

医疗保险的道德风险研究

——基于补偿政策变动的经验证据

向 辉 杜 创 彭晓博

[摘 要] 本文利用中国东部某相邻两县基本医疗保险由县区统筹向市级统筹转变过程中,补偿政策调整差异的“准实验”基于全样本的微观住院支出与医保报销面板数据,使用双重差分模型识别和估计医疗保险道德风险。研究结果显示,医保补偿比率提高导致住院费用显著上涨,抵消了报销费用提高的部分,使患者自付支出并未显著降低。医保目录内外费用结构、医疗机构级别、年龄、疾病类型等异质性分析表明,乡镇级、县级、市级等不同级别医疗机构的费用效应存在显著差异,其中乡镇级费用效应最强,其次为县级和市级。从需方角度看,需求价格弹性的非线性特征、就医交通成本、年龄分布差异等均有助于解释上述异质性。从供方角度看,提高保险补偿比率后,医保目录内外费用结构的变化、县内和县外、慢性病和非慢性病之间的费用效应差异均揭示了供方道德风险。

[关键词] 医疗保险;道德风险;补偿政策;双重差分

[中图分类号] F842 [文献标识码] A [文章编号] 1004-3306(2020)06-0110-18

DOI: 10.13497/j.cnki.is.2020.06.009

一、引 言

道德风险识别和估计是医疗保障制度优化设计的重要环节。提高医疗保障水平可以带来福利改进,也会引发效率损失(Chetty和Finkelstein 2013)。所谓福利改进,是指通过保险重新配置患病这一或然性事件带来的经济风险,提高个体效用。效率损失主要来自两方面:首先,医疗服务成本不完全由消费者负担,会出现事前(Ex ante)和事后(Ex post)的“道德风险”问题;其次,医疗保险的引入可能改变供方行为和市场结构,进而影响医疗服务供给(封进,2010)。尤其在中国当前医疗体制改革过程中,医院和医生收入与药品和检查等服务量挂钩,供方道德风险因素不容忽视(寇宗来,2010)。如何识别和估计道德风险是一个实证问题,也具有重要的政策意涵。

不同保障水平保险合同中的个体可能存在系统性差异,若这些差异与医疗支出相关将导致估计结果偏误。逆向选择理论表明保障水平越高个体的平均健康状况越差,医疗支出也更高(Rothschild和Stiglitz,1976;Einav和Finkelstein,2011)。因此,如何区分逆向选择和道德风险效应是实证研究的关键。目前较为可信的研究多利用自然实验或准实验,为道德风险的存在提供证据支持。这些研究多分析保险的引入、保险慷慨度的变化或非线性的保险价格设计对患者医疗服务利用和医疗支出的

[基金项目] 北京市自然科学基金青年项目(9194032)和教育部社科青年基金项目(17YJC790116)。

[作者简介] 向 辉,清华大学公共管理学院博士研究生,E-mail: philipxiang@126.com;杜 创,中国社会科学院经济所微观经济学研究室主任,研究员;彭晓博,中央财经大学经济学院讲师。

影响。

国外有关医疗保险道德风险的经验研究已经很多,但基于国内行政数据的相关文献还比较缺乏。由于国内外医疗体制和疾病谱、就医习惯等差异,基于本土数据的测算对指导政策实践具有重要意义。国内相关研究大多采用入户调查数据,诊疗经历和费用数据来自受访者的回忆,数据维度较单一,无法基于费用结构和不同疾病类型进行深入分析。本文使用连续大样本微观住院支出和医保报销面板数据,利用相邻两县由县区统筹向市级统筹转变过程中补偿政策调整时间点差异的“准实验”,使用双重差分模型识别和估计医疗保险道德风险,并尝试对供方和需方的道德风险加以区分。

二、文献综述

道德风险是卫生经济学期以来重要研究议题。Arrow(1963)指出市场机制在医疗领域的缺陷主要体现在市场的风险分担不足,以及医疗服务供需双方及保险人之间的信息不对称两个方面。仅仅依靠市场机制无法实现完全的风险分担,需要社会机制发挥作用。医疗保险中,参保人比保险提供方对于自身的健康状况具备信息优势,按“隐藏行为”和“隐藏信息”的差异可将需方道德风险分为“事前道德风险(Ex ante moral hazard)”和“事后道德风险(Ex post moral hazard)”两类。“事前道德风险”指的是被保险人由于在出险后(事后)面临较低的边际支出,因此降低了自身在出险前(事前)进行风险防范(即自我保护)的投入,从而提高了风险发生的概率(Ehrlich和Becker,1972)。“事后道德风险”指患者的医疗服务需求随其面临的自付支出价格改变而发生的变化(Chernew和Newhouse,2011)。鉴于医疗服务种类广泛,不同服务价格差异很大,现实中通常用总费用的自付比例度量自付支出价格。

医疗保险的重要价值之一是在个体的健康和疾病状态间分散风险以实现消费平滑。理论上,最优保险合同应实现不同状态下收入的边际效应相等。由于自付费用下降带来的医疗服务利用增加提高了保险供给成本,导致消费者不再愿意支付完全保险的损益平衡价格,道德风险将导致最优保险合同——起付线上的全额保险无法实现(Pauly,1968)。道德风险条件下的最优保险合同为不完全保险,以实现降低风险与激励约束之间的平衡(Holmstrom,1979)。实践中政策设计通常同时包含起付线和自付比例,而提高自付比例控制道德风险和降低自付比例提高风险保障之间又存在权衡。由此,检验道德风险是否存在、程度大小及其属性成为医疗保险合同设计的关键环节。

Arrow(1963,1968)最早提出考虑道德风险的最优医疗保险合约问题。他认为在一定前提下如果医疗保险难以实现期望损失为零的公平保险费率(Fair insurance),那么最优医疗保险合约应该是起付线上的全额保险(Full insurance)。Finkelstein et al.(2009)在此基础上提出,由于健康冲击降低消费者的边际效用以及保险的管理成本等因素,最优保险合同不应当是全额保险。现实中的保险政策也常常是起付线和自付比率同时存在。随着自付比率的提高,一方面,患者会面临更大的健康冲击带来的风险,另一方面又会对患者的就医行为形成激励约束。最优的保险合同则是两者之间的权衡(Zeckhauser,1970)。

Chetty和Finkelstein(2013)在上述思想的基础上提出基于最优统计量的模型,将社会保险的最优补偿比率分解成参保人需求弹性、个体消费平滑效应(或流动性效应)等几个可测算的充分统计量。变量测量上,医疗保险道德风险程度通常用参保人对医疗服务的“需求弹性”,即参保人的医疗服务需求量对价格变动的反应程度来表示。医疗服务“需求量”则常将医疗费用和就诊次数作为代理变

量。使用医疗费用作为代理变量的好处是能更准确地测量医疗服务的数量,不足之处是需要剔除医疗服务价格变动带来的测量偏差。使用就诊次数作为代理变量则不会受到价格变动的影响,但却损失了测量医疗服务量的精度。

相关实证研究大致包括如下三类:保险计划实验(自然实验)、准实验、个体跟踪观察研究(Chernew 和 Newhouse 2011)。自然实验的典型代表包括兰德健康保险实验(The RAND Health Insurance Experiment)和俄勒冈健康保险实验(The Oregon Health Insurance Experiment)。关于兰德健康保险实验的研究表明,在个人负担比例较高的保险计划下,门诊和住院率较低,医疗支出也更少(Newhouse, 1993; Aron-Dine et al. 2013)。兰德实验还发现,降低保险补偿比率对不同人群的影响存在差异,比如补偿比率的降低对儿童的住院率没有影响;对非紧急的疾病要比紧急疾病的影响更大(Manning et al. 1987)。有关俄勒冈健康保险实验研究发现,保险的引入导致医疗支出增加,机制包括增加住院率和急诊就诊率、提高基本医疗和预防医疗的使用,以及药品支出增加(Finkelstein et al. 2012, 2016)。在准实验方面, Aron-Dine et al. (2015) 研究表明消费者并非完全短视,会考虑支出超过免赔额后有效价格下降的事实。他们利用不同月份入职者面临相同当期价格和不同预期价格(由于有更长时间进行支出累积,先入职者面临更低的预期价格),发现先入职者的索赔率和支出均显著高于后入职者。Einav et al. (2015) 利用美国 Medicare 药品支出保险计划(Part D)的非线性定价,节点(Kink Point)之上灾难性支出之下的费用由个人负担,研究发现药品支出在节点显著增加,使用动态聚束效应模型模拟发现,当个人自付比例从 25% 下降至 0% 时弹性系数介于 0.22 ~ 0.26,此时每个受益人的年度药品支出平均增加 150 元。还有一些文献利用个体调查数据研究医疗保险与医疗需求的关系,由于研究对象往往存在自主选择保险计划的情况,此类研究常需要通过研究设计来降低“逆向选择”的影响。“需求价格弹性”的测量受住院或门诊、疾病种类等较多因素影响。鉴于此,Newhouse 提出道德风险的测量应避免使用简单的“需求价格弹性”概念,而直接采用补偿比率变动导致医疗服务数量变动这一更直观的表述(Finkelstein et al. 2014)。

国内的相关研究中,封进(2010)利用 CHNS 入户调查数据研究引入“新农合”保险制度后的费用效应,通过市场结构来识别供方因素的影响。该文发现,由于村诊所面临较为激烈的同行竞争而缺乏垄断定价权,“新农合”的引入并未改变村诊所的医疗服务价格,相对地,县医院在当地具有较强的垄断定价权,在引入“新农合”后医疗价格出现上涨。赵绍阳等(2015)利用成都市的城乡医疗保险在合并过程中,补偿比率发生变化这一政策冲击,测算医疗服务需求对保险补偿比率变动的反应,但并未考虑供方因素。谢明明等(2016)发现我国医疗保险对医疗费用的显著促进作用更多的是事后道德风险。Lu et al. (2019) 利用中国西部某县门诊给付封顶线的政策变化,使用聚束效应方法研究发现医疗支出在封顶线周围显著集聚,个人自付比例从 30% 上升至 100% 的弹性系数介于 0.34 ~ 0.49。Yang(2013)发现加入“新农合”几乎没有降低农民获得门诊服务的自付费用,相反还导致总体医疗费用的上涨。其中,承担大部分农村就医需求的村诊所和乡镇服务中心,比县级医院和市级医院的医疗费用上涨更为明显。

以上关于中国医疗保险道德风险的测算结果存在差异,一个重要的原因难以甄别医疗服务供需双方的行为影响。在中国目前的医疗体制下,基本医疗保险与医院的结算以按项目付费(Fee-for-service)为主,即医生所得由医疗服务的提供数量而定,而不是以患者的健康状况或服务的疗效而定。医院“医药养医”和“供给诱导需求”不容忽视。McGuire(2000)用一个模型来分析医生在垄断市场结

构下的行为,在没有健康保险的情况下,医生可以同时决定价格和数量,导致过度医疗,引入了健康保险后,即便价格由医疗保险决定,医生依旧可以通过改变医疗服务数量获得更多利润。杜创(2017)在博弈模型中论证了医生在利用专业信息优势获取利润过程中会受到医保支付方式的影响。刘军强等(2015)通过对城乡医疗保险经办人员、医院医生、患者等各利益相关者的访谈,发现医生利用自身的信息优势、患者在加入保险后对费用的敏感度下降,以及“医患共谋”共同推动了医疗费用的增长。

Thomas(1983)早已阐明源于需方的道德风险和源于供方的诱导需求在静态的均衡中是无法被区分的。一方面,患者在享受保险赔付的情况下可能滥用医疗服务,另一方面,医生对疾病的诊疗具备信息优势,越慷慨的医疗保险越会诱使作为“双重代理人”的医生提供更多的医疗服务。两者对医疗费用的影响是同方向的,即都会导致医疗服务量和医疗费用的上涨。但是,供需方的影响在不同补偿等级、疾病种类、年龄分布方面存在差异,为检验供方或需方的道德风险提供了视角。Pauly和Fredric(2008)发现不同疾病类型的道德风险程度存在显著差异,最优的补偿比率应该考虑不同类型疾病的差异。封进等(2015)根据出生组,比较2004年前后两个时期各年龄组的人均医疗支出发现,城市老年人的人均医疗支出增速高于其他年龄组。但也有文献表明,老年人并未占用较多医疗资源,尤其是在农村,家庭成员在看病的优先顺序上,老年人常常排在青壮年和儿童之后(阎竣和陈玉萍,2010)。

与国内已有研究相比,本文的贡献主要体现在三个方面。一是使用连续大样本微观住院支出和医保报销面板数据,利用相邻两县由县区统筹向市级统筹转变过程中补偿政策调整时间点差异的“准实验”,使用双重差分模型识别和估计医疗保险道德风险,为医疗保险制度优化和支付机制改革提供实证依据。二是静态分析中分离供方和需方道德风险十分困难,本文尝试通过考察医保目录内外费用结构^①、医疗机构级别、年龄、疾病类型的道德风险异质性为区分上述道德风险提供证据。三是研究方法可用于城乡居民基本医疗保险整合效果评估和制度改进。

三、补偿政策调整背景

(一) 背景及政策变化

“新农合”在实施之初大多采取县级统筹,各县根据本统筹区的财力和保险资金的运行情况来设定补偿政策。2011年以来许多地方的“新农合”开始由县级统筹向市级统筹转变,各县原本存在差异的补偿政策在全市范围内逐步统一。我国东部某Z市相邻两县在这一补偿政策调整过程中时间点的不同,提供了难得的“准实验”机会。A、B两县地理相邻,离Z市市区的距离相当,2010年之后两县参保人数基本已覆盖农村人口的95%以上^②。如表1所示,两县的每千人床位数、每千人职业医师人员数等医疗资源及分布都较为接近。

在2013年之前,Z市“新农合”实行县级统筹,各县“新农合”按就医医疗机构将住院补偿分为乡镇级、县级、市级(及区外)三个补偿级别^③。在2010~2012年县级统筹期间相关补偿政策均在每年4

^① 医保报销目录是基本医疗保险基金控制医疗支出,影响医疗服务供给的重要手段。总的住院费用包括医保目录内费用和医保目录外费用,只有进入医保报销目录,才会按相应的医保政策补偿比率予以报销。

^② 查阅当地医疗保险政策文件获知。

^③ 市级(及区外)补偿级别的住院病例包括三个部分:第一部分发生在该市区公立医院,包括两家三甲医院和多家二甲医院,占该补偿级别内总住院人次的66%;第二部分是来自省外医院,占该补偿级别内总住院人次的7.8%;第三部分来自省内其他市的医院,占26.2%。

月底颁布,5月正式实施,因而政策年度为当年5月1日到次年4月30日。本文从Z市医疗保险报销数据库中提取出两县入院日期从2010年5月1日至2012年4月30日的住院病例共48662条,其中A县18099条,B县30563条。

A、B两县基本情况和医疗资源

表1

	常住人口数		新农合 参保人数	2013年农民 人均纯收入(元)	行政机构	每千人床位 数(张)	每千人执业医师 (含助理)人数
	城镇	乡村					
A县	4.8万	5.3万	89028	9966	5乡4镇	3.61	1.31
B县	7.4万	7.6万	147805	10177	7乡6镇	3.57	1.16

资料来源:Z市卫生统计年鉴和调研资料。

表2列出两县在2010年到2012年间的新农合补偿政策。A县和B县在2010年5月到2011年4月期间(下称“期1”)的起付线、政策补偿率、封顶线均相同。在2011年5月到2012年4月(下称“期2”)后,A县的乡镇级和市级补偿比率与上一年度保持一致,县区级医疗机构的政策补偿比率提高了5%;B县的乡镇级和市级医疗机构的政策补偿率均提高了10%,县区级医疗机构政策补偿比率提高了15%。

A、B两县期1和期2补偿政策对比分析

表2

	补偿级别	乡镇级	县级	市级 ^①
A县	起付线(元)	100	400	800
	补偿比率(%)	80(80)	60(65)	40(40)
	实际补偿率(%)	59.4(62.5)	41.9(44.6)	26.3(27.8)
	封顶线(万元)	7(8)		
	平均实际补偿率(%)	37.1(37.8)		
B县	起付线(元)	100	400	800
	补偿比率(%)	80(90)	60(75)	40(50)
	实际补偿率(%)	56.3(64.5)	41.1(49.2)	26.7(34.4)
	封顶线(万元)	7(8)		
	平均实际补偿率(%)	38.1(43.8)		

资料来源:根据Z市基本医疗保险政策文件,及Z市医疗保险报销数据库计算。

注:实际补偿率=保险支付金额/住院费用,根据所有保险补偿数据计算得出,能综合反映政策补偿比率、起付线、封顶线、补偿范围等补偿力度。括号外对应期1的值,括号内为期2的值。

① 市级补偿范围指包括在市区级医院以及省内市外医院的住院报销。

总体而言,相较于上一个政策年度,A县全年实际补偿率^①仅提高了0.7%,而B县提高了5.7%。图1是两县按月度计算的实际补偿率的变化图,在期1两县的月均实际补偿年度较为一致,但在期2,B县实际补偿率稳定高于A县。2012年5月开始,全市补偿政策接近统一,两县的实际补偿率处于相近水平。

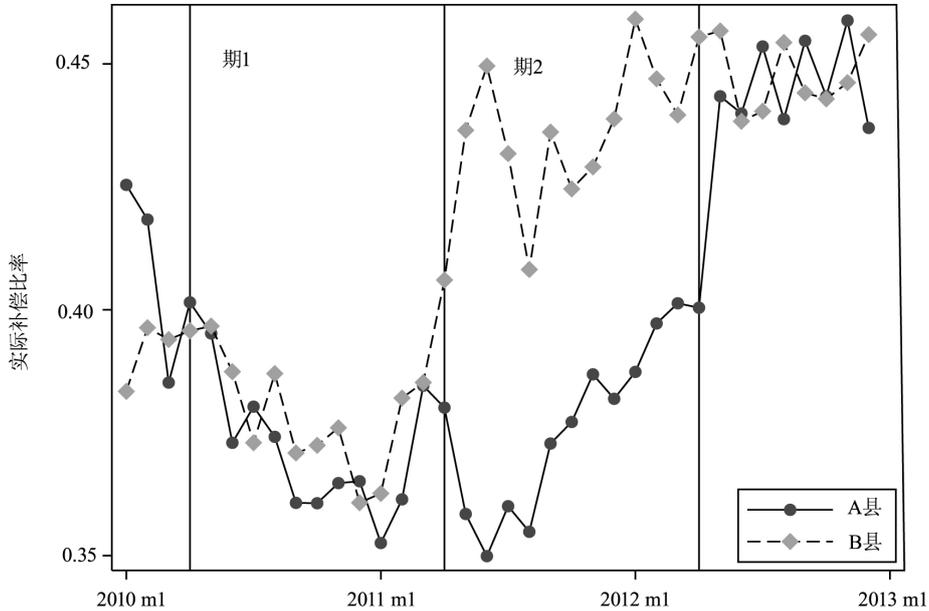


图1 A、B两县月均实际补偿率

(二) 住院人次和住院费用

如表3所示,在补偿政策变动前后一年,A县总住院人次增加11.2%,而B县总住院人次增加了25.1%。在次均住院费用方面,两县分别增长15.5%和12.2%。在总费用方面,A县增长28.4%,B县增长40.3%。补偿政策调整后,B县的补偿比率高于A县,导致B县的总补偿费用增幅为61%,几乎达到A县增幅31%的一倍左右。

两县各级医疗机构住院人次及总费用

表3

	A县			B县		
	期1	期2	增幅	期1	期2	增幅
住院人次	8569	9530	11.2%	13580	16983	25.1%
次均费用(元) ^②	3742	4321	15.5%	3592	4030	12.2%
总费用(万元)	3207	4118	28.4%	4877	6844	40.3%
总补偿费用(万元)	1191	1560	31.0%	1860	2995	61.0%

资料来源:根据Z市医疗保险报销数据库计算。

① 全年实际补偿率 = 全年医保总补偿费用 / 全年住院总费用。

② 次均费用由医疗费用总额除以总住院人次求得。

四、计量模型设定和估计结果

(一) 双重差分模型设计

双重差分的方法被广泛应用到对政策的评估中,相比于传统的回归方法,其因果性推断更为可信。双重差分法需要满足准自然实验的一些基本条件:第一,政策的外生性,即处理组的样本为随机选择;第二,处理组和对照组在处理之前满足平行趋势假设;第三,政策的唯一性,即实验中必须保证不能同时受到其他政策的影响,否则就无法将它们的效果区分开(陈林和伍海军,2015)。

本文的研究设计能较好地满足上述条件。首先,2011年5月,A、B两县是否选择提高新农合的补偿比率主要由宏观的政策指导和当年的新农合资金结余决定,与个体住院费用及医生的诊疗行为并无直接关系,符合政策外生性条件。两县的政策差别仅存在一年的时间,次年补偿政策即趋于统一。其次,A、B两县相邻,地理位置上正好处于Z市市区两侧,距离市区的距离相当。两县的医疗资源分布也相对均匀。当地的收入水平、人均医疗资源、医疗机构面对的市场竞争环境、疾病谱、医疗机构药品目录、地区诊疗规范等也十分接近。最后,很多地区的多项改革政策及影响往往存在交叉,导致许多利用政策变动进行的实证研究会出现较大的偏误。查阅了当地人力与社会保障部门和卫生局的政策目录汇总,本文选择2010~2012年当地未开展公立医院改革的阶段作为研究对象。此外,本文使用的是全样本的医疗保险报销数据库,可以根据药品费用和医生挂号费和诊疗费的变动,进一步验证不同地区政策发生变动的时点,从而较好地避免了政策效果交叉带来的影响。

综上,本文选取A县作为对照组,B县作为处理组,2011年5月政策变动前后一年作为观察时期,采用双重差分(difference-in-difference)方法研究医疗保险政策对医疗费用影响,考虑如下回归模型(1):

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 T_i + \beta_2 G_i + \beta_3 T_i \times G_i + z_{it} \gamma$$

式中, Y_{it} 为患者的住院费用,当地医疗服务的供给方以公立医疗机构为主,医疗价格受到政府管制,经访谈公立医院及查阅“新农合”政策文件,研究期间并未发现有较大医疗服务价格变动,因而本文将医疗费用做为主要医疗服务量的代理指标。

T_i 为时间虚拟变量, $T_i = 0$ 代表政策变动前的期1, $T_i = 1$ 代表政策变动后的期2; G_i 为政策变动虚拟变量, $G_i = 0$ 代表对照组,即在A县“新农合”的住院报销病例, $G_i = 1$ 代表处理组,即在B县“新农合”的住院报销病例; z_{it} 代表控制的个体层面的协变量,它由三组变量组成,其一是个体特征,包括住院患者的年龄及年龄的平方项、性别虚拟变量、户属性虚拟变量、补偿级别的虚拟变量(三个级别),其二是疾病类别的虚拟变量,其三是医院的虚拟变量。

(二) 数据

本文首先对总体的奇异值进行处理,再删除少量疾病编码异常及缺少疾病编码的病例。世界卫生组织(WHO)提供4位的ICD-10指南,各国则根据本国情况添加附码,中国使用的是包含6位字符的ICD-10疾病码^①。根据研究侧重点的不同,国内研究多按前一位至前三位对疾病进行分组(俞乔等,2013;Wang et al.,2012)。本文使用的Z市住院支出和医疗保险报销数据库中,首位码为W、

^① 国际疾病分类(International Classification of Diseases,ICD-10)是目前国际上通用的疾病分类编码系统。ICD-10首位字符将疾病分为肿瘤、呼吸系统疾病、循环系统疾病等大类,前2位字符在大类的基础上进一步细化,6位字符基本可以明确一种疾病。

X、Y、P、Q、V 的疾病在两县出现的病例数均低于 100 例^①,予以删除。两县新农合对母亲分娩补助的政策并未受到 2011 年 5 月份政策变动的影响^②,故剔除分娩的病例。对精神性疾病的住院补偿与其他疾病不一样,各县有别,也予以剔除。

现实中的疾病谱呈现种类多、时间维度和区域维度上差距大的特点。以 A、B 两县为例,两县两期 48000 多条病例中共出现 3000 余种疾病,而根据前两位码,可以将疾病分为 900 余种,其中住院人次靠前的 100 种疾病占到总病例数的 79%,前 50 种疾病占到总病例数的 66%。为了能控制住不同疾病种类对费用的影响并保证样本量,本文使用前两位码对疾病进行分类,考虑样本的代表性,选取 A 县 1 期、A 县 2 期、B 县 1 期、B 县 2 期四个集合中出现病例数均多于 30 条的疾病作为研究对象。最终得到研究样本包含病历 28418 条,涉及疾病 38 种、医院 33 家。

根据户属性可以将样本分为普通农户和困难户两个群体,其中困难户包括残疾人、低保户、重点优抚、重度残疾人、五保户、贫困户、特困户等。在本文的样本中,困难户大约占总住院人次的 7% 左右。不同户属性的家庭收入存在较大差异,可能影响医疗服务的使用。在控制度量中,加入户属性的虚拟变量,“一般农户”为 0,“困难户”为 1。此外,不同年龄和性别对医疗费用也存在影响,考虑到年龄的影响不是线性的,在控制变量中还引入了年龄的平方项。

(三) 平行趋势检验

表 4 是政策变化前实验组和对照组的描述统计。在第 1 期,两组的次均住院费用相近,对照组略高于实验组。住院人次在不同补偿级别的分布略有差异,其中实验组在乡镇级和县级医疗机构的比例要略高于对照组,在市级医疗机构的比例则低于对照组。性别和年龄的分布都较为接近。

期 1 各变量平均值对照

表 4

期 1	对照组	实验组	差值	T 检验 P 值
Ln(平均住院费用)	7.386	7.129	-0.257	0.0000***
乡镇级人次占比	40.7	54.1	0.133	0.0000***
县级人次占比	49.6	43.4	-0.063	0.0000***
市(外)级人次占比	9.6	2.5	-0.071	0.0000***
性别(男为 1,女为 0)	0.513	0.515	0.002	0.8023
年龄	51.925	51.146	-0.779	0.0781*
年龄平方	34.256	31.543	-2.713	0.0137**
困难户(是 1,否 0)	0.073	0.042	-0.030	0.0000***

进一步检验平行趋势假说,本文改变实验组虚拟变量和年份虚拟变量的乘积,若年份虚拟变量调整到真实政策实施之前,回归得到的交叉项系数不显著,而调整到真实政策实施时间之后,交叉项系数显著,则说明符合平行趋势假说。对住院总费用和药品费用的平行趋势检验结果如图 2 所示。我们首先将政策实施前一年的病例数据分为两组,假设 2010 年 5 月至 2010 年 10 月未受政策处理,而

① 按 ICD-10 的定义, V01 - Y98 表示“疾病或死亡的外因”, V99 表示“其他疾病”。

② 来自 A 县规定,母亲在县外分娩住院,其补偿标准也与政策规定的“市级”补偿级别有差别;新生儿住院的起付线统一为零。

2010年11月到2011年4月时间段受到政策处理,按照模型(1)进行回归得到交叉项系数 $gd1$ 并不显著。同样,将政策实施后一年的病例数分为两组,并假设2011年5月至2011年10月为未受政策处理,而2011年11月到2012年4月时间段受到政策处理,按模型(1)回归检验,同样发现交叉项系数 $gd4$ 不显著。此外,假设政策实施的时间由2011年5月向前移动到2011年1月,发现交叉项系数 $gd2$ 不显著。假设政策实施时间向后移动到2012年1月,得到交叉项回归系数 $gd3$ 显著,但要比按真实的政策实施效果要弱。上述结果支持平行趋势假说。

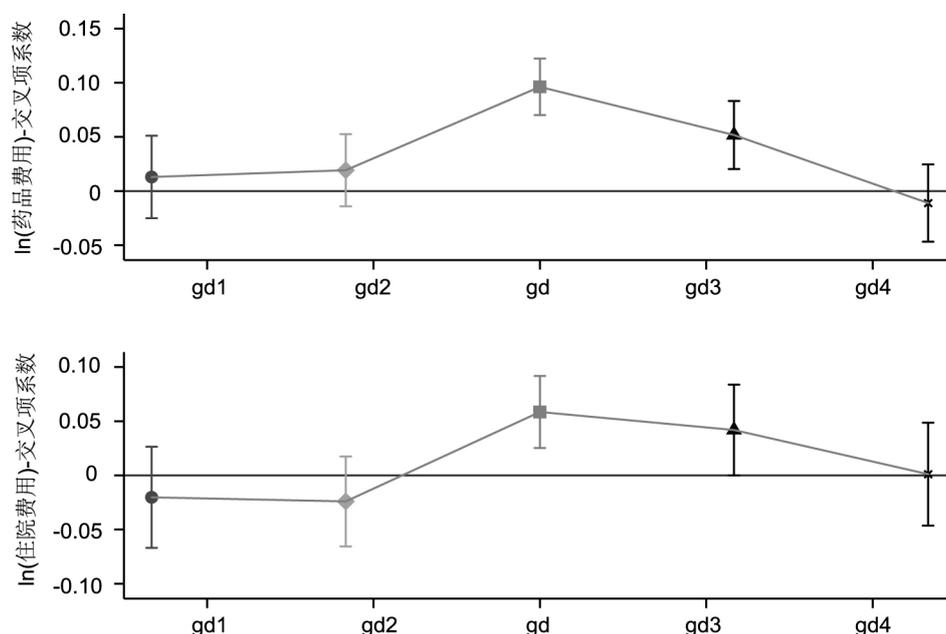


图2 DID 平行趋势检验

(四) 回归结果

模型(1)的回归结果如表5所示,T和G的交叉项代表提高保险补偿比率对住院费用的影响,补偿比率提高后,患者自付支出占比下降4.7%,自付费用并没有显著下降,但住院费用上涨道德风险9.39%,药品费用上涨5.69%。上述结果表明医疗保险带来的道德风险确实存在,道德风险导致的住院费用上涨基本上抵消了保险补偿比率提高的效应,并未显著降低患者自付负担。控制变量中,年龄项的系数显著为正,而平方项的系数显著为负,说明住院费用和患者年龄存在正相关关系,且随着年龄的增长,其对住院费用的影响在减弱。

除了补偿比率的调整,基本医疗报销目录是“医保控费”的另一个重要手段,只有进入报销范围的服务和药品费用才能由医疗保险报销。患者关心所获得的医疗服务的总量,即医疗总花费,但具体的医疗服务项目往往取决于医生的专业判断。此外,基本医疗保险往往采用“总额控费”或者控制“药占比”的方式控制医疗费用支出。药品、检查项目大多受到价格管制无法调整,但医生可以改变医疗服务数量和种类。补偿比率提高,一方面激励患者寻求更多医疗服务,另一方面,可能会激励医生增加目录外的医疗服务数量,既满足需方增长的医疗服务需求,又能符合“医保控费”的要求。

为了进一步验证供方的道德风险,本文将医保目录内外的费用结构作为被解释变量,采取模型

(1) 进行回归。结果如表 5 方程(2)至(4)所示,目录内的住院费用上涨 6.62%,但目录外的住院费用上涨了 30.2%,导致目录外的住院费用占比提高了 2.23%。说明医疗保险补偿比率提高确实改变了医疗服务的供给行为。

进一步分析药品费用结构,如表 5 中方程(7)至(11)所示,药品费用上涨主要是由于目录外的药品费用上涨。其中,在目录内的药占比下降约 3% 的情况下,目录外的药占比提高了近 8%,说明补偿比率提高后,医生开出了更多的目录外药品。

补偿比率提高的费用效应及费用结构效应

表 5

序号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
被解释变量	住院费用	住院费用(目录内)	住院费用(目录外)	目录外住院费用占比	自付费用占比	药品费用	药品费用(目录内)	药品费用(目录外)	药占比	药占比(目录内)	药占比(目录外)
T	0.0184* (0.0098)	0.0208** (0.0098)	-0.1235*** (0.0141)	-0.0042*** (0.0013)	-0.0351*** (0.0014)	-0.0245* (0.0125)	-0.0399*** (0.0138)	-0.4915*** (0.0220)	-0.0125*** (0.0022)	-0.0118*** (0.0023)	-0.1128*** (0.0044)
G	0.0029 (0.0366)	-0.0159 (0.0362)	0.0679 (0.0490)	0.0193*** (0.0054)	-0.0301*** (0.0047)	0.0789 (0.0489)	0.0530 (0.0587)	0.1682** (0.0680)	0.0163** (0.0082)	0.0156* (0.0080)	0.0135 (0.0113)
T*G	0.0939*** (0.0133)	0.0662*** (0.0133)	0.3029*** (0.0183)	0.0223*** (0.0018)	-0.0470*** (0.0021)	0.0569*** (0.0170)	0.0085 (0.0189)	0.5278*** (0.0278)	-0.0196*** (0.0030)	-0.0302*** (0.0030)	0.0800*** (0.0055)
年龄	0.0108*** (0.0004)	0.0119*** (0.0004)	0.0067*** (0.0003)	-0.0008*** (0.0000)	-0.0017*** (0.0001)	0.0130*** (0.0004)	0.0154*** (0.0005)	0.0064*** (0.0004)	0.0009*** (0.0000)	0.0014*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0001)
年龄平方	-0.0016*** (0.0004)	-0.0017*** (0.0005)	-0.0008*** (0.0002)	0.0001*** (0.0000)	0.0002*** (0.0001)	-0.0019*** (0.0004)	-0.0022*** (0.0005)	-0.0008*** (0.0001)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	0.0000 (0.0000)
性别	0.0013 (0.0069)	-0.0030 (0.0069)	0.0138 (0.0092)	0.0026*** (0.0010)	0.0017 (0.0011)	0.0054 (0.0087)	0.0145 (0.0097)	0.0174 (0.0141)	0.0008 (0.0016)	0.0001 (0.0016)	0.0007 (0.0028)
低保户	0.0097 (0.0141)	0.0084 (0.0140)	-0.0023 (0.0190)	0.0009 (0.0018)	-0.0023 (0.0021)	-0.0097 (0.0169)	-0.0103 (0.0184)	-0.0274 (0.0285)	-0.0098*** (0.0030)	-0.0100*** (0.0030)	-0.0164*** (0.0056)
疾病	控制										
医院	控制										
常数项	8.6357*** (0.0551)	8.2427*** (0.0542)	7.3801*** (0.0732)	0.2990*** (0.0082)	0.8338*** (0.0063)	7.8944*** (0.0707)	7.2573*** (0.0889)	6.7064*** (0.1024)	0.5323*** (0.0125)	0.4963*** (0.0124)	0.6406*** (0.0170)
样本量	32299	32299	32299	32299	32299	32240	32299	32299	32299	32299	32294
R ²	0.7223	0.7079	0.6937	0.3535	0.6240	0.5435	0.4566	0.5022	0.5138	0.5550	0.1815

注: * 表示 $p < 0.1$; ** 表示 $p < 0.05$; *** 表示 $p < 0.01$ 。其中自付比率 = 自付费用 / 总住院费用,药占比 = 药品费用 / 总住院费用,药占比(目录内) = 药品费用(目录内) / 总住院费用(目录内),药占比(目录外) = 药品费用(目录外) / 总住院费用(目录外)。

数据来源:作者根据当地医疗保险数据库计算。

(五) 稳健性检验

本文主要通过引入虚拟的政策时间和虚拟的政策对象两种策略来对双重差分的稳健性进行检验。如上文在平行趋势检验中所述,通过引入虚拟的政策作用时间,支持相关影响是由补偿政策变动所致的结论。进一步参照(周茂等,2018)等文献的方法,假设补偿政策的冲击对象是随机的(由计算机生成)这个随机过程生成 200 次,估计出所有双重差分回归中交叉项的系数并计算平均值。以对住院费用的检验为例,多次虚拟回归的交叉项系数的平均值为 -0.00026,相比于基础回归中的

0.0939 而言几乎接近于零,且不显著。结合交叉项系数的 t 值分布和 p 分布(见图 3),说明基础回归的估计结果是稳健的。

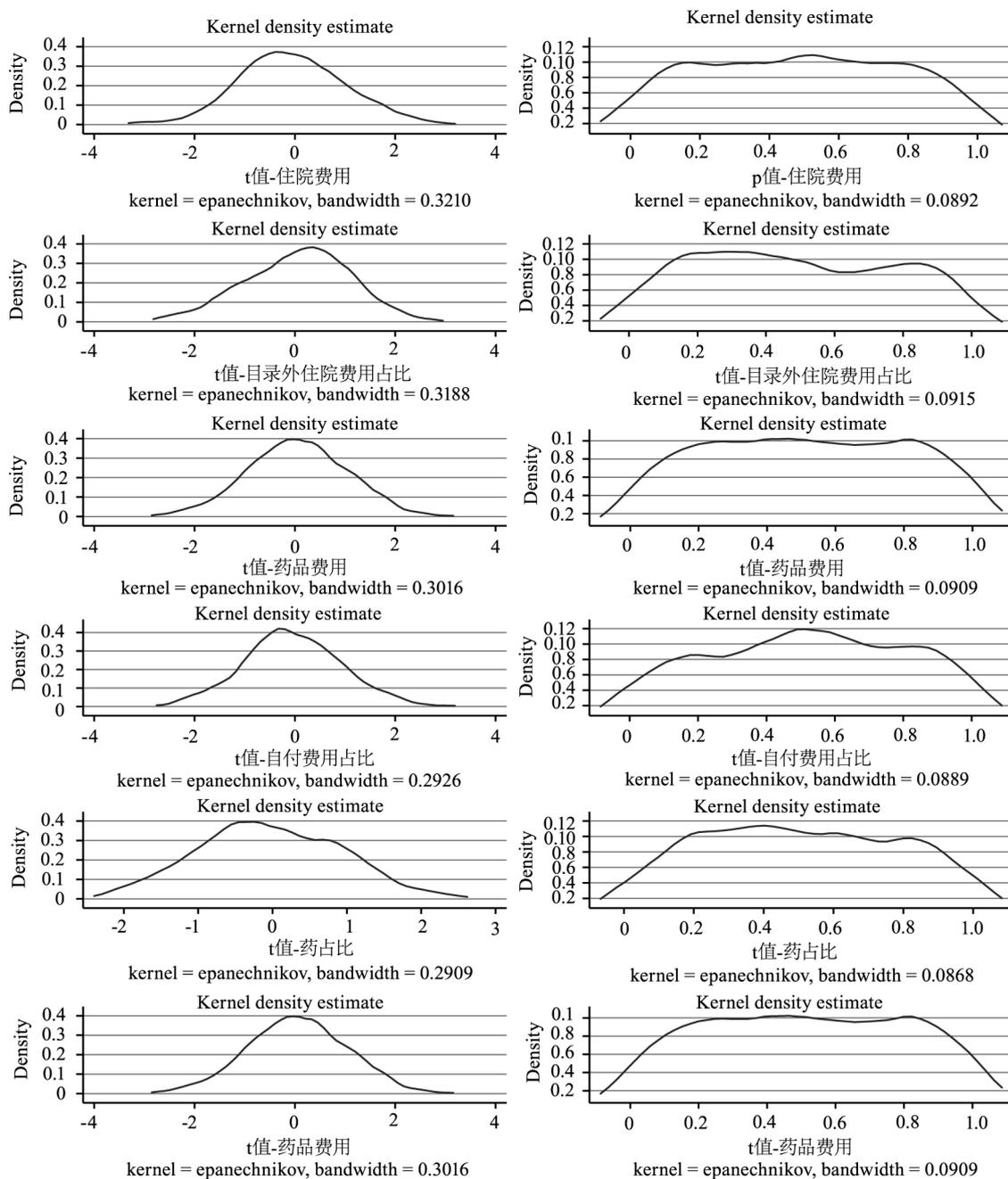


图 3 安慰剂检验: 虚拟回归交叉项系数的 t 值和 p 值分布

五、异质性分析

(一) 不同级别医疗机构

对不同级别医疗机构而言,医疗保险补偿政策的变动对医疗费用的影响也可能存在差异。本地

患者可能会根据自身对疾病严重程度的感知、门诊结果、家庭经济情况等选择在乡镇卫生院、县级医院或是市级医院就医。如表 6 所示,三个级别医疗机构的住院费用是逐级递增,可见疾病的严重程度和复杂度也是逐级递增。从平均自付比率上看,乡镇级为 36.8%,县级为 53.8%,市级最高,达到 68.6%。全样本的“药占比”达 45.9%,其中乡镇级高达 64.7%,县级为 44.6%,市级为 42.5%。从可报销范围看,乡镇级的可补偿比率最高,而市级最低。疾病谱的分布在不同补偿等级之间存在差异,最常见的前几种疾病均集中在高血压、肺部感染等常见病上。

不同补偿级别住院费用结构

表 6

医疗机构级别	病例数	平均住院费用(元)	平均自付费用(元)	平均自付比率(%)	平均药占比(%)	平均可补偿比率(%)	最多的前三种疾病
乡镇级	18132	800.30	295.13	36.8	64.7	86	J1 I1 I6
县级	18203	4198.02	2259.76	53.8	44.6	81	J2 J1 I6
市级	3924	12276.04	8430.40	68.6	42.5	76	J2 J1 I1

资料来源:数据来自 Z 市医疗保险报销数据库。

注:表中为数据预处理后结果。其中“I1”为“高血压”;“J1”为“流行性感冒和肺炎”;“J2”为“其它急性下呼吸道感染”;“I6”为“外部不知引起的肺部疾病”。

从需方道德风险角度而言,由于乡镇医疗机构平均医疗费用显著低于县级、市级医疗机构,考虑到医疗服务边际效用递减的特征,患者的需求弹性会随着补偿级别的提高而逐渐递减。如图 4 所示,MR 曲线为患者关于医疗服务的需求曲线,边际效用递减且凸向原点,MC₀ 为患者真实的边际成本,由于医疗保险对医疗费用按一定比率补偿,患者的边际成本曲线下降到 MC₁,此时医疗服务的需求量由 Q₀ 增长到 Q₁。当补偿比率进一步提高,患者的边际成本由 MC₁ 下降到 MC₂ 时,医疗服务的需求量由 Q₁ 增长到 Q₂。假设 MC₂ - MC₁ = MC₁ - MC₀,即补偿比率变动幅度不变的情况下,仍有 Q₁ - Q₀ < Q₂ - Q₁。从这个角度看,相比于县、市级,乡镇级就医的需方道德风险程度要高。此外,由于医疗保险对市级、县级、乡镇医疗机构的补偿比率逐渐提高,许多地区乡镇级医疗机构患者的政策补偿率高达 90%,从支付安排上更难以约束患者的道德风险行为。

下文同样采用回归模型(1),对乡镇级、县级和市级的道德风险程度进行计量分析,结果如表 7 所示。在对乡镇级的分析中,方程(1)和(6)的交叉项系数表明,政策补偿比率提高 10% 导致住院费用上涨 18.6%,其中药品费用上涨是主要推动力。补偿政策变动同样导致县级住院费用上涨,但上涨的幅度为 4.68%,低于乡镇级别的上涨幅度。相比于乡镇级就医患者自付费用的上涨,县级就医的自付费用下降 5.49%。这支持了上述关于需方道德风险异质性的推断。此外,县级医院的起付线、就医的交通成本等要明显高于乡镇卫生院,一定程度上减缓了需方道德风险行为。可以看到,县级和市级的住院费用上涨并不显著。无论市乡镇级、还是县级,目录外的住院费用上涨均远超过目录内的住院费用上涨,且目录外的药占比上涨也显著高于目录内的药占比上涨,说明医疗保险补偿比率的提高,可能带来更多的保险目录外的医疗服务,从而导致患者的费用负担并未下降,这一现象在乡镇医院更明显。

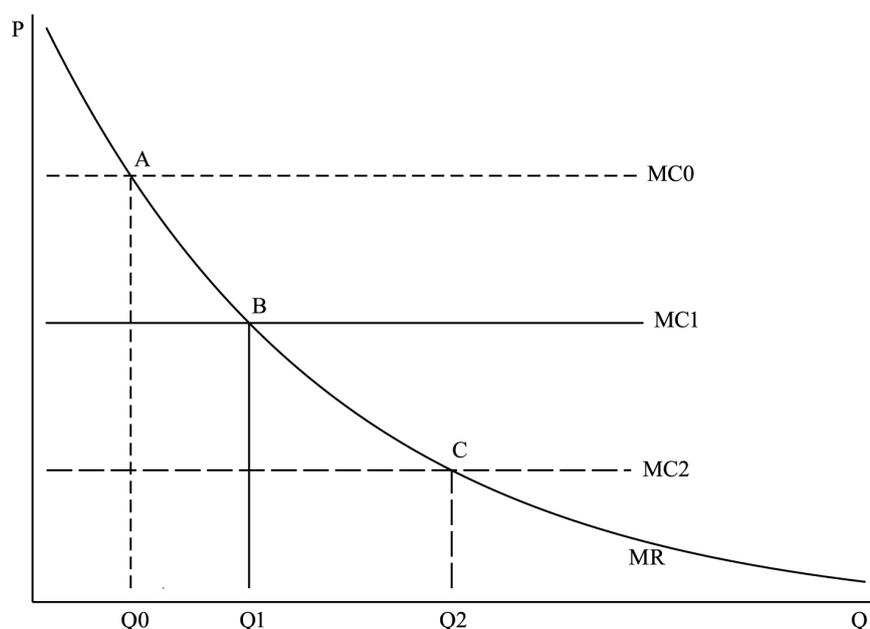


图4 需方“道德风险”程度

补偿比率提高对不同级别医疗机构的费用效应

表7

补偿级别	序号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	被解释变量	住院费用	住院费用 (目录内)	住院费用 (目录外)	目录内住院费用占比	自付费用占比	药品费用	药占比 (目录内)	药占比 (目录外)
乡镇级	T	0.0460 *** (0.0122)	0.0675 *** (0.0123)	-0.3483 *** (0.0202)	-0.0209 *** (0.0013)	-0.0536 *** (0.0024)	0.0623 *** (0.0138)	0.0181 *** (0.0019)	-0.2006 *** (0.0077)
	G	-0.6283 *** (0.0476)	-0.7124 *** (0.0501)	-0.1395 ** (0.0678)	0.0678 *** (0.0066)	0.1446 *** (0.0097)	-0.9453 *** (0.0573)	-0.2186 *** (0.0101)	-0.2078 *** (0.0216)
	T* G	0.1863 *** (0.0171)	0.1418 *** (0.0174)	0.5988 *** (0.0260)	0.0365 *** (0.0024)	-0.0306 *** (0.0034)	0.1006 *** (0.0199)	-0.0570 *** (0.0036)	0.1342 *** (0.0095)
	N	11742	11742	11741	11742	11742	11742	11742	11742
	R ²	0.4083	0.317	0.4235	0.5801	0.506	0.4103	0.4518	0.4083
县级	T	-0.0183 (0.0168)	-0.0211 (0.0168)	-0.0334 (0.0228)	0.0016 (0.0022)	-0.0288 *** (0.0022)	-0.0692 *** (0.0205)	-0.0192 *** (0.0042)	-0.0754 *** (0.0064)
	G	-0.1836 *** (0.0224)	-0.2209 *** (0.0225)	-0.0106 (0.0284)	0.0287 *** (0.0029)	0.0351 *** (0.0032)	-0.0278 (0.0272)	0.0267 *** (0.0050)	0.0993 *** (0.0072)
	T* G	0.0468 ** (0.0229)	0.0303 (0.0229)	0.1568 *** (0.0300)	0.0146 *** (0.0030)	-0.0563 *** (0.0032)	0.0059 (0.0291)	-0.0245 *** (0.0053)	0.0754 *** (0.0080)
	N	11370	11370	11370	11370	11370	11335	11370	11370
	R ²	0.3657	0.3888	0.2658	0.2274	0.3948	0.3289	0.4019	0.2022
市级	T	-0.0437 (0.0551)	-0.0836 (0.0559)	0.1089 (0.0723)	0.0290 *** (0.0085)	0.0076 (0.0049)	-0.2423 *** (0.0814)	-0.0676 *** (0.0132)	-0.0260 (0.0174)
	G	0.0300 (0.0762)	0.0430 (0.0746)	0.1429 (0.0998)	0.0093 (0.0105)	-0.0265 *** (0.0084)	-0.0374 (0.1056)	-0.0016 (0.0173)	0.0553 ** (0.0225)
	T* G	0.0347 (0.0903)	0.0016 (0.0893)	0.0474 (0.1155)	0.0136 (0.0127)	-0.0792 *** (0.0106)	0.1810 (0.1287)	0.0188 (0.0209)	0.0187 (0.0267)
	N	1676	1676	1676	1676	1676	1663	1676	1676
	R ²	0.2689	0.2141	0.3433	0.2524	0.2344	0.2450	0.2557	0.1146

注: * 表示 $p < 0.1$; ** 表示 $p < 0.05$; *** 表示 $p < 0.01$ 。上述回归中均控制住了性别、年龄、年龄平方以及医院和疾病种类。

考虑到A、B两县的医疗保险均为县级统筹,市区医院和省内其他市医院可能对A、B两县的报销补偿政策变化并不熟悉,且来自A、B两县“新农合”的住院费用占比不高。因而对于市级医疗机构而言,道德风险程度最轻。检验发现补偿政策变化并未带来市级住院费用的显著变化。

总体而言,无论是来自供方还是需方的影响,都表明乡镇级住院中,道德风险的程度要高于县、市两级。基本医疗保险在政策上向基层医疗机构的倾斜虽然有助于提高医疗服务的均等化水平,以及引导患者向基层医疗机构就医,推动“分级诊疗”,但过度提高基层医疗机构补偿比率的做法可能会导致供需双方道德风险程度的加剧,带来效率损失。

(二) 年龄结构

除了上述医疗需求价格弹性的非线性特征和供方因素的影响,年龄差异同样是道德风险在不同补偿级别表现出异质性的原因。图5为医保数据库中三个补偿级别的住院患者年龄分布图。可以看出,A、B两县“新农合”的住院人群的年龄结构分布较为接近。乡镇级医疗机构的老年人群比率明显高于在县级和市级的分布,县级医疗机构住院患者年龄分布较为平均,市级医疗机构的住院人群则以中年人为主。在农村,老年人比年轻人健康状况和经济状况要差,多会选择离家近、费用更为便宜的乡镇卫生院。青、中年人患病率比老年人低,但突发性疾病较多,县市医疗机构能提供比乡镇医疗机构更全面的诊治,其次,青、中年人往往是家庭主要的收入来源,生病带来的机会成本更高,因而可能会选择更高质量的医疗服务。

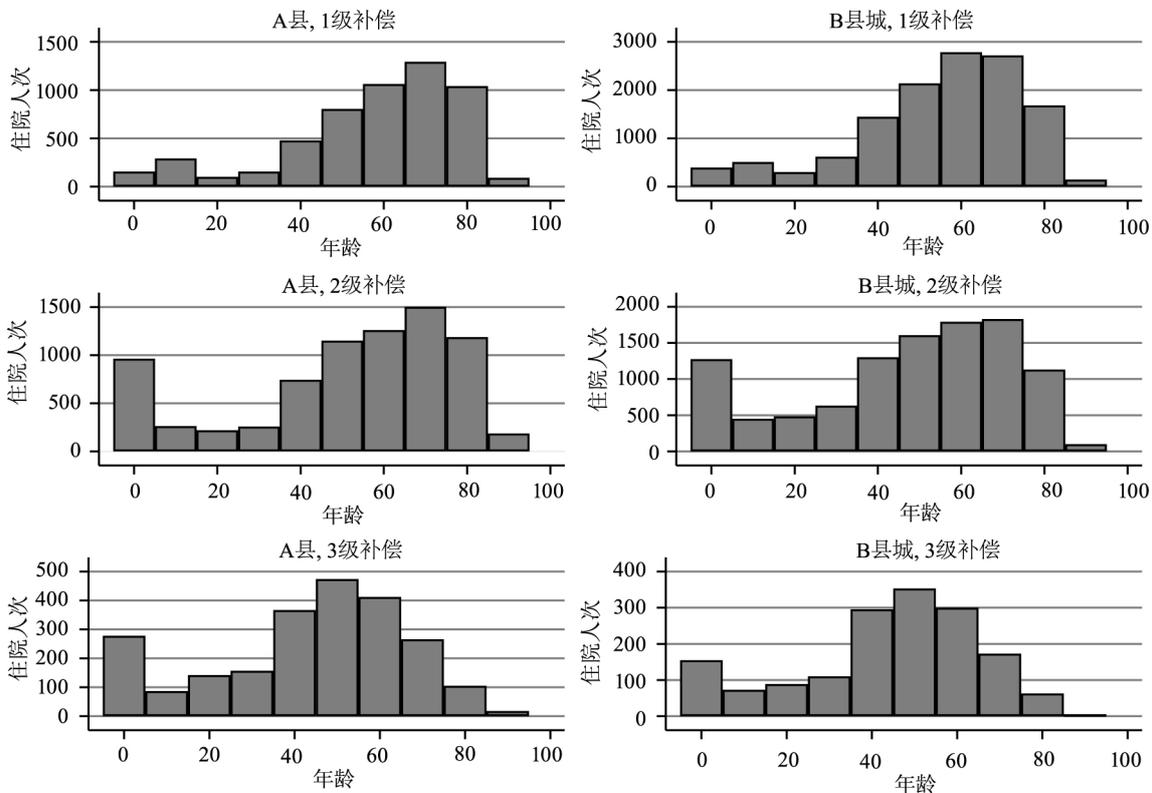


图5 A、B两县“新农合”患者的年龄分布密度图

考察提高补偿比率对不同年龄段患者的影响,回归结果如表8所示。提高补偿比率后,越是高龄

的人群,住院费用上涨效应越明显。此外,药品费用的上涨在老龄人群中更突出。道德风险程度在不同年龄段和不同级别医疗机构的异质性符合不同级别医疗机构患者的年龄分布特征。从费用结构上看,随着样本中老龄人增多,目录外的住院费用和药品费用上涨均快于目录内。

提高补偿比率在不同年龄段患者中的费用效应

表 8

双差分回归	(1) 年龄 < 30	(2) 年龄 < 40	(3) 年龄 < 50	(4) 年龄 < 60	(5) 全样本
交叉项 1 (住院费用)	0.0312 (0.0292)	0.0454* (0.0260)	0.0944*** (0.0217)	0.0904*** (0.0183)	0.1060*** (0.0140)
R ²	0.626	0.635	0.644	0.642	0.629
交叉项 2(目录外 住院费用占比)	0.0031 (0.0052)	0.0038 (0.0044)	0.0087*** (0.0033)	0.0110*** (0.0026)	0.0136*** (0.0019)
R ²	0.1702	0.1750	0.1911	0.2055	0.2106
交叉项 3(药品费用)	0.00470 (0.0399)	0.0137 (0.0356)	0.0741** (0.0294)	0.0627*** (0.0243)	0.0788*** (0.0179)
R ²	0.348	0.367	0.387	0.400	0.406
交叉项 4(药占比 - 目录内)	-0.0167** (0.0075)	-0.0096 (0.0066)	-0.0082 (0.0055)	-0.0175*** (0.0045)	-0.0211*** (0.0033)
R ²	0.2912	0.3038	0.3208	0.3374	0.3679
交叉项 5(药占比 - 目录外)	0.0629*** (0.0125)	0.0631*** (0.0108)	0.0777*** (0.0087)	0.0758*** (0.0072)	0.0778*** (0.0054)
R ²	0.0595	0.0348	0.0225	0.0208	0.0194
样本量	7301	10458	16450	23944	40244

注: * 表示 $p < 0.1$; ** 表示 $p < 0.05$; *** 表示 $p < 0.01$ 。上述回归均控制了性别、户属性、年龄及平方项、所在医院等控制变量。

(三) 疾病类型

对于不同疾病而言,费用效应同样存在差异。本文首先按照疾病种类筛选出高血压、冠心病、心脑血管病、恶性肿瘤、结核病和糖尿病等六种主要非传染性慢性病,并与非慢性病进行对比分析。回归结果如表 9 所示,提高补偿比率后,非慢性病的费用效应更为显著,而慢性病则不够显著。可能原因在于慢性病的治疗和用药上都较为常规化,患者“久病成医”,在信息不对称方面的表现要好于非慢性病,一定程度上降低了供方道德风险的影响。

分疾病类型的费用效应

表 9

类型	住院费用		自付费用		药品费用	
	慢性病	非慢性病	慢性病	非慢性病	慢性病	非慢性病
T	0.0270 (0.0262)	0.0223** (0.0108)	-0.0441* (0.0245)	-0.0594*** (0.0098)	-0.0344 (0.0351)	-0.0152 (0.0139)

(续表)

类型	住院费用		自付费用		药品费用	
	慢性病	非慢性病	慢性病	非慢性病	慢性病	非慢性病
G	0.1148* (0.0696)	0.0231 (0.0356)	0.0490 (0.0680)	-0.00490 (0.0338)	0.2126** (0.0936)	0.0256 (0.0504)
T* G	0.0174 (0.0344)	0.0880*** (0.0142)	-0.0785** (0.0315)	-0.000700 (0.0126)	0.0188 (0.0441)	0.0308* (0.0182)
样本量	6746	33498	6746	33498	6728	33446
R ²	0.703	0.668	0.801	0.785	0.538	0.441

注: * 表示 $p < 0.1$; ** 表示 $p < 0.05$; *** 表示 $p < 0.01$ 。上述回归均控制了性别、户属性、年龄及平方项、所在医院等控制变量。

六、结 论

本文利用东部某相邻两县基本医疗保险补偿政策变动,使用全样本住院支出与医保报销面板数据,采用双重差分模型估计医疗保险的道德风险效应。研究发现,医疗保险报销比率提高后,患者自付比率显著下降,住院费用显著上涨。异质性分析结果显示,乡镇、县级、市级不同级别医疗机构的费用效应存在显著差异,乡镇级费用效应最强,其次为县市级。从需方角度看,需求价格弹性的非线性特征、就医交通成本、年龄分布差异等均有助于解释上述差异。从供方角度看,提高保险补偿比率后,医保目录内外费用结构的变化、县内和县外、慢性病和非慢性病之间的费用效应差异均揭示了供方道德风险的存在。

近年来,城乡居民基本医疗保险补偿比率不断提高的同时,医疗费用也快速上涨,城乡居民尤其农村居民仍面临较高的医疗支出负担。卫生经济学研究早已证实患者的医疗服务需求随其面临的自付支出价格改变而发生变化,即医疗保险的事后道德风险确实存在。与欧美等发达经济体相比,当前我国医疗体系的具体国情是,公立医疗机构具有较强的垄断地位,作为第三方的社会保险又缺乏制约和监督医疗行为的有效工具,单纯提高基本医保补偿比率并未实现减轻患者经济负担的政策目标。一方面,随着补偿比率提高,需方道德风险加剧,政策补偿比率已经较高的乡镇卫生院尤甚,自付比率过低很难对患者就医行为形成约束激励。另一方面,虽然药品、检查单价受到政府部门管制,但随着补偿比率提高,医生可以通过提供更多医疗服务、改变医疗服务类别或分解住院等形式诱导患者过度医疗。

从国际经验来看,医疗支出上涨是全球趋势,关键在于如何控制上涨速度。以美国为例,其医疗支出占 GDP 比重虽不断上升,但医疗支出增长率从 20 世纪末开始大幅降低,并一直保持下降趋势。在收入增加、疾病谱转变、人口老龄化、医疗技术进步等背景下,我国可能也难以期望降低医疗支出,但控制支出增速是可以努力的方向。从国际经验来看,推行支付机制改革,建立引导医疗服务供给方合理配置医疗资源的激励机制是控制支出增长的关键,与此同时应协同推进医药服务供给侧改革。

[参考文献]

- [1] 陈 林,伍海军.国内双重差分法的研究现状与潜在问题[J].数量经济技术经济研究,2015(7):133-148.
- [2] 杜 创.动态激励与最优医保支付方式[J].经济研究,2017(52):103.

- [3] 封进,刘芳,陈沁. 新型农村合作医疗对县村两级医疗价格的影响[J]. 经济研究, 2010, 11: 127 - 140.
- [4] 封进,余央央,楼易平. 医疗需求与中国医疗费用增长[J]. 中国社会科学, 2015, (3): 85 - 103.
- [5] 寇宗来. “以药养医”与“看病贵、看病难”[J]. 世界经济, 2010, (1): 49 - 68.
- [6] 刘军强,刘凯,曾益. 医疗费用持续增长机制——基于历史数据和田野资料的分析[J]. 中国社会科学, 2015, (8): 104 - 125.
- [7] 谢明明,王美娇,熊先军. 道德风险还是医疗需求释放? ——医疗保险与医疗费用增长[J]. 保险研究, 2016, (1): 102 - 112.
- [8] 俞乔,杜修立,赵昌文,林一心,高先海. 有限医疗资源在全病种范围配置的有效性分析[J]. 中国社会科学, 2013, (10): 61 - 85.
- [9] 阎竣,陈玉萍. 农村老年人多占用医疗资源了吗? ——农村医疗费用年龄分布的政策含义[J]. 管理世界, 2010, (5): 98 - 102.
- [10] 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.
- [11] 周茂,陆毅,杜艳,姚星. 开发区设立与地区制造业升级[J]. 中国工业经济, 2018, (3): 62 - 79.
- [12] Aron-Dine A, Einav L, Finkelstein A. The RAND Health Insurance Experiment, Three Decades Later[J]. Journal of Economic Perspectives, 2013, 27(1): 197 - 222.
- [13] Aron-Dine A, Einav L, Finkelstein A, and Mark Cullen. Moral Hazard in Health Insurance: Do Dynamic Incentives Matter? [J]. Review of Economics and Statistics, 2015, 97: 725 - 741.
- [14] Arrow K J. Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care [J]. The American Economic Review, 1963, 5: 941 - 973.
- [15] Arrow K J. The Economics of Moral Hazard: Further Comment [J]. American Economic Review, 1968, 3: 537 - 539.
- [16] Chernew Michael E, and Newhouse J P. Health Care Spending Growth [M]. Handbook of Health Economics, Vol. 2. Elsevier, 2011: 1 - 43.
- [17] Chetty Raj and Finkelstein A. Chapter 3: Social Insurance: Connecting Theory to Data. Handbook of Public Economics [M]. 2013: 111 - 193.
- [18] Ehrlich I. and Becker G. S. Market Insurance, Self-Insurance, and Self-Protection. Journal of Political Economy, 1972, 80(4): 623 - 648.
- [19] Einav L. and Finkelstein A. Selection in Insurance Markets: Theory and Evidence in Pictures [J]. Journal of Economic Perspectives, 2011, 25(1): 115 - 138.
- [20] Einav L, Finkelstein A, and Paul Schrimpf. The Response of Drug Expenditure to Nonlinear Contract Design: Evidence from Medicare Part D [J]. Quarterly Journal of Economics, 2015, 130: 841 - 899.
- [21] Finkelstein A, Arrow K J, Gruber J, Newhouse J P, Stiglitz J E. Moral Hazard in Health Insurance [M]. Columbia University Press, 2014.
- [22] Finkelstein A, Luttmer E F, Notowidigdo M J. Approaches to Estimating the Health State Dependence of the Utility Function [J]. American Economic Review, 2009, 2: 116 - 121.
- [23] Finkelstein A, Sarah Taubman, Bill Wright, Mira Bernstein, Jonathan Gruber, Newhouse J P, Heidi Allen, and Katherine Baicker. The Oregon Health Insurance Experiment: Evidence from the First Year [J]. Quarterly Journal of Economics, 2012, 127: 1057 - 1106.
- [24] Finkelstein A, Sarah L. Taubman, Heidi L. Allen, Bill J. Wright, and Katherine Baicker. Effect of Medicaid Coverage on ED Use—Further Evidence from Oregon’s Experiment [J]. New England Journal of Medicine, 2016, 375: 1505 - 1507.
- [25] Holmstrom B. Moral Hazard and Observability [J]. Bell Journal of Economics, 1979, 10: 74 - 91.
- [26] Lu Yi, Julie Shi, and Wanyu Yang. Expenditure Response to Health Insurance Policies: Evidence from Kinks in Rural

- China[J]. Journal of Public Economics 2019 ,178: 1 – 17.
- [27] Manning W G ,Newhouse J P ,Duan N ,Keeler E B ,Leibowitz A. Health Insurance and the Demand for Medical Care: Evidence from a Randomized Experiment[J]. The American Economic Review ,1987: 251 – 277.
- [28] McGuire T G. Physician Agency[M] ,Handbook of health economics. Vol. 1. Elsevier 2000. 461 – 536.
- [29] Newhouse J P. Free for all?: Lessons From the RAND Health Insurance Experiment [M]. Harvard University Press ,1993.
- [30] Pauly M V ,Blavin F E. Moral hazard in insurance ,value-based cost sharing ,and the benefits of blissful ignorance [J]. Journal of Health Economics 2008 27(6) : 1407 – 1417.
- [31] Pauly M V. The Economics of Moral Hazard: Comment[J]. The American Economic Review ,1968 58(3) : 531 – 537.
- [32] Rothschild M ,Stiglitz J. Equilibrium in Competitive Insurance Markets: An Essay on the Economics of Imperfect Information [J]. The Quarterly Journal of Economics ,1976 90(4) : 629 – 649.
- [33] Thomas H. The Impact of Changing Medicare Reimbursement Rates on Physician-induced Demand [J]. Medical Care , 1983 8: 803 – 815.
- [34] Wang J ,Zhou H W ,Lei Y X ,Wang X W. Financial Protection under the New Rural Cooperative Medical Schemes in China [J]. Medical Care 2012 8: 700 – 704.
- [35] Yang W. China’s New Cooperative Medical Scheme and Equity in Access to Health Care: Evidence from A Longitudinal Household Survey [J]. International Journal for Equity in Health 2013 ,12(1) : 20.
- [36] Zeckhauser R. Medical Insurance: A Case Study of The Tradeoff Between Risk Spreading And Appropriate Incentives [J]. Journal of Economic Theory ,1970 ,1: 10 – 26.

Moral Hazard of Health Insurance based on Empirical Evidence from Compensation Policy Change

XIANG Hui ,DU Chuang ,PENG Xiao-bo

Abstract: A compensation policy change of two adjacent counties in the east of China provided a rare opportunity for the quasi-natural experiment to measure the moral hazard effect of health insurance. The study used the detailed panel data of individual hospitalization expenses and insurance claims payment to estimate the effect of moral hazard in health insurance with the Difference-in-Difference method. The result shows that the increase in the ratio of compensation of the New Cooperative Medical Insurance Plan causes a significant increase in hospitalization fees ,which offsets the increase in the reimbursable expenses. As a result ,the patient’s out-of-pocket fees are not visibly decreased. By measuring the heterogeneity of moral hazard at different levels of medical facilities ,different age groups ,and different diseases and for social medical insurance category listed or non-listed expenses structure ,the study finds that the expense effect is significantly different for medical facilities at the township ,county and city levels from the strongest to the least. From the demand side ,the non-linearity of the demand price elasticity ,transportation costs for accessing medical services ,and difference in age distribution all help to explain the existence of the abovementioned heterogeneity. From the supply side ,the change in social medical insurance category listed or non-listed expenses structure ,and the expense effect difference within and without the county ,and between chronic or non-chronic diseases after the compensation ratio increase can expose the moral hazard of the supply side.

Key words: social medical insurance; moral hazard; compensation policy; Difference-in-Difference method

[编辑: 孟慧新]