

患者成本分担变动对医疗费用和 健康结果的影响

——来自住院病案首页数据的经验分析

杳钰淇 傅虹桥 李 玲*

摘 要 利用 G 市住院病案首页数据和 2018 年 1 月 1 日 G 市城乡居民医保报销政策变动的外生冲击, 本文研究了降低患者成本分担程度对医疗费用、服务利用、风险保护和健康结果的影响。基于双重差分法的估计结果显示: (1) 降低患者成本分担显著增加了住院总费用和住院天数, 但对住院人次数没有显著影响; (2) 住院费用的价格弹性约为 -0.11, 并且病情严重程度越高、医院级别越高, 其费用的价格弹性越低; (3) 医保报销政策变动对住院患者死亡率没有显著影响, 但显著降低了自费用用和自付比例, 增加了风险保护。成本收益分析结果表明, G 市降低医保起付线和提高报销比例改善了社会福利。

关键词 患者成本分担, 医疗费用, 健康结果

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2020.03.14

一、引 言

医疗保险对医疗费用、服务使用、风险保护和健康的影响一直是学术界的热点话题。目前关于这部分的研究可分为两大类: 一是研究是否参加医疗保险带来的影响 (extensive margin); 二是研究患者成本分担程度变动带来的影响 (intensive margin)。

国内外已有不少关于是否参加医疗保险对人群影响的研究。例如, 国际上有大量关于美国老年医疗 (Medicare) 和穷人医疗 (Medicaid) 的研究 (Finkelstein, 2007; Finkelstein and McKnight, 2008; Card *et al.*, 2008;

* 杳钰淇、李玲, 北京大学国家发展研究院; 傅虹桥, 北京大学医学部公共卫生学院卫生政策管理系。通信作者及地址: 傅虹桥, 北京市海淀区学院路 38 号北京大学医学部护理楼, 100191; 电话: (010) 82802642; E-mail: hofu90@hsc.pku.edu.cn。作者感谢第四届“中国劳动经济学者论坛”年会参与者的有益评论, 感谢北京大学卫生经济学 workshop 上师生的讨论。本文受到教育部人文社会科学重点研究基地重大项目 (16JJD79001) 和北京大学医学部“双一流”建设经费 (BMU2019XY003) 的资助。当然, 文责自负。

Finkelstein *et al.*, 2012)。在我国实施全民医保覆盖的过程中,国内外学者也有大量关于新农合的研究 (Lei and Lin, 2009; Chen and Jin, 2012; 程令国和张晔, 2012; 封进等, 2010) 和城居保的研究 (潘杰等, 2013; Liu and Zhao, 2014)。这些研究普遍发现,参保能够提高医疗服务使用和医疗费用。但是,在医疗保险能否改善健康和降低自付费用方面,相关研究的结论并不一致 (潘杰和秦雪征, 2014)。

随着医疗保险覆盖率的提高,患者成本分担变动对参保者的影响逐渐受到政策制定者和学者的关注。患者成本分担 (cost-sharing) 是指患者在医疗费用中需要承担的比重。医疗保险计划中的起付线、报销比例和封顶线等政策设计直接决定了患者成本分担程度。在传统的道德风险模型中,慷慨的医疗保险可能会造成患者过度消费医疗服务。因此,不少国家都试图通过提高患者成本分担程度来控制医疗费用增长。然而,过高的成本分担也会让患者承担过多的风险,违背医疗保险提供风险保护的初衷 (Baicker and Goldman, 2011)。因此,价格弹性系数是设定最优的保障水平时非常重要的参数 (Chetty, 2006; Goldman and Philipson, 2007)。

目前,研究患者成本分担的实证研究主要集中在国外。例如,兰德实验利用随机实验研究了患者成本分担程度对医疗费用和服务利用的影响。其结果表明,相比于免费利用医疗服务的群体,成本分担较高的群体的医疗服务需求更低 (Manning *et al.*, 1987)。其计算的医疗服务价格弹性 (约等于-0.2) 成为美国政府制定卫生政策的重要依据 (Aron-Dine *et al.*, 2013)。近年来,学者大多利用医保报销政策的外生变动来研究患者成本分担的影响 (Chandra *et al.*, 2010a, 2010b; Shigeoka, 2014; Chandra *et al.*, 2014; Fukushima *et al.*, 2016; Brot-Goldberg *et al.*, 2017)。例如,Chandra *et al.* (2010a) 发现,加州退休公职人员补充保险中门诊和开处方药自付金额的上升会显著降低参保者看医生和开药的概率; Shigeoka (2014) 利用日本老年人年满70岁后门诊和住院服务自付比例显著下降这一事件,研究降低患者成本分担对服务使用、死亡率和风险保护的影响。

相比之下,国内的相关研究较少。Huang and Gan (2017) 利用1998年年底城镇职工基本医疗保险取代劳保医疗所带来的自付比例上升这一政策冲击,探究其对医疗费用和自评健康的影响。但是,文章没有计算出价格弹性和进行成本收益分析。赵绍阳等 (2015) 利用某市差别缴费和报销政策的变动,考察不同医疗保险保障水平对医疗服务利用的影响,计算出住院服务的价格弹性约为-0.4至-0.5。王贞等 (2019) 运用上海市城镇职工医保退休前后住院报销比例的变动,探究医保报销比例变动对老年群体医疗服务利用的影响,发现上海男性老年群体医疗服务利用的价格弹性约为-0.36。赵绍

阳等（2015）和王贞等（2019）对价格弹性的估计结果均显著高于国际文献的估计结果，其原因有待进一步讨论。

本文旨在补充和丰富我国关于患者成本分担变动对参保者影响的证据。自2003年以来，我国先后建立了新农合、城镇居民医保等制度并逐步完善了城镇职工医保制度（雷晓燕和傅虹桥，2018）。截至2015年，我国社会医疗保险参保率达95%以上（Li and Fu, 2017）。但与此同时，我国医疗卫生体系面临着费用增长过快、资源浪费和效率低下等问题（Yip *et al.*, 2012），如何进一步发挥医保杠杆作用来控制医疗费用增长和提高医保资金使用效率成为新的政策重点。其中，患者成本分担程度直接影响参保人的医疗服务需求，也关系到参保者的福利水平，研究其变动的政策效果对完善我国医保政策具有重要意义。

利用南方某大型省会城市G市在2018年1月1日起降低城乡居民医保自付比例和起付线这一外生冲击，本文使用住院病案首页数据和双重差分法，研究了患者成本分担下降对医疗费用、服务利用、财务风险保护和健康结果的影响，并以此计算住院费用的价格弹性和进行成本收益分析。主要研究结果如下：第一，G市降低住院起付线和提高报销比例的政策使得城乡居民医保患者的单次住院费用提高1.53%，平均住院天数提高5.6%，但是对住院人次没有明显影响。第二，报销政策变动对医疗费用和服务利用的影响在不同级别医院、不同病情严重程度患者间存在异质性。通过计算发现，G市城乡居民医保住院患者的总体价格弹性约为-0.11。其中，二级医院住院患者的价格弹性约为-0.07，一级医院住院患者的价格弹性约为-0.14，三级医院住院患者的价格弹性更小。分手术级别和年龄调整的查尔森指数的回归结果显示，病情越严重的患者对政策变动的反应程度越小。第三，降低患者成本分担程度在短期内对患者的死亡率没有显著影响，但使患者自付费用下降10.7%，使自付比例下降4.43个百分点。成本收益分析结果表明，G市降低患者成本分担的政策改善了社会福利。

相比以前的研究，本文具有以下贡献。第一，利用外生政策冲击，本文较为精确地计算了住院费用价格弹性，并分析价格弹性在不同级别医院、不同人群、不同病种之间的异质性。相比于国内的其他文章，本文考虑了全自费项目、部分自费项目、起付线等我国医保政策中的实际情况，通过构建“反事实”的自付费用变动来计算价格弹性，其结果更为可靠。相比之下，利用政策变化前后的实际报销比例的变动或者医保目录内报销比例的变动来估计价格弹性可能会高估价格弹性。第二，本文全面研究了患者成本分担变动对医疗费用、服务利用、风险保护和健康结果的影响，并进行相应的成本收益分析，丰富了国内关于患者成本分担变动对参保者影响的学术研究，对进一步完善我国医保政策具有启示意义。第三，本文还研究了各级医院报销比

例相对变化对住院患者就医选择的影响,其结果对完善分级诊疗政策具有启示意义。

二、政策背景与理论分析

(一) 政策背景: G市医保报销政策变动

G市是位于中国南方的某大型省会城市,经济发展水平较高。2015年以前,G市有城镇职工医疗保险(简称城职保)、城镇居民医疗保险(简称城居保)和新型农村合作医疗(简称新农合)三类医疗保障。2015年1月1日,G市将原有的城居保与新农合进行制度整合,建立了统一的城乡居民医疗保险(下称城乡居民医保)。其中,城职保主要覆盖企事业单位、政府机关、社会团体的职工和退休人员。城乡居民医保主要覆盖未参加职工医疗保险的城乡居民,包括大中专院校学生、中小學生、未成年人、灵活就业人员、非就业人员和老年居民等。

自2018年1月1日起,G市医保部门调整了城乡居民医保的住院报销政策。表1展示了城乡居民医保住院报销政策的具体变动情况。2018年以前,城乡居民医保普通参保者在一级医院、二级医院、三级医院的住院起付标准分别为300元、600元和1000元,政策范围内住院费用(不含全自费和部分自费项目)报销比例分别为85%、70%、55%。未成年人及学生参保者的住院起付线与普通城乡居民相同,但在二级医院和三级医院住院的报销比例比普通城乡居民分别高5个和10个百分点。2018年1月1日以后,城乡居民医保参保者在一级医院、二级医院和三级医院的住院起付线分别降低150元、300元和500元,在一级医院、二级医院和三级医院的住院费用报销比例比原来分别提高5个百分点、10个百分点和5个百分点。而在同一时期内,G市城职保的住院报销政策没有发生变化。

表1 G市城乡居民医保和城镇职工医保住院报销政策

城乡居民医保		2015—2017年		2018年	
		起付线(元)	报销比例(%)	起付线(元)	报销比例(%)
未成年人及学生	一级医院	300	85	150	90
	二级医院	600	75	300	85
	三级医院	1000	65	500	70
普通城乡居民	一级医院	300	85	150	90
	二级医院	600	70	300	80
	三级医院	1000	55	500	60

(续表)

城镇职工医保		2015—2017年		2018年	
		起付线(元)	报销比例(%)	起付线(元)	报销比例(%)
在职职工	一级医院	400	90	400	90
	二级医院	800	85	800	85
	三级医院	1 600	80	1600	80
退休人员	一级医院	280	93	280	93
	二级医院	560	89.5	560	89.5
	三级医院	1 120	86	1120	86

数据来源：G市人力资源和社会保障局网站。

图1展示了城乡居民医保和城职保患者在政策变动前后实际自付比例的变化情况。从图1可以看出，城乡居民医保患者的自付比例在2018年1月及以后呈下降趋势。其中，二级医院住院患者的自付比例下降幅度最大，从2017年8月的46%左右下降到2018年5月的37%左右。相比之下，城职保患者的自付比例在2018年1月前后没有明显变化：三级医院维持在30%左右，二级医院和一级医院维持在20%左右。

为了准确计算上述政策变动对患者成本分担程度的影响，本文利用医疗保险报销加总数据对政策变动后的患者自付费用进行了反事实计算。¹根据G市医保政策，患者的总自付医疗费用由全自费项目费用、部分自费项目自付费用、起付线和共付段自付费用四个部分组成。其中，全自费项目是由患者全部自付的项目，比如PET-CT检查、部分抗癌药物等；部分自费项目是患者需要先自付20%左右，然后由医保基金按相应比例进行报销的项目，比如CT检查、乙类目录药品等；共付段的自付费用是患者在缴纳起付线和医保基金按相应比例进行报销以后，患者需要自付的费用。G市医疗保险报销加总数据来自医疗保障管理部门，分别记录了每个月每一家医院城乡居民医保参保人群住院实际结算的全自费项目费用、部分自费项目的自付费用、起付线、共付段自付费用、报销人次等信息。利用这些信息和改革前后的医保报销政策，可以构建“反事实”的自付费用变动。附录1展示了详细的计算过程。²表2展示了最终的计算结果。在假设患者没有对政策变动做出反应的情况下，政策变动将带来自付费用下降14.22%。其中，三级、二级和一级医院的自付费用将分别下降11.40%、30.16%和29.21%。

¹ 政策变动后城乡居民医保患者的实际自付费用已经包含了患者对成本分担变动的响应，因此是内生的。如果简单利用前后数据计算自付费用下降程度可能会低估患者面临的实际价格变动，从而高估价格弹性。

² 由于版面有限，本文所有附录和附表内容均没有放入正文中，感兴趣的读者可向通信作者索取或者参考工作论文，<http://nsd.pku.edu.cn/cbw/tlg1/2020/501659.htm>。

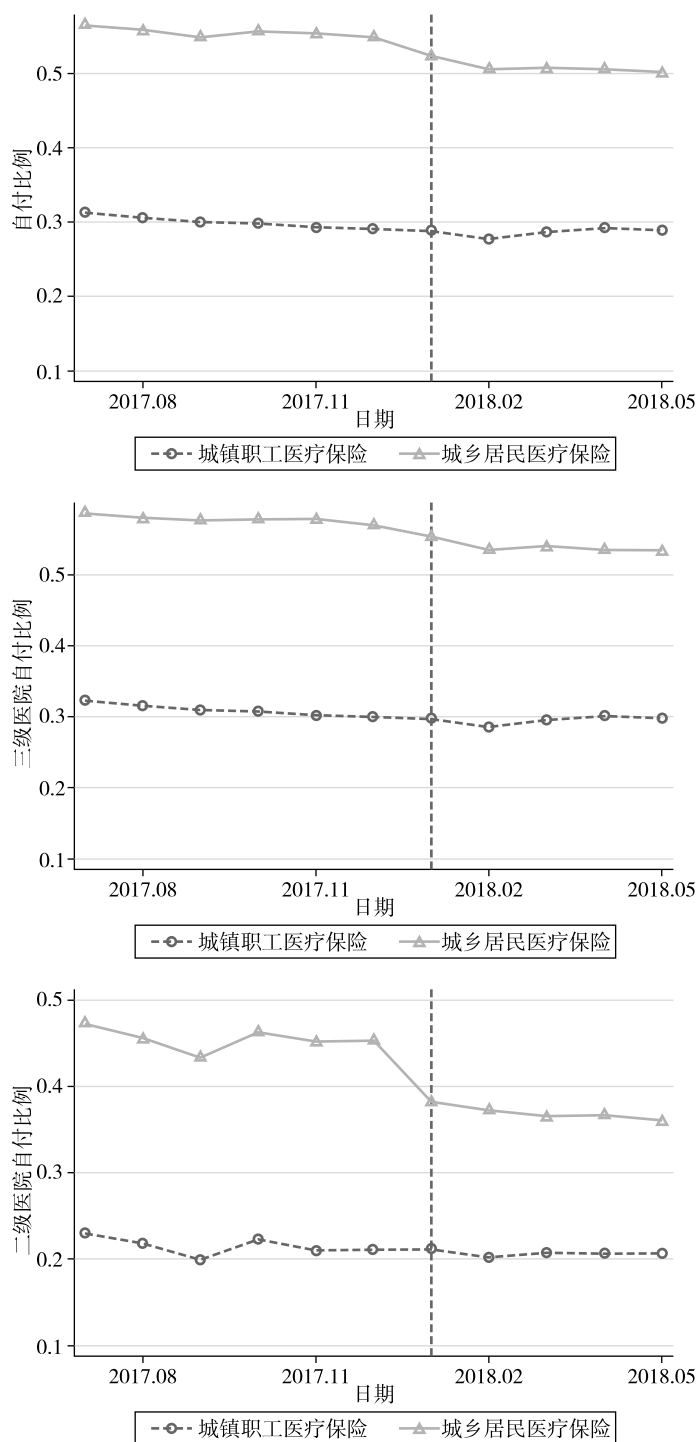


图1 城乡居民医保和城职保住院患者自付比例的变动

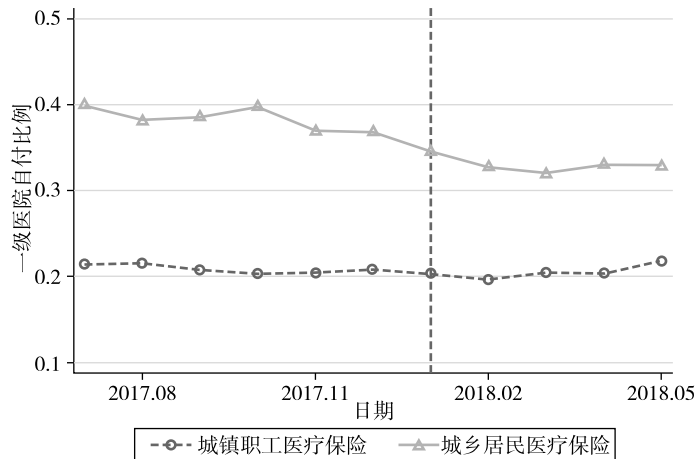


图1 城乡居民医保和城职保住院患者自付比例的变动 (续)

数据来源：G市医疗保险报销加总数据。

表2 G市次均住院自付医疗费用在政策变动前后的潜在变化情况 单位：元

城乡居民	(1)	(2)	(3)
	2017.7.15—2017.12.31	2018.1.1—2018.5.14	(2) / (1) - 1
总体	6 642.43	5 697.59	-14.22%
三级医院	8 298.11	7 352.04	-11.40%
二级医院	3 230.15	2 255.66	-30.16%
一级医院	2 054.56	1 454.26	-29.21%

注：(1)为2017年7月15日至12月31日城乡居民医保参保人实际的次均住院自付费用；(2)为根据住院报销政策变动情况构建的2018年城乡居民医保参保人反事实的次均住院自付费用，详细计算过程详见附录1。

(二) 理论分析

G市报销政策变动降低了城乡居民医保患者的成本分担程度，可能会提高医疗费用和增加服务利用。一方面，降低成本分担程度会降低患者面临的医疗服务价格，导致患者需求增加。另一方面，当得知患者报销比例提高以后，医疗机构也可能基于自身经济动机提供更多医疗服务，从而导致医疗费用增加。因此，本文预测，G市降低患者成本分担的政策可能会导致医疗总费用增加。其增加幅度取决于医疗服务的价格弹性，并且可能在不同级别医院、不同病情严重程度患者间存在异质性。例如，相对于二级和一级医院而言，三级医院的住院患者病情更为严重且已经较为拥挤，其供方和需方的道德风险相对较小。

降低患者成本分担程度也可能对患者的风险保护和健康结果产生影响。对于风险保护（自付住院费用）而言，其影响结果取决于住院总费用的增长

幅度和价格弹性。如果住院总费用增长幅度较低,我们将观察到患者自付费用下降。相反,如果住院总费用增长幅度较大,我们可能会观察到自付费用不变甚至增加。同时,本文无法判断患者成本分担变动能否改善患者健康。更慷慨的医疗保险会带来更多的医疗服务利用,从而有可能改善健康结果(Sommers *et al.*, 2017)。但是,相比于生活方式、环境和基因而言,医疗服务对健康的影响相对较小(Marmot *et al.*, 2008)。综上所述,本文无法从理论上预测G市患者成本分担变动对风险保护和健康的影响,其结果有待实证检验。

三、数据和实证方法

(一) 数据来源

本文主要使用G市住院病案首页数据来研究医保报销政策变动对医疗费用和健康结果等方面的影响。相比于入户调查数据,住院病案首页数据有三个优点:一是病案首页数据不仅有住院病人的总费用信息,也有细项费用信息;二是费用数据的准确性比回溯性入户调查高;三是病案记录了患者所患疾病的类型(ICD-10)和手术操作编码(ICD-9-CM-3),使我们能够较好地控制住患者疾病严重程度和治疗操作难度,提高分析结果的准确性。但是,相比于入户调查数据,病案首页数据只记录病人有限的个人信息(性别、住址、国籍、民族、婚姻和职业类别),没有记录患者的受教育程度和收入信息。

本文将G市城乡居民医保患者设定为实验组,将城职保患者作为对照组,并将样本的时间范围限定在2017年7月15日至2018年5月14日。将样本限定在此时间范围内主要基于以下三个方面考虑。第一,G市在2017年7月15日起实行公立医院综合改革,取消药品加成和调整医疗服务价格。去掉2017年7月15日前的样本可以避免因价格调整而带来的影响。第二,G市在2018年6月1日起推行社会医疗保险医疗联合体总额付费制。付费方式改革可能会带来医疗机构和患者行为的改变。第三,我们只获得了G市截止到2018年5月14日的医疗保险报销加总数据,为保证住院病案首页数据和医疗保险报销加总数据在时间上具有可比性,本文对病案首页的时间范围做了限定。另外,城职保参保对象为16岁及以上。为了保证实验组和对照组的可比性,本文将样本年龄限定为16岁及以上。

值得注意的是,虽然病案首页数据记录了患者的自付金额,但是其自付金额信息存在约20%的缺失或零值,并且缺失或零值并不是随机分布的。因此,我们使用G市医疗保险报销加总数据来研究政策变动对自付费用和自付比例的影响。

(二) 变量和描述性统计

本文的被解释变量包括住院费用、医疗服务使用、财务风险保护和健康结果四个维度的变量。在医疗费用方面，核心变量包括住院总费用、服务费用、药品费用、检查耗材费用和其他费用。其中，总费用是指患者一次住院期间发生的所有医疗费用；服务费用是指住院期间发生的治疗服务类费用，包括诊疗费、治疗操作费、手术治疗费、护理费、康复费等；药品费用包括西药费、中草药费和中成药费；检查耗材费用包括耗材费、实验室检查费、影像学检查费等费用；其他费用是指上述费用以外的费用。在服务利用方面，本文使用住院天数和住院人次数两个指标。在健康结果方面，本文使用死亡率作为衡量指标 (Card *et al.*, 2008; Chang, 2012; Shigeoka, 2014)。针对财务风险保护，本文使用医疗保险报销加总数据的实际次均自付费用和自付比例作为变量。

表3展示了基于病案首页数据的描述性统计结果。第(1)列为全样本的描述性统计。第(2)列和第(3)列展示了实验组(城乡居民医保患者)和对照组(城职保患者)在2018年以前的描述性统计结果。第(5)列和第(6)列展示了实验组和对照组在2018年以后的描述性统计结果。第(4)列和第(7)列则各自报告了实验组和对照组在两个时期相关变量的统计检验结果。从表3可知，城乡居民医保患者和城职保患者的各项费用(除其他费用外)在政策变动前后呈现上升趋势，但城乡居民医保患者的费用上升幅度更大。并且，城乡居民医保患者和城职保患者在住院费用和住院天数方面的差距在缩小。上述结果表明，起付线降低和报销比例增加可能增加了城乡居民医保的医疗总费用。在个人特征方面，虽然实验组和对照组在年龄、男性比例、汉族和国籍上有显著差异，但是这些差异在政策冲击前后没有发生明显变化。

表3 描述性统计

变量	2017年7月15日—12月31日				2018年1月1日—5月14日		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	全样本	实验组	对照组	<i>t</i> 值 (3) — (2)	实验组	对照组	<i>t</i> 值 (6) — (5)
次均费用和利用							
总费用	14 241.14	12 289.59	14 746.40	2 456.81***	12 776.22	14 873.53	2 097.31***
服务费用	4 330.63	3 736.22	4 452.39	716.17***	3 919.56	4 552.56	633.01***
药品费用	3 662.85	3 311.51	3 840.19	528.68***	3 265.97	3 710.96	444.99***
检查耗材	5 384.40	4 547.04	5 439.50	892.46***	5 018.21	5 774.35	756.13***

(续表)

变量	2017年7月15日—12月31日				2018年1月1日—5月14日		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	全样本	实验组	对照组	<i>t</i> 值 (3) — (2)	实验组	对照组	<i>t</i> 值 (6) — (5)
其他费用	863.27	694.82	1014.32	319.50***	572.47	835.66	263.18***
住院天数	8.93	8.36	9.07	0.71***	9.08	8.94	0.14**
个人特征							
年龄	58.46	58.43	58.03	-0.41***	59.75	58.60	-1.15***
是否男性	41.82%	38.35%	42.09%	3.74%***	40.18%	43.41%	3.23%***
是否汉族	99.53%	99.82%	99.44%	-0.38%***	99.81%	99.42%	-0.38%***
中国国籍	99.86%	99.98%	99.87%	-0.11%***	99.93%	99.78%	-0.15%***
观测值	849 808	113 071	360 502		95 080	281 155	

注：(1) 数据来自G市住院病案首页；(2)***、**、* 分别表示在1%、5%、10%水平下显著；(3) 实验组指参加城乡居民医保的住院患者，对照组指参加城职保的住院患者。

(三) 实证策略

本文采用双重差分法(Differences-in-Differences)来研究患者成本分担程度变动对医疗费用、服务利用、财务风险保护和健康结果的影响。使用住院病案首页数据时，本文的回归模型如下所示：

$$Y_{iht} = \alpha + \beta Interaction_{iht} + \gamma Treat_{iht} + \tau X_{iht} + \delta_h + \lambda_t + \epsilon_{iht}, \quad (1)$$

其中， i 表示住院患者， h 指医院， t 指出院时间。 Y_{iht} 是被解释变量，包括在 t 时间住院患者 i 的医疗费用(总费用和各项费用)、住院天数以及是否死亡。在分析中，所有费用指标取对数，其他指标则使用绝对值进行分析。 $Treat_{iht}$ 是医疗保险类型虚拟变量，“1”表示患者是城乡居民医保患者，“0”表示患者是城职保患者。 $Interaction_{iht}$ 是核心解释变量。它是医保类型与是否在2018年1月1日及以后出院的交互项。对于城乡居民医保参保者而言，如果其出院时间是2018年1月1日及以后，那么该变量的值等于1，否则等于0。对于城职保参保者而言，该变量一直等于0。本文关心的系数是 β ，反映了患者成本分担变动对医疗费用、医疗服务和健康结果的影响。 X_{iht} 是一系列人口学特征和疾病严重程度指标，包括年龄、年龄的平方、性别、是否是汉族、国籍、婚姻状况、职业状况、主要诊断 ICD-10 四位亚目编码³、手术操

³ ICD 是 WHO 制定的国际统一的疾病分类方法，它根据疾病的病因、病理、临床表现和解剖位置等特性，将疾病分门别类，使其成为一个有序的组合。四位亚目编码的标准格式是 $\times\times\times.\times$ 。例如，急性心肌梗死(I21)的四位亚目编码包括前壁急性透壁性心肌梗死(I21.0)、下壁急性透壁性心肌梗死(I21.1)等七类。

作 ICD-9-CM-3 编码前两位以及是否受到按病种分值付费影响⁴等变量。 δ_h 指患者所在医院的虚拟变量，以控制医院固定效应。 λ_t 为一系列月份虚拟变量，用于控制时间趋势。考虑到观测值在医院和时间维度可能存在相关性，本文采用聚类在医院-月度层面的稳健标准误 (Lien *et al.*, 2008)。

为了分析住院人次数的变化，本文将住院首页数据加总到医院-天-医保类型层面，得到每家医院每一天的每一种医疗保险类型的住院人次。具体模型设定如下：

$$Y_{hpt} = \alpha + \beta Interaction_{hpt} + \gamma Treat_{hpt} + \delta_h + \lambda_t + \epsilon_{hpt}, \quad (2)$$

其中， p 指医疗保险的类型（城乡居民医保或城职保）， h 是指医院， t 指出院时间。 Y_{hpt} 指医院 h 在时间 t 的医保类型 p 的住院人次，并取对数进行分析。 $Interaction_{hpt}$ 的定义与公式 (1) 类似，它是城乡居民医保虚拟变量 ($Treat_{hpt}$) 与是否 2018 年 1 月 1 日及以后出院的交互项。 δ_h 为医院固定效应， λ_t 为时间固定效应。该回归同样采用聚类在医院-月度层面的稳健标准误。分析自付费用和自付比例变化时，本文使用医保报销加总数据并采取同公式 (2) 类似的回归设定。

四、主要结果

(一) 医疗费用和医疗服务利用

图 2 展示了 2018 年前后城乡居民医保患者和城职保患者的次均住院费用以及两类医保住院人次数的变化趋势。从图 2 上图中可以看出，在 2018 年 1 月前，城乡居民医保患者和城职保患者的费用趋势基本一致；在 2018 年 1 月以后，城乡居民医保患者的医疗费用呈现上升趋势，而城职保患者的费用基本保持不变。从下图可以看出，无论是城乡居民医保还是城职保，其住院人次在短期内都没有发生明显的变化。从以上结果可以推测，降低患者成本分担程度在一定程度上增加了医疗费用，但是对住院人次没有显著影响。

1. 医疗费用

表 4 报告了对医疗费用的回归结果。第 (1) — 第 (5) 列的被解释变量分别为住院总费用、药品费用、服务费用、检查耗材费用和其他费用的对数值。由表 4 可知，相比于城职保患者，城乡居民医保患者的住院总费用在政策变动后显著提高 1.53%⁵。基于表 2 的估算结果，G 市城乡居民医保患者的住院费用价格弹性约为 -0.11 (=0.0153/-0.1422)。从细项数据来看，城乡居民医保住院患者的服务费用和检查耗材费用分别增加约 1.61% 和 2.61%，药品费用和其他费用没有显著变化。药品费用不显著可能与我国严控药品滥用并限制医院药占比有关。考虑到在 2017 年 7 月—2018 年 5 月 G 市

⁴ 2018 年所患疾病在按病种分值付费目录里的患者记为受到按病种分值付费的影响。

⁵ 实际上，系数解释应该为 $e^\beta - 1$ 。由于回归系数较小，其近似等于 $100 \times \beta\%$ 。

没有调整服务价格,费用的上升也间接反映了医疗服务使用的强度增加。

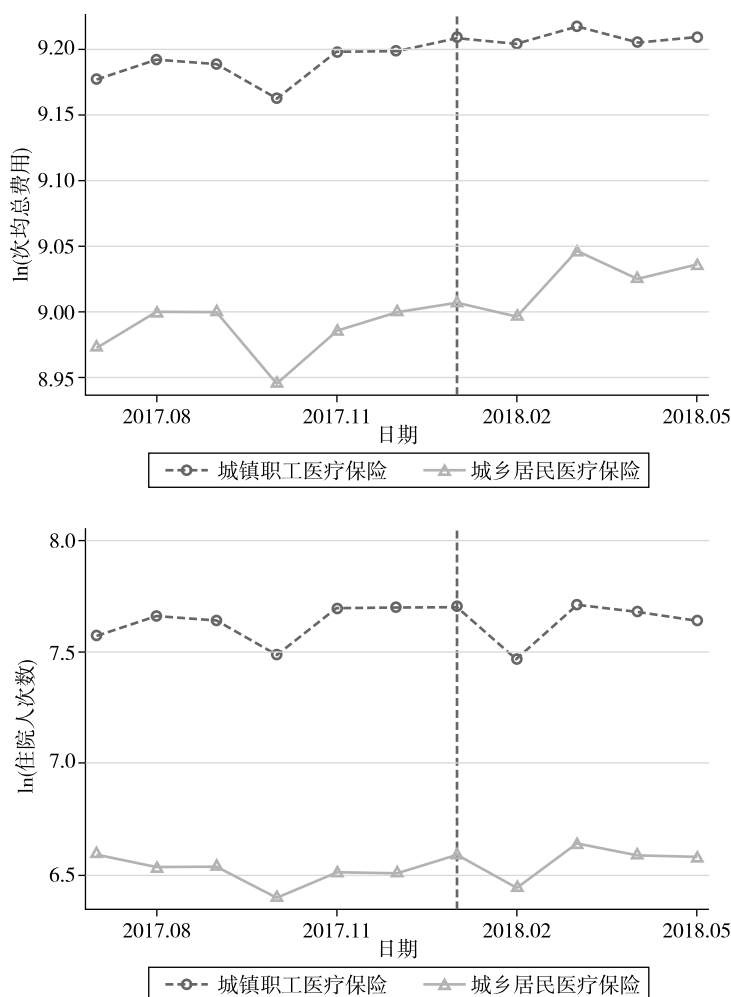


图2 城乡居民医保和城职保住院患者次均总费用和两类保险住院人次数的变化趋势

数据来源: G市住院病案首页数据。

表4 患者成本分担变动对医疗费用的影响: 总样本

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$\ln(\text{总费用})$	$\ln(\text{药品费用})$	$\ln(\text{服务费用})$	$\ln(\text{检查耗材})$	$\ln(\text{其他费用})$
<i>Interaction</i>	0.0153*** (0.005)	0.0124 (0.011)	0.0161** (0.006)	0.0261** (0.013)	-0.0022 (0.088)
观测值	848 933	848 933	848 933	848 933	848 933
R^2	0.545	0.515	0.509	0.549	0.624

注:***、**、* 分别对应1%、5%、10%的置信水平。括号内汇报的是在医院-月度层面聚类标准误。回归中控制了年龄、年龄的平方、性别、婚姻、职业、民族、国籍、ICD-10疾病编码(四位亚目)、手术操作编码(2位)、是否实行按病种分值付费、月份固定效应和医院固定效应。

由于G市医保报销政策变动在不同级别医院有差异，我们按医院等级进行分样本回归。⁶如表5所示，三级医院城乡居民医保患者的住院费用在政策变动前后没有发生显著变化，而二级和一级医院城乡居民医保患者的住院总费用分别增加2.10%和4.13%。同样基于表2的估算结果，我们计算出三级医院住院患者的价格弹性为0(0.009/-0.114，不显著)，二级医院住院患者的价格弹性约为-0.07(0.021/-0.3016)，一级医院住院患者的价格弹性约为-0.14(0.0413/-0.2921)。这一结果表明更低级别医院的住院费用更具有弹性。这可能与不同级别医院的患者疾病严重程度有差异相关。本文参考Bannay *et al.* (2016)，利用病案首页数据构建年龄调整的查尔森指数(Age-adjusted Charlson Index)⁷，详细构造过程请参考附表1。三级医院年龄调整的查尔森指数平均值为3.02，一级和二级医院的指数均值为2.48。三级和四级手术量占三级医院总手术量的比例为47%，二级医院占比为26%，一级医院占比只有6%。⁸相比于二级医院和一级医院，三级医院接收的病人更多是重病患者。

表5 患者成本分担变动对医疗费用的影响：分医院级别

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	ln(总费用)	ln(药品费用)	ln(服务费用)	ln(检查耗材)	ln(其他费用)
三级医院					
<i>Interaction</i>	0.0092 (0.006)	0.0036 (0.014)	0.0113 (0.008)	0.0278 (0.019)	-0.0986 (0.131)
观测值	606 691	606 691	606 691	606 691	606 691
R^2	0.530	0.507	0.526	0.526	0.584
二级医院					
<i>Interaction</i>	0.0210** (0.008)	0.0164 (0.017)	0.0156 (0.011)	0.0241** (0.011)	0.0692 (0.043)
观测值	213 388	213 388	213 388	213 388	213 388
R^2	0.471	0.552	0.486	0.485	0.748
一级医院					
<i>Interaction</i>	0.0413* (0.024)	-0.0093 (0.040)	0.0543* (0.031)	0.0117 (0.030)	0.1537** (0.063)
观测值	18 950	18 950	18 950	18 950	18 950
R^2	0.403	0.477	0.507	0.446	0.758

注：***、**、* 分别对应1%、5%、10%的置信水平。括号内汇报的是在医院-月度层面聚类的标准误。回归的控制变量与表4相同。

⁶ 由于未定级医院报销政策较复杂且病人占比不到1%，本文只分析一级、二级和三级医院样本。

⁷ 年龄调整的查尔森合并症指数通过对患者的合并症和年龄情况进行加权求和，反映患者病情严重程度和预测死亡风险(Charlson *et al.*, 1994)。

⁸ 根据卫生部颁布的《手术分级管理制度》，手术级别越高，难度越高、过程越复杂。例如，一级手术是风险较轻、过程简单和技术难度低的普通手术，四级手术是风险高、过程复杂、难度大的手术。

2. 医疗服务利用

表6报告了患者成本分担变动对住院天数的影响。结果显示,政策冲击使城乡居民医保患者的住院天数增加约0.49天,增长约5.6%(0.49/8.69)。分医院级别来看,在二级医院的城乡居民医保患者的住院天数增加0.72天,相当于增加7.6%(0.72/9.53)。在一级医院的城乡居民医保患者住院天数增加1.38天,相当于增长15.5%(1.38/8.89)。三级医院的住院天数增长幅度很小,并不显著。住院天数的增加与医疗费用增长的结果相一致。

表6还展示了医保报销政策变动对住院人次数的影响。从表6可以看出,无论是总样本,还是分医院级别,城乡居民医保的住院人次数在政策冲击前后没有发生显著变化。分析其原因,可能是因为G市社会医疗保险已经实现全覆盖,并且住院报销比例已经相对较高(实际比例接近50%)。在此背景下,住院起付线和报销比例的变动对患者是否去住院影响不大。值得一提的是,虽然二级医院和一级医院的自付费用的下降幅度远远高于三级,去一级医院和二级医院住院的人次数并没有显著增加。这一结果表明,单纯运用医保杠杆并不能改变患者对大医院的偏好,不会显著改变患者的就医流向。

表6 患者成本分担变动对医疗服务利用的影响

被解释变量	总样本		三级医院	
	住院天数	ln(住院人次数)	住院天数	ln(住院人次数)
<i>Interaction</i>	0.4864*	0.0589	0.0441	0.1182
	(0.264)	(0.05)	(0.071)	(0.111)
观测值	848 933	113 088	606 691	32 224
R^2	0.365	0.644	0.382	0.629
被解释变量	二级医院		一级医院	
	住院天数	ln(住院人次数)	住院天数	ln(住院人次数)
<i>Interaction</i>	0.7202**	0.0667	1.3758*	-0.0088
	(0.361)	(0.076)	(0.699)	(0.067)
观测值	213 388	45 600	18 950	19 456
R^2	0.475	0.481	0.334	0.388

注:***、**、*分别对应1%、5%、10%的置信水平。括号内汇报的是在医院-月度层面聚类的标准误。对于住院天数的回归,回归控制变量与表4相同。对于住院人次数的回归,本文将数据加总到医院-天-医保类型层面进行回归,回归中控制了月份固定效应和医院固定效应。

3. 异质性分析

表7第1列首先报告了分疾病类型的回归结果。结果发现,政策变动对传染病、肿瘤、循环系统疾病(如心脑血管疾病)、肌肉骨骼和结缔组织系统疾病、损伤中毒和意外的住院费用影响不显著;对精神和行为障碍、呼吸系统疾病、消化系统疾病、生殖系统疾病和产科疾病的住院费用有显著的正向

影响。为了进一步探究患者病情严重程度与费用变动的关系，本文分手术级别和年龄调整的查尔森合并症指数进行分组回归。一般来说，手术级别越高，治疗难度越大。年龄调整的查尔森合并症指数越高代表患者合并症数量越多，年龄越大，病情越严重，死亡风险越高。从回归结果来看，手术级别为1至3的城乡居民医保住院患者在政策变动后总费用均显著增加，分别增加2.28%、2.24%和2.34%，而手术级别为4的患者医疗费用没有显著变化。年龄调整的查尔森合并症指数为0的城乡居民医保患者的住院费用显著增加2.47%，指数为1至3分的住院患者费用增加2.13%，而指数大于等于4分的住院患者费用在政策冲击前后没有明显变化。从中可知，病情越严重、越不健康的住院患者的价格弹性越低。这一结果与分医院级别的回归结果一致。表7还汇报了分年龄、分性别和分入院途径的回归结果，各组别的费用在政策冲击后均有显著上升。附表2展示了针对住院人次分样本回归的结果。结果显示，各组别的住院人次在政策变动前后没有显著变化，说明城乡居民医保的患者结构在政策变动前后没有发生显著变化。

表7 患者成本分担变动对次均医疗费用的影响：异质性分析

类别	系数	类别	系数	类别	系数
分疾病类型		分手术级别		分年龄	
传染病	0.0038 (0.028)	没有手术操作	0.0124* (0.007)	16—59岁	0.0236*** (0.007)
肿瘤	0.0024 (0.014)	手术级别1	0.0228** (0.009)	≥60岁	0.0118** (0.006)
精神和行为障碍	0.2185*** (0.074)	手术级别2	0.0224*** (0.007)	分性别	
循环系统疾病	0.0058 (0.009)	手术级别3	0.0234** (0.009)	男性	0.0147** (0.007)
呼吸系统疾病	0.0188* (0.010)	手术级别4	0.0062 (0.012)	女性	0.0151** (0.006)
消化系统疾病	0.0201* (0.010)	年龄调整的查尔森合并症指数		分入院途径	
肌肉骨骼和结缔组织	0.0116 (0.012)	0	0.0247*** (0.008)	急诊	0.0160** (0.008)
生殖系统疾病	0.0283* (0.016)	[1, 3]	0.0213*** (0.006)	非急诊	0.0156*** (0.006)
		4+	0.0074 (0.007)		

(续表)

类别	系数	类别	系数	类别	系数
产科疾病	0.0201** (0.008)				
损伤中毒和意外	0.0186 (0.015)				

注:***、**、* 分别对应 1%、5%、10% 的置信水平。括号内汇报的是在医院-月度层面聚类的标准误差。回归的控制变量与表 4 相同。

(二) 健康结果

表 8 展示了医保报销政策变动对死亡率的回归结果。从总样本来看,城乡居民医保慷慨程度提高对患者的死亡概率没有显著影响。分医院等级来看,患者成本分担程度的下降对各级医院患者的死亡率没有明显影响。同时,我们也分年龄组、性别、入院途径、手术级别和年龄调整的查尔森合并症指数进行异质性分析。回归结果显示,医保报销政策变动对不同组别人群的死亡率均没有显著影响。这说明降低患者成本分担在短期对健康结果改善没有显著的正向作用。但需要强调的是,本文只使用死亡率对健康结果进行衡量,并且探究的是对健康的短期影响。患者成本分担下降对健康结果的长期影响需要进一步研究。

表 8 患者成本分担变动对死亡率的影响

类别	系数	类别	系数
总样本	-0.0000 (0.001)		
分医院级别		分手术级别	
三级	-0.0006 (0.001)	没有手术操作	0.0004 (0.001)
二级	0.0002 (0.001)	手术级别 1	-0.0001 (0.002)
一级	0.0001 (0.006)	手术级别 2	-0.0010 (0.001)
分年龄		手术级别 3	-0.0005 (0.001)
16—59 岁	0.0004 (0.001)	手术级别 4	-0.0016 (0.001)
≥ 60 岁	0.0001 (0.001)	分查尔森合并症指数	
分性别		0	0.0001 (0.000)
男性	0.0001 (0.001)	[1, 3]	0.0001 (0.001)

(续表)

类别	系数	类别	系数
女性	-0.0001 (0.001)	4+	0.0006 (0.001)
分入院途径			
急诊	0.0021 (0.001)		
非急诊	-0.0005 (0.001)		

注：***、**、* 分别对应 1%、5%、10% 的置信水平。括号内汇报的是在医院-月度层面聚类的标准误。回归的控制变量与表 4 相同。

(三) 风险保护和自付费用

图 3 展示了城职保患者和城乡居民医保患者在 2018 年 1 月 1 日前后的次均自付费用变化情况。从图中可以看出，城乡居民医保患者的次均自付费用在 2018 年 1 月 1 日以后有一定幅度的下降，城职保患者的次均自付费用在 2018 年前后并没有明显变化。在 2018 年以前，城职保和城乡居民医保患者的次均自付费用的变化趋势基本相似。分医院级别来看，二级医院的次均自付费用下降最为明显。三级医院和一级医院的自付费用也有所下降，但是其下降幅度低于二级医院。结合图 1 和图 3 的变化情况，本文推测，G 市城乡居民医保报销政策的变化为该市城乡居民提供了更好的风险保护。

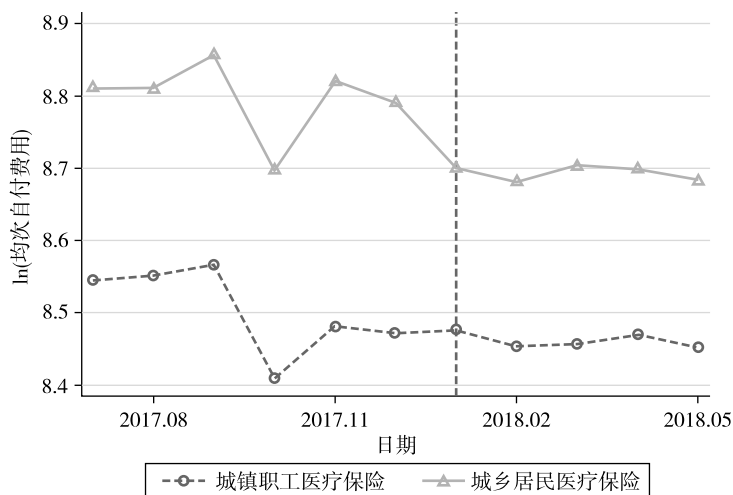


图 3 城乡居民医保和城职险住院患者次均自付费用的变化趋势

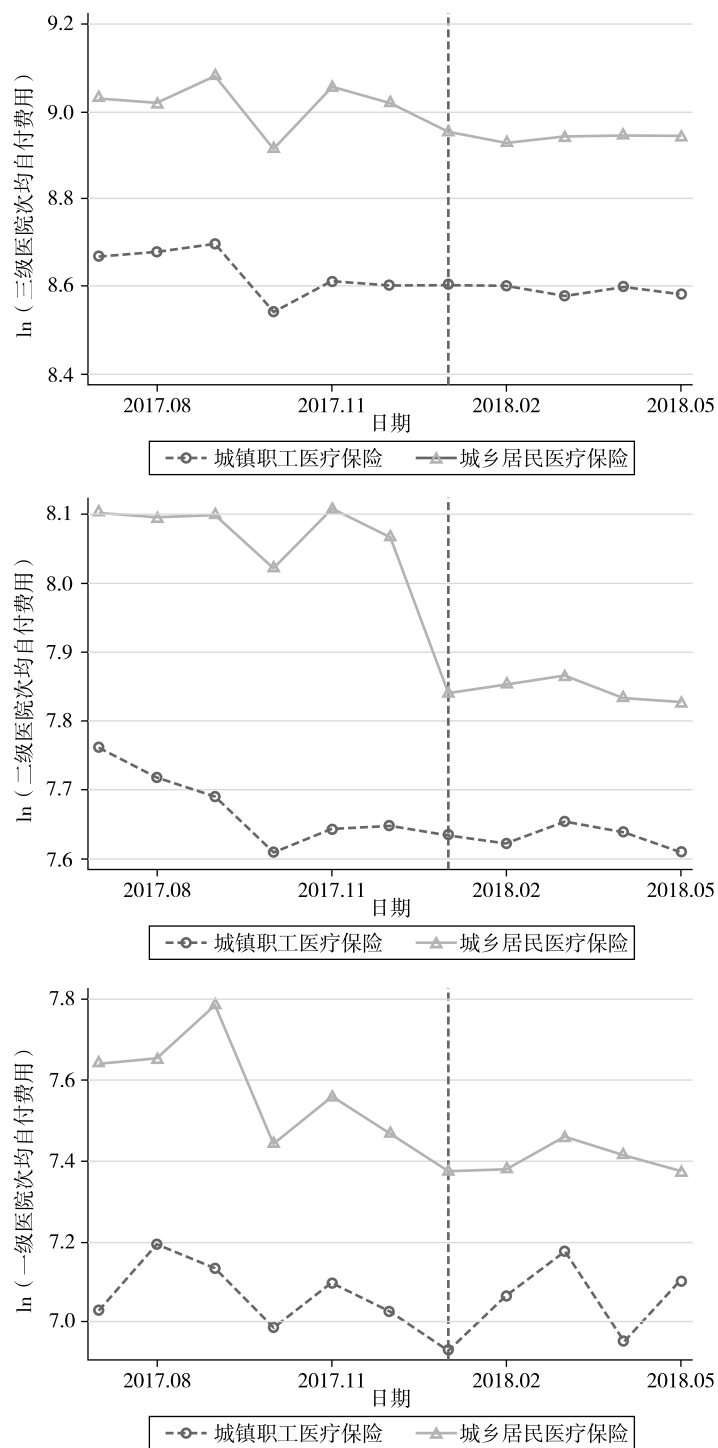


图3 城乡居民医保和城职险住院患者次均自付费用的变化趋势(续)

数据来源: G市医疗保险报销加总数据。

表9展示了相关的回归结果。总体来看，医保报销政策变动使得城乡居民医保患者自付费用下降10.7% ($= e^{-0.1137} - 1$)，使自付比例下降4.43个百分点。其中，二级医院的自付费用和自付比例下降最大，分别下降19.2% ($= e^{-0.2127} - 1$)和8.23个百分点。三级医院和一级医院的自付费用分别下降6.6%和8.2%（一级医院不显著），自付比例分别下降2.87和4.44个百分点。

表9 患者成本分担变动对风险保护的影响：医保报销加总数据

被解释变量	总样本		三级医院	
	ln(自付费用)	自付比例	ln(自付费用)	自付比例
<i>Interaction</i>	-0.1137*** (0.013)	-0.0443*** (0.004)	-0.0681*** (0.017)	-0.0287*** (0.005)
观测值	956 546	956 546	728 502	728 502
R^2	0.955	0.919	0.913	0.94
被解释变量	二级医院		一级医院	
	ln(自付费用)	自付比例	ln(自付费用)	自付比例
<i>Interaction</i>	-0.2127*** (0.016)	-0.0823*** (0.005)	-0.0853 (0.052)	-0.0444*** (0.008)
观测值	212 747	212 747	15 297	15 297
R^2	0.896	0.933	0.772	0.87

注：***、**、*分别对应1%、5%、10%的置信水平。括号内汇报的是在医院-月度层面聚类的标准误。回归以住院人次数为权重回归，控制了月份固定效应和医院固定效应。

五、稳健性分析和安慰剂检验

为了检验上述结果的可靠性，本文进行了一系列稳健性分析和安慰剂检验。第一，考虑到春节时期患者的就医行为和疾病分布情况可能和其他月份有较大差异，本文去掉2018年2月份的住院样本进行稳健性检验。第二，考虑到G市城乡居民医保报销政策变动是在2017年12月底公布的，可能存在部分住院患者为了享受新政策而选择延迟出院。为此，我们剔除了2017年入院且2018年出院的患者样本做了稳健性检验。第三，为了进一步控制按病种分值付费可能带来的影响，本文允许每一种病种在2018年前后具有不同的时间趋势。第四，为了检验控制月份固定效应的回归结果是否稳健，本文在回归设定中进一步控制日期固定效应。表10展示了这些稳健性检验的结果。稳健性分析的回归结果与基准回归相似。

表 10 稳健性检验和安慰剂检验

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	ln (总费用)	ln (药品费用)	ln (服务费用)	ln (检查耗材)	ln (其他费用)	死亡率	ln (自付费用)	自付比例
	稳健性检验 1: 去掉 2018 年 2 月份							
<i>Interaction</i>	0.0167*** (0.006)	0.0154 (0.012)	0.0171** (0.007)	0.0256* (0.014)	0.0095 (0.096)	-0.0000 (0.001)	-0.1119*** (0.014)	-0.0450*** (0.005)
观测值	782 213	782 213	782 213	782 213	782 213	782 213	881 942	881 942
	稳健性检验 2: 考虑延迟出院的动机							
<i>Interaction</i>	0.0113** (0.005)	0.0108 (0.011)	0.0116* (0.006)	0.0252* (0.013)	0.0064 (0.089)	-0.0000 (0.001)		
观测值	827 205	827 205	827 205	827 205	827 205	761 294		
	稳健性检验 3: 增加控制不同病种的时间趋势							
<i>Interaction</i>	0.0127*** (0.005)	0.0098 (0.011)	0.0151** (0.006)	0.0227** (0.011)	-0.0423 (0.079)	-0.0000 (0.001)		
观测值	848 933	848 933	848 933	848 933	848 933	782 213		
	稳健性检验 4: 控制日期固定效应							
<i>Interaction</i>	0.0160*** (0.005)	0.0136 (0.011)	0.0172*** (0.006)	0.0265** (0.013)	-0.0052 (0.087)	-0.0001 (0.001)	-0.1237*** (0.013)	-0.0473*** (0.005)
观测值	848 933	848 933	848 933	848 933	848 933	782 213	956 546	956 546

(续表)

被解释变量	(1) ln (总费用)	(2) ln (药品费用)	(3) ln (服务费用)	(4) ln (检查耗材)	(5) ln (其他费用)	(6) 死亡率	(7) ln (自付费用)	(8) 自付比例
安慰剂检验 1: 以 2017 年 9 月 1 日为政策冲击时点								
<i>Interaction</i>	-0.0036 (0.006)	-0.0002 (0.014)	-0.0000 (0.009)	-0.0042 (0.014)	-0.0144 (0.076)	-0.0000 (0.001)	0.0598*** (0.016)	0.0057 (0.006)
观测值	472 740	472 740	472 740	472 740	472 740	472 740	534 805	534 805
安慰剂检验 2: 使用 2016 年 7 月 15 日至 2017 年 5 月 14 日的样本								
<i>Interaction</i>	-0.0036 (0.005)	-0.0147 (0.010)	-0.0065 (0.008)	-0.0190 (0.012)	0.0400 (0.046)	-0.0005 (0.001)		
观测值	766 973	766 973	766 973	766 973	766 973	705 073		

注:***、**、* 分别对应 1%、5%、10%的置信水平。括号内汇报的是在医院-月度层面聚类的标准误。稳健性检验 1 去掉 2018 年 2 月份样本。稳健性检验 2 去掉 2017 年入院且 2018 年出院的样本。稳健性检验 3 增加了不同病种的时间趋势。稳健性检验 1—3 和安慰剂检验的控制变量与表 4 相同。稳健性检验 4 控制了日期固定效应, 其他控制变量与稳健性检验 1 相同。自付费用和自付比例的回归使用医疗保险报销加总数据, 以住院人次数作权重回归。安慰剂检验 1 去掉 2018 年的样本, 以 2017 年 9 月 1 日作为政策冲击时点进行双重量分回归, 自付费用和自付比例的回归使用医疗保险报销加总数据, 以人次数作权重回归。安慰剂检验 2 使用住院病历首页数据 2016 年 7 月 15 日至 2017 年 5 月 14 日样本, 以 2017 年 1 月 1 日为政策冲击时点进行双重量分法回归。

采用双重差分法的重要假设是实验组和对照组在政策冲击前具有相似的时间趋势。从图1—图3来看,在2017年7月至2017年12月时间范围内,城乡居民医保患者和城职保患者在医疗费用、住院人次数、自付费用等方面具有相似的时间趋势。为了进一步验证事前趋势是否相似,我们利用2017年的样本进行安慰剂检验,即将2018年的样本去掉,并假设以2017年9月作为政策冲击进行双重差分回归(安慰剂检验1)。⁹

另外,对本文结论还存在一种担忧:由于本文采用的是2017年下半年至2018年上半年的样本,本文结果可能是由城职保患者和城乡居民医保患者的季节性差异导致的,并不完全是医保报销政策变动所导致的结果。因此,本文使用2016年至2017年同时期(2016.07.15—2017.05.14)的住院样本¹⁰,以2017年1月1日作为政策冲击时点进行双重差分回归(安慰剂检验2)。如果核心解释变量的系数不显著或者与基准回归结果的符号不相同,那么本文的主要回归结果并不是所谓的“季节效应”。安慰剂检验1和2的主要结果如表10所示。安慰剂检验的回归结果进一步说明了基准回归的结果具有可靠性。

六、结论与讨论

利用G市城乡居民医保住院报销政策变化的冲击,本文使用住院病案首页数据研究了患者成本分担变动的影响。在医疗费用和服务利用方面,本文发现:(1)降低住院起付线和提高报销比例显著增加了城乡居民住院患者的总费用,其费用的价格弹性约为-0.11。(2)政策变动增加了住院天数,但是对住院人次数没有明显影响。(3)报销政策变动对医疗费用和医疗服务利用的影响在不同级别医院、不同病情严重程度患者间存在较为明显的异质性。二级医院住院患者的价格弹性约为-0.07,一级医院住院患者的价格弹性约为-0.14,三级医院住院患者的医疗费用在政策变动前后没有显著变化。分手术级别和年龄调整的查尔森指数的回归结果显示,病情越严重的患者对政策变动的反应程度越小。在健康结果方面,降低患者成本分担在短期内对住院患者的死亡率没有显著影响。在风险保护方面,医保报销政策变动使实际自付费用下降了10.7%,自付比例下降了4.43个百分点。

本文结果表明,降低患者成本分担在一定程度上提高了住院患者的医疗总费用和服务使用的强度,但是增长程度较小,医疗费用的价格弹性只有-0.11。从国际文献的结果来看,G市住院费用的价格弹性与美国、日本的价格弹性处于同一数量级。Manning *et al.* (1987) 基于兰德实验计算的住院

⁹ 假设政策冲击发生在其他月份并不影响回归结果。

¹⁰ 由于没有2016年医保报销加总数据,安慰剂检验2中没有对实际自付费用和自付比例进行回归。

费用价格弹性约为-0.1至-0.2, Chandra *et al.* (2010b, 2014) 研究马萨诸塞州低收入群体得到的住院费用价格弹性约为-0.03至-0.11, Shigeoka (2014) 计算出日本老年人对住院服务的价格弹性约为-0.14。但是, 本文的结果比王贞等 (2019) 和赵绍阳等 (2015) 计算出的价格弹性小。究其原因, 王贞等 (2019) 估计的是退休男性职工住院服务利用的价格弹性, 其中“退休效应”对服务利用的影响很难完全厘清, 并且其计算价格弹性时使用的是医保报销目录内的报销比例变动, 可能会高估弹性。赵绍阳等 (2015) 在计算弹性时, 分母使用的是实际报销水平变动。由于实际报销水平变动包含了参保者面对政策变动做出的响应, 也可能会带来对价格弹性的高估。

本文参考 Shigeoka (2014) 的分析框架对 G 市政策进行了简单的成本收益分析, 详细的计算过程和结果详见附录 2。在分析框架中, 本文使用提高风险保护来衡量 G 市医保报销政策变动的社会收益, 使用政府为此增加的筹资成本和道德风险带来的效率损失之和衡量政策变动所带来的社会成本。我们的计算结果显示, 患者成本分担程度的下降带来的社会收益略高于社会成本, 能够为城乡居民医保患者带来至少 50 元的收益。上述计算结果表明, 适当降低起付线和提高报销比例能够提高社会福利。这一结果也跟赵绍阳等 (2015) 的研究结论一致。他们发现, 目前新农合与城居保的报销比例低于社会福利最大化的医疗保障水平。

但需要注意的是, 成本收益分析的计算结果依赖于一些假设, 因此结果仅仅是推测性的。比如, 本文在分析医保报销政策变动的效果时没有考虑政策变动的长期影响。一方面, 成本分担程度可能会对患者的长期健康结果和生活质量产生影响。基于美国的研究发现, 成本分担比例是影响老年参保者药物使用的重要因素 (Tamblyn *et al.*, 2001)。另一方面, 医保报销政策变动也可能会改变医院和医生的行为, 如增加医疗市场规模和新技术的利用, 从而在中长期提高医疗费用的增长率 (Finkelstein, 2007; Kondo and Shigeoka, 2013; Freedman *et al.*, 2015)。这些长期影响可能会带来额外的社会收益或者社会成本。

最后, 本文的发现也为完善分级诊疗政策提供一定参考。在本文中, 虽然二级医院和一级医院的自付费用下降比例较高, 但是二级医院和一级医院的住院人次数并没有相对提高。这一结果说明, 仅仅通过改变患者成本分担程度并不一定能够改变居民的就医习惯。之前文献也发现, 单纯依靠医保杠杆对患者就医选择的影响程度较小 (赵绍阳等, 2014; 高秋明和王天宇, 2018)。这说明, 单纯运用医保杠杆并不能达到分级诊疗的预期效果, 推行分级诊疗需要在患者教育和健康管理、医务人员薪酬激励、公立医院运行机制等方面采取综合措施。

参考文献

- [1] Aron-Dine, A., L. Einav, and A. Finkelstein, "The RAND Health Insurance Experiment, Three Decades Later", *Journal of Economic Perspectives*, 2013, 27 (1), 197-222.
- [2] Baicker, K., and D. Goldman, "Patient Cost-Sharing and Healthcare Spending Growth", *Journal of Economic Perspectives*, 2011, 25 (2), 47-68.
- [3] Bannay, A., C. Chaignot, P. Blotière, *et al.*, "The Best Use of the Charlson Comorbidity Index with Electronic Health Care Database to Predict Mortality", *Medical Care*, 2016, 54 (2), 188.
- [4] Brot-Goldberg, Z. C., A. Chandra, B. Handel, *et al.*, "What Does a Deductible Do? The Impact of Cost-Sharing on Health Care Prices, Quantities, and Spending Dynamics", *Quarterly Journal of Economics*, 2017, 132 (3), 1261-1318.
- [5] Card, D., C. Dobkin, and N. Maestas, "The Impact of Nearly Universal Insurance Coverage on Health Care Utilization: Evidence from Medicare", *American Economic Review*, 2008, 98 (5), 2242-2258.
- [6] Chandra, A., J. Gruber, and R. McKnight, "The Impact of Patient Cost-Sharing on Low-Income Populations: Evidence from Massachusetts", *Journal of Health Economics*, 2014, 33, 57-66.
- [7] Chandra, A., J. Gruber, and R. McKnight, "Patient Cost-Sharing and Hospitalization Offsets in the Elderly", *American Economic Review*, 2010a, 100 (1), 193-213.
- [8] Chandra, A., J. Gruber, R. McKnight, "Patient Cost Sharing in Low Income Populations", *American Economic Review: Paper & Proceeding*, 2010b, 100 (2), 303-308.
- [9] Chang, S., "The Effect of Taiwan's National Health Insurance on Mortality of the Elderly: Revisited", *Health Economics*, 2012, 21 (11), 1257-1270.
- [10] Charlson, M., T. Szatrowski, J. Peterson, *et al.*, "Validation of a Combined Comorbidity Index", *Journal of Clinical Epidemiology*, 1994, 47, 1245-1251.
- [11] Chen, Y., and G. Jin, "Does Health Insurance Coverage Lead to Better Health and Educational Outcomes? Evidence from Rural China", *Journal of Health Economics*, 2012, 31 (1), 0-14.
- [12] Chetty, R., "A General Formula for the Optimal Level of Social Insurance", *Journal of Public Economics*, 2006, 90 (10-11), 1879-1901.
- [13] 程令国、张晔, " '新农合': 经济绩效还是健康绩效?", 《经济研究》, 2012年第1期, 第120—133页。
- [14] 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", 《经济研究》, 2010年第11期, 第127—140页。
- [15] Finkelstein, A., "The Aggregate Effects of Health Insurance: Evidence from the Introduction of Medicare", *The Quarterly Journal of Economics*, 2007, 122 (1), 1-37.
- [16] Finkelstein, A., and R. McKnight, "What Did Medicare Do? The Initial Impact of Medicare on Mortality and Out of Pocket Medical Spending", *Journal of Public Economics*, 2008, 92 (7), 1644-68.
- [17] Finkelstein, A., S. Taubman, B. Wright, *et al.*, "The Oregon Health Insurance Experiment: Evidence from the First Year", *The Quarterly Journal of Economics*, 2012, 127 (3), 1057-1106.
- [18] Freedman, S., H. Lin, and K. Simon, "Public Health Insurance Expansions and Hospital Technology Adoption", *Journal of Public Economics*, 2015, 121, 117-131.
- [19] Fukushima, K., S. Mizuoka, S. Yamamoto, *et al.*, "Patient Cost Sharing and Medical Expendi-

- tures for the Elderly”, *Journal of Health Economics*, 2016, 45, 115-130.
- [20] 高秋明、王天宇, “差异化报销比例设计能够助推分级诊疗吗? ——来自住院赔付数据的证据”, 《保险研究》, 2018年第7期, 第89—103页。
- [21] Goldman, D., and T. J. Philipson, “Integrated Insurance Design in the Presence of Multiple Medical Technologies”, *American Economic Review*, 2007, 97 (2), 427-432.
- [22] Huang, F., and L. Gan, “The Impacts of China’s Urban Employee Basic Medical Insurance on Healthcare Expenditures and Health Outcomes”, *Health Economics*, 2017, 26 (2), 149-163.
- [23] Kondo, A., and H. Shigeoka, “Effects of Universal Health Insurance on Health Care Utilization, and Supply-Side Responses: Evidence from Japan”, *Journal of Public Economics*, 2013 (99), 1-23.
- [24] 雷晓燕、傅虹桥, “改革在路上: 中国医疗保障体系建设的回顾与展望”, 《经济资料译丛》, 2018年第2期, 第1—6页。
- [25] Lei, X., and W. Lin, “The New Cooperative Medical Scheme in Rural China: Does More Coverage Mean More Service and Better Health?”, *Health Economics*, 2009, 18, S25-S46.
- [26] Li, L., and H. Fu, “China’s Health Care System Reform: Progress and Prospects”, *The International Journal of Health Planning and Management*, 2017, 32 (3), 240-253.
- [27] Lien, H., S. Chou, and J. Liu, “Hospital Ownership and Performance: Evidence from Stroke and Cardiac Treatment in Taiwan”, *Journal of Health Economics*, 2008, 27 (5), 1208-1223.
- [28] Liu, H., and Z. Zhao, “Does Health Insurance Matter? Evidence from China’s Urban Resident Basic Medical Insurance”, *Journal of Comparative Economics*, 2014, 42 (4), 1007-1020.
- [29] 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”, 《经济研究》, 2013年第4期, 第130—142页。
- [30] 潘杰、秦雪征, “医疗保险促进健康吗? ——相关因果研究评述”, 《世界经济文汇》, 2014年第6期, 第60—70页。
- [31] Manning, W., J. Newhouse, N. Duan, *et al.*, “Health Insurance and the Demand for Medical Care: Evidence from a Randomized Experiment”, *American Economic Review*, 1987, 77 (1), 251-277.
- [32] Marmot, M., S. Friel, R. Bell, *et al.*, “Closing the Gap in a Generation: Health Equity through Action on the Social Determinants of Health”, *Lancet*, 2008, 372 (9650), 1661-1669.
- [33] Shigeoka, H., “The Effect of Patient Cost-Sharing on Utilization, Health and Risk Protection”, *American Economic Review*, 2014, 104 (7), 2152-2184.
- [34] Sommers, B., A. Gawande, and K. Baicker, “Health Insurance Coverage and Health—What the Recent Evidence Tells Us”, *New England Journal of Medicine*, 2017, 377 (6), 586-593.
- [35] Tamblyn, R., R. Laprise, J. A. Hanley, *et al.*, “Adverse Events Associated with Prescription Drug Cost-Sharing among Poor and Elderly Persons”, *JAMA*, 2001, 285 (4), 421-429.
- [36] 王贞、封进、宋弘, “提升医保待遇对我国老年医疗服务利用的影响”, 《财贸经济》, 2019年第6期, 第147—160页。
- [37] Yip, W., W. Hsiao, W. Chen, *et al.*, “Early Appraisal of China’s Huge and Complex Health-Care Reforms”, *The Lancet*, 2012, 379 (9818), 833-842.
- [38] 赵绍阳、尹庆双、臧文斌, “医疗保险补偿与患者就诊选择——基于双重差分的实证分析”, 《经济评论》, 2014年第1期, 第3—11页。
- [39] 赵绍阳、臧文斌、尹庆双, “医疗保障水平的福利效果”, 《经济研究》, 2015年第8期, 第130—145页。

The Impact of Patient Cost-Sharing on Medical Expenditure and Health Outcome

—Evidence from Hospital Discharge Data

YUQI TA HONGQIAO FU* LING LI

(*Peking University*)

Abstract Using hospital discharge data in City G and the natural experiment that City G improved the generosity of medical insurance for urban and rural residents in January 2018, we analyze the impact of reductions in patient cost-sharing on medical expenditure, healthcare utilization, risk protection, and health outcome. Results based on differences-in-differences estimation show that: (1) reducing patient cost-sharing significantly increases total medical expenditure and the length of stay in hospital, but it has insignificant effects on inpatient admissions; (2) the price elasticity for inpatient expenditure is about -0.11 and that for patients who have more serious symptoms or who are admitted to tertiary hospitals is much lower; (3) the decrease in patient cost-sharing has no significant effect on inpatient mortality, but it improves patients' risk protection by reducing out-of-pocket medical expenditure and its share in total medical expenditure. The results of cost-benefit analysis show that reductions in deductible and coinsurance rate may contribute to improving social welfare.

Key Words patient cost-sharing, medical expenditure, health outcome

JEL Classification I11, I13, G22

* Corresponding Author: Hongqiao Fu, School of Public Health, Peking University Health Science Center, No. 38 Xueyuan Road, Haidian District, Beijing, 100191, China; Tel: 86-10-82802642; E-mail: hofu90@hsc.pku.edu.cn.