,112	4,208,112

由列(1)所示的回归结果可知,支付方式改革后,参保人的总医疗费用显著增加了5%,从而证明在不同的支付方式下,医疗机构会通过调整行为来保障自身利益,同时也说明了不同支付方式对医疗机构利益产生的影响存在差异。尽管按诊次支付和按用药天数支付同属于按服务单元支付,但两者对医疗服务供方行为的作用机理存在显著差异。在按诊次支付下,医疗服务供方有分解参保人就诊次数的道德风险。而在按用药天数支付下,供方存在多开药、多用药的道德风险。具体表现为,一方面,支付方式改革后参保人次均医疗费用显著增长,且主要表现在中药费的上涨。原因在于中药中有许多是辅助性、营养性的药品,这些药品不具有专门的疗效,即便“多开”、“多用”也不会对机体造成显著的损害,因此成为了不合理用药的“重灾区”。另一方面,参保人的就诊频率显著降低。在按诊次支付下,一个诊次无论是1天或7天的药量,所得的结算额完全相同,因此医疗服务供方不愿意多开药。对于那些需要长期拿药的患者就需要多次就诊,从而导致就诊量的虚高。而在支付方式变更为按用药天数支付后,医疗机构的利益得到了满足,分解就诊次数的动机减少,从而导致就诊次数的下降。此外,结合列(2)和列(3)所示的结果可知,总医疗费用的增长主要来源于医保补偿,即医疗机构通过改变自身行为,将政策风险转嫁给医保基金。综上可知,医疗服务供方会调整自身的行为以适应不同的支付方式,通过改变诊疗行为以及用药水平,使得总医疗费用仍然维持在历史水平上,从而维护自身的利益不受损害,即假设2得到验证。

### (四) 影响异质性分析

不同人口统计以及医疗行为特征的参保人,受到供方道德风险影响的大小可能存在差异。接下来分别从待遇类型、年龄、选择就医医疗机构级别以及疾病类型等角度,细分子样本进行更为深入地分析与论述。

#### 1. 按待遇类型分组。

目前,我国基本医疗保险体系包括城镇职工和城乡居民两项基本医疗保险制度(以下分别简

称“城职保”和“城乡居保”)。这两项制度分别覆盖城镇职工和城乡居民两类不同群体,参保种的不同一定程度上体现了参保人在社会地位、收入水平等方面的差异,而这些差异可能会影响处理效应的大小。因此,接下来将从城职保和城乡居保两个维度来进行分析。

表 6 中行(1)和行(2)分别表示支付方式改革对城职保和城乡居保参保人就诊行为与医疗费用处理效应的估计结果。从估计结果可以得出,对于城职保参保人,支付方式改革对次均费用和就医次数的处理效应分别为 0.10 和 -0.03,而对于城乡居保参保人,相应的处理效应为 0.16 与 -0.07。整体来说支付方式改革对城乡居民的影响更大,城乡居保的参保主体为未成年人、没有工作的学生和老人、没有固定工作的灵活就业人员等,这部分人要么常社会阅历较浅,人际交往圈子较窄,要么收入水平较低,因此往往在医患互动中处于劣势,从而受到更大的供方道德风险影响。

表 6 异质性回归结果

维度	异质性分组		次均医疗费用		就诊次数	
			估计系数	标准误差	估计系数	标准误差
参保类型	(1)	城镇职工医保	0.10***	(0.01)	-0.03*	(0.01)
	(2)	城乡居民医保	0.16***	(0.03)	-0.07**	(0.03)
参保人年龄	(3)	0~18岁	0.10***	(0.01)	-0.03	(0.02)
	(4)	19~35岁	-0.19*	(0.10)	-0.04	(0.06)
	(5)	36~50岁	0.08***	(0.02)	-0.02	(0.03)
	(6)	51~65岁	0.12***	(0.02)	-0.04**	(0.02)
	(7)	65岁以上	0.14***	(0.02)	-0.05**	(0.02)
医疗机构级别	(8)	基层医疗机构	0.18***	(0.02)	-0.02	(0.03)
	(9)	其他	0.12***	(0.02)	-0.04**	(0.02)
疾病类型(ICD分组)	(10)	传染病和寄生虫病(A00-B99) <sup>①</sup>	-0.04	(0.03)	0.02**	(0.01)
	(11)	内分泌、营养和代谢疾病(E00-E90)	0.15***	(0.01)	-0.09***	(0.00)
	(12)	循环系统疾病(I00-I99)	0.12**	(0.05)	-0.07***	(0.02)
	(13)	呼吸系统疾病(J00-J99)	0.01	(0.01)	-0.04***	(0.00)
	(14)	消化系统疾病(K00-K93)	0.15***	(0.00)	-0.06***	(0.00)

## 2. 按年龄层次分组。

不同年龄参保人的身体健康水平存在差异,支付方式改革对不同年龄层参保人就医的影响也可能有所不同。因此,将全样本按照年龄分成 18 岁以下、19~35 岁、36~50 岁、51~65 岁以及 65 岁以上五个组别。

由表 6 中行(3)~(7)展示的估计结果可知,支付方式改革对 65 岁以上参保人就医行为的影响最大,次均费用和就医次数的处理效应分别为 0.14 与 -0.05,其后按效应大小从大到小分别是 51~65 岁、36~50 岁、18 岁以下与 18~35 岁。说明不同年龄参保人受到的供方道德风险影响存在差异,其中老年群体医疗服务利用率较高,受到的影响相对更大。

## 3. 按就诊医疗机构级别分组。

不同等级医疗机构在医疗便利度、可及度以及医疗水平等方面都会存在差异,因此选择去不同等级医疗机构就医的参保人受到供方道德风险的影响大小可能存在差异。本文根据就医医疗机构等级将总样本分为基层医疗机构就医组和其他医疗机构就医组两类,基层医疗机构是指直接为一定人口的社区提供预防、治疗、保健及康复服务的社区卫生中心、乡镇卫生院等。按照国家有关“基层首诊”政策,门诊治疗鼓励在基层医疗机构进行。

由表 6 中行(8)与行(9)展示的估计结果可知,支付方式改革后,选择基层医疗机构就诊参保人的就诊费用显著增长了 18%,高于选择其他医疗机构就诊参保人的费用增长率,但前者的就诊

① 括号中为 ICD10 对应编码。

次数没有显著变化,而后者的就诊次数显著降低了4%,也就是说选择基层医疗机构就诊参保人的就诊费用上涨且就诊次数没有降低,在这种情况下医疗总费用大大增长。原因在于门诊就医主要在基层医疗机构,基层医疗机构规模小且分布广,极大地方便了参保人的诊疗,且门诊就诊主要为一些多发病、慢性病等,基层医疗机构能够满足参保人这些医疗需求,因此参保人在基层医疗机构的就诊频率会更高,从而受到由支付方式改革所引发供方道德风险的影响更大。

#### 4. 按疾病诊断 ICD 分组。

按照疾病发病率和疾病类别分别选择了传染病和寄生虫病、内分泌类疾病、呼吸系统疾病、循环系统类疾病以及消化系统疾病五类疾病的患者作为分析子样本。不同疾病类型的诊疗方法和治疗周期均存在一定差异,支付方式改革所引发的供方道德风险也可能存在差异。

由表6中行(10)~(14)展示的估计结果可知,一方面,支付方式改革对患有内分泌类疾病、循环系统疾病以及消化系统疾病的参保人具有显著影响。这三类疾病主要包括高血压、糖尿病等中老年常见慢性病,治疗周期较长且需要长期进行药物治疗,因此受到改革的影响较大。另一方面,支付方式改革对患有传染病和寄生虫病、呼吸系统疾病的参保人影响相对较小,主要原因在于这两类疾病的发病率与生活环境情况密切相关,因此医疗行为更多受当地气候、环境等因素影响。

根据四个子样本的回归结果可知,参保人所遭受的供方道德风险大小依参保人的特征而存在差异,即医务人员存在“差别定价”行为,具体表现为城乡居保参保人、65岁以上老年人、选择基层医疗机构就诊的患者、患有慢性病的病人等所受到的影响更大,假设3得到验证。

#### (五) 稳健性分析

前述的回归分析都是基于 DID 模型,而 DID 成立的一个基本假设是事件具有外生性,即如果没有“支付方式改革”这一事件的出现,两个地区参保人就医行为和费用的差别不会有显著改变。如果这一基本假设得不到满足,那么造成 A 地区参保人就医行为和费用变化的原因可能不仅仅是支付方式改革。尽管前文已经通过检验平行趋势的方式证明了 DID 的有效性,但为了进一步验证所得结论的稳健性,本文接着运用 PSM-DID (Crump 等,2009)以及固定效应模型(FE)进行稳健性分析。

PSM-DID 的基本思想是首先用倾向得分匹配法(PSM)从对照组匹配出与实验组个体具有同质性的个体,然后再使用 DID 进行估计,从而解决内生性问题。本文使用上述方法进行稳健性分析,首先使用参保类别、参保人年龄、性别、户口、就医医疗机构级别、疾病类型等变量作为匹配指标,一比一匹配出对照组的样本,然后运用 DID 分析得到表7中列(1)~(2)的估计结果。结果表明在改革后次均费用显著提高而就医次数显著降低,基本结论与前述一致。此外,由于 PSM-DID 只能解决可观测因素带来的内生性,而造成医疗行为变化的原因中可能还有一些不可观测的因素。基于此,本文继续考虑使用 FE 进行估计,FE 能够控制不随时间变化且不可观测因素的影响,通过估计得到表7中列(3)~(4)所示的结果,同样说明前述结论稳健。

表7 稳健性分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	PSM-DID		FE	
	次均医疗费用	就诊次数	次均医疗费用	就诊次数
处理效应	0.11*** (0.01)	-0.04** (0.02)	0.13*** (0.00)	-0.05*** (0.00)
分组效应	√	√	√	√
时间效应	√	√	√	√
控制变量	√	√	√	√
ICD 固定效应	√	√	√	√
N	1,155,585	2,478,456	1,703,727	4,208,112

需要说明的是,如果存在随时间变化且不可观测的因素,这些因素又造成处理组和对照组有不同的时间趋势,那么通过 DID、PSM-DID 以及 FE 都无法得到一致估计,但同时出现上述情况的可能性较小。此外,本文还采取了反事实检验的方法,通过系统随机得到事件点,多次实验中均发现没有显著影响,因此本文的结论具有稳健性。

#### 四、结论与建议

本文通过双重差分法(DID)剔除医疗需求释放、需方道德风险以及医疗服务价格调整等方面的影响,得到了支付方式对于供方道德风险的处理效应,结果发现:首先,在样本地区支付方式由“按诊次支付”改革为“按用药天数支付”后,参保人的就诊频率显著降低,而次均医疗费用特别是中药费显著提高。其次,进一步的机制分析发现,为了维护自身既得利益不受损害以及实现利益最大化,医疗服务供方会改变道德风险的表现形式以适应不同的支付方式。在本文的研究样本中,表现为在按诊次支付下,供方存在“分解就诊次数”的道德风险,而变更为按用药天数支付后,供方道德风险转变为“增加用药”。最后,参保人所遭受的供方道德风险强弱会因其收入水平、社会地位、健康水平及素养等的不同而有所差异,供方“差别定价”行为普遍存在,其中城乡居保参保人、65 岁以上老年人、选择基层医疗机构就诊的患者、患有慢性病的病人受到的影响相对较大。

医疗服务供方道德风险是造成医疗费用不合理增长的重要原因,使医保基金面临更大的收支不平衡风险,同时削弱了医保政策对参保人的保障力度,造成了“看病难、看病贵”问题始终得不到根本解决。尽管有研究表明,医疗服务供方会注重自身的声誉从而保证利益的可持续性,然而在不完全竞争的医疗市场,仅通过声誉机制克服供方道德风险不太现实。因此,要想有效控制医疗服务供方的道德风险,减小供方道德风险对于参保人乃至整个医疗卫生领域利益的损害,需要发挥支付方式的重要作用。

基于以上分析,本文为相关职能部门在支付方式的选取以及监管措施上提出以下两点建议:其一,选择复合支付方式。单一支付方式存在固有弊端,近几年发达国家和地区普遍采用了复合支付方式,并且国家相关部门也提出要“减少按项目付费”,推行“多种付费方式相结合的复合型付费方式”。复合支付方式能够使得单一支付方式相互补充,综合发挥积极作用。目前,国内不少地区对支付方式进行了积极探索,比如广东省的“按病种分值付费法”、江苏淮安的“点数法”等,实质上都是总额预付基础上的复合支付方式,在实践中也取得了一定的效果,具有积极的推广意义。其二,不断提升医保精细化管理能力。任何支付方式都存在难以避免的缺陷,复合式的支付方式也同样如此。因此必须不断提高医保精细化管理能力,促进医保从管理走向治理。通过采用信息化技术,加强监管体系和监管队伍建设,并借助现代“大数据”的优势与力量,提升监管力度和效率。

#### 参考文献

- [1] 陈醉,宋泽,张川川. 医药分开改革的政策效果——基于医疗保险报销数据的经验分析[J]. 金融研究,2018(10):72-88.
- [2] 杜创. 动态激励与最优医保支付方式[J]. 经济研究,2017(11):88-103.
- [3] 傅虹桥,袁东,雷晓燕. 健康水平、医疗保险与事前道德风险——来自新农合的经验证据[J]. 经济学(季刊),2017(2):599-620.
- [4] 马超,赵广川,顾海. 城乡医保一体化制度对农村居民就医行为的影响[J]. 统计研究,2016,33(4):78-85.
- [5] 潘杰,雷晓燕,刘国恩. 医疗保险促进健康吗?——基于中国城镇居民基本医疗保险的实证分析[J]. 经济研究,2013(4):130-142,156.
- [6] 申曙光. 新时期我国社会医疗保险体系的改革与发展[J]. 社会保障评论,2017(2):40-53.
- [7] 王文娟,王季冬. 过度医疗与转诊制:一个排队论下的博弈模型[J]. 管理科学学报,2019,22(2):63-76.



- [ 8 ]王章佩,林闽钢. 医疗服务的专业性及其治理:基于专业权力的思考[J]. 医学与哲学(人文社会医学版),2009,30(7):42-43,56.
- [ 9 ]于长永. 新型农村合作医疗制度建设绩效评价[J]. 统计研究,2012,29(4):92-97.
- [ 10 ]臧文斌,赵绍阳,刘国恩. 城镇基本医疗保险中逆向选择的检验[J]. 经济学(季刊),2013,12(1):47-70.
- [ 11 ]Afeche P, Mendelson H. Pricing and Priority Auctions in Queuing Systems with a Generalized Delay Cost Structure[J]. Management Science, 2004, 50(7):869-882.
- [ 12 ]Allard M, Jelovac I, Léger P. Treatment and Referral Decisions under Different Physician Payment Mechanism[J]. Journal of Health Economics, 2011, 30(5):880-893.
- [ 13 ]Arrow K. Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care[J]. American Economic Review, 1963, 53(5):941-973.
- [ 14 ]Bajar P, Dalton C, Hong H, et al. Moral Hazard, Adverse Selection, and Health Expenditures: A Semiparametric Analysis[J]. The RAND Journal of Economics, 2014, 45(4):747-763.
- [ 15 ]Chalkley M, Malcomson J. Contracting for Health Services When Patient Demand Does Not Reflect Quality[J]. Journal of Health Economics, 1998, 17(1):1-19.
- [ 16 ]Crump R, Hotz V, Imbens G, et al. Dealing With Limited Overlap in Estimation of Average Treatment Effects[J]. Biometrika, 2009, 96(1):187-199.
- [ 17 ]Currie J, Lin W, Meng J. Addressing Antibiotic Abuse in China: An Experimental Audit Study[J]. Journal of Development Economics, 2014, 110:39-51.
- [ 18 ]Dulleck U, Kerschbamer R. On Doctors, Mechanics, and Computer Specialists: The Economics of Credence Goods[J]. Journal of Economic Literature, 2006, 44(1):5-42.
- [ 19 ]Ellis R, McGuire T. Optimal Payment Systems for Health Services[J]. Journal of Health Economics, 1990, 9(4):375-396.
- [ 20 ]Folland S, Goodman A, Stano M. Economics of Health and Healthcare[M]. 3rd Edition. Prentice-Hall, 2011.
- [ 21 ]Jiang Q, Yu B, Ying G, et al. Outpatient Prescription Practices in Rural Township Health Centers in Sichuan Province, China[J]. BMC Health Services Research, 2012, 12(1):324.
- [ 22 ]Lu F. Insurance Coverage and Agency Problems in Doctor Prescriptions: Evidence from a Field Experiment in China[J]. Journal of Development Economics, 2014, 106:156-167.
- [ 23 ]Ma A. Health Care Payment Systems: Cost and Quality Incentives[J]. Journal of Economics and Management Strategy, 1994, 3(1):93-112.
- [ 24 ]Manning W, Newhouse J, Duan N, et al. Health Insurance and the Demand for Medical Care: Evidence from a Randomized Experiment[J]. American Economic Review, 1987, 77(3):251-277.
- [ 25 ]Riphahn R, Wambach A, Million A. Incentive Effects in the Demand for Health Care: A Bivariate Panel Count Data Estimation[J]. Journal of Applied Econometrics, 2003, 18(4):387-405.
- [ 26 ]Sun X, Jackson S, Carmichael G, et al. Prescribing Behaviour of Village Doctors under China's New Cooperative Medical Scheme [J]. Social Science & Medicine, 2009, 68(10):1775.
- [ 27 ]Wu B. Physician Agency in China: Evidence from a Drug-percentage Incentive Scheme[J]. Journal of Development Economics, 2019, 140:72-89.
- [ 28 ]Yi H, Miller G, Zhang L, et al. Intended And Unintended Consequences of China's Zero Markup Drug Policy[J]. Health Affairs, 2015, 34(8):1391-1398.

### 作者简介

何文(通讯作者),中山大学岭南学院在读博士研究生。研究方向为医疗保险、健康经济。电子邮箱:hewen7@mail2.sysu.edu.cn。

申曙光,中山大学岭南学院教授、博士生导师。研究方向为医疗保障。

(责任编辑:滕磊)