



No. C2020002

2020-03-09

患者成本分担变动对医疗费用和健康结果的影响：

基于住院病案首页数据的经验分析

杳钰淇 傅虹桥 李玲¹

摘要 利用 G 市高质量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，适当降低医保起付线和提高报销比例有利于社会福利改善。

关键词 患者成本分担 医疗费用 健康结果 风险保护

¹ 杳钰淇，北京大学国家发展研究院；傅虹桥（通讯作者），北京大学医学部公共卫生学院卫生政策管理系，通讯地址：北京市海淀区学院路 38 号北京大学医学部护理楼，100191，电子邮箱：hofu90@hsc.pku.edu.cn；李玲，北京大学国家发展研究院。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。

一、引言

医疗保险对医疗费用、医疗服务使用、风险保护和健康结果的影响一直是学术界关心的热点话题。目前学界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（或者是医保报销政策变动）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; Card et al., 2009; 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型农村合作医疗的研究(Lei and Lin, 2009; Chen and Jin, 2012; Wagstaff et al., 2009；程令国和张晔，2012；封进等，2010)和城镇居民医疗保险的研究(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，增加医疗费用。但是，在医疗保险能否改善健康、降低自付费用和减轻经济负担方面，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(deductible)、报销比例(reimbursement rate)和封顶线(stop-loss line)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，由于降低了参保人面临的医疗服务价格，降低患者成本分担可能会造成患者过度消费医疗服务。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，违背了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(optimal health insurance)时非常重要的参数（Chetty, 2006; Goldman and Philipson, 2007; Chetty and Saez, 2010; 赵绍阳等，2015）。

目前，研究患者成本分担的实证研究主要集中在国外。例如，兰德实验通过随机实验的方式研究了患者成本分担程度对医疗费用和医疗服务利用的影响。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,学者大多利用医疗保险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; Chandra et al., 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;Chandra et al.(2010b; 2014)利用马萨诸塞州低收入群体医疗保险自付金额提高的外生冲击,发现成本分担程度提高会显著减少低收入群体的医疗服务利用。又例如,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,使用断点回归研究了患者成本分担下降对服务使用、死亡率和风险保护的影响。这些文献计算出的价格弹性对估计最优医疗保障水平有较为重要的意义。

相比之下,国内的相关研究较少。Huang and Gan(2017)利用1998年底城镇职工基本医疗保险取代劳保医疗制度所带来的自付比例上升这一政策冲击,探究成本分担变动对医疗费用和自评健康的影响。结果显示,受到政策影响的人群的门诊服务使用和费用有显著下降,自评健康没有显著变化。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。其研究发现,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,采用断点回归研究医保报销比例对老年群体医疗服务利用的影响。研究发现,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。并且,他们没有考虑政策变动对健康结果的影响。

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,我国先后建立了新型农村合作医疗制度、城镇居民医疗保险制度以及城乡居民大病医保制度,并逐步完善了城镇职工医疗保险制度(雷晓燕和傅虹桥,2018)。截至2015年,全国社会医疗保险参保率达95%以上(Li and Fu, 2017)。目前,覆盖全体城乡居民的基本医疗保障网已经初步建立。但与此同时,我国医疗卫生体系面临着医疗费用增长过快、资源浪费和效率低下等问题(Yip et al., 2012)。在此背景下,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疗保

险政策具有重要的政策意义。

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疗保险自付比例和起付线这一外生冲击,本文使用高质量的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、医疗服务利用、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。通过计算可以发现,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住院患者的死亡率没有显著影响,但使患者实际自付费用下降了 10.7%,使自付比例下降了 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有利于社会福利改善。

相比以前的研究,本文具有以下贡献。第一,利用外生的政策冲击和高质量住院病案数据,本文更为精确地计算了 16 岁及以上人口的住院费用价格弹性,并分析了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,并进行了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。与此同时,在我国基本实现全民医保覆盖的情况下,研究结果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。

本文余下部分安排如下。第二部分介绍 G 市的医疗保险政策和进行理论分析。第三部分介绍数据和实证策略。第四部分汇报主要回归结果。第五部分进行稳健性分析和安慰剂检验。第六部分是结论和讨论。

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、城镇居民医疗保险和新型农村合作医疗三类医疗保障。2015年1月1日，G市将原有的城镇居民医疗保险与新型农村合作医疗进行制度整合，建立了统一的城乡居民医疗保险，标志着“三保”体系转变为“两保”体系。其中，城镇职工医疗保险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。城乡居民医疗保险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、中小学生、未成年人(未满18周岁的非在校学生)、灵活就业人员、非从业人员以及老年居民等。

为了进一步缓解群众“看病难、看病贵”问题，自2018年1月1日起，G市医保部门调整了城乡居民医疗保险的住院报销政策。表1展示了城乡居民医疗保险（下称城乡居民医保）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高5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。与此同时，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市城镇职工医保的住院报销政策没有发生变化。

表1 G市城乡居民医疗保险和城镇职工医疗保险住院报销政策

城乡居民医疗保险		2015年-2017年		2018年	
		住院起付标准	住院报销比例	住院起付标准	住院报销比例
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%
城镇职工医疗保险		2015年-2017年		2018年	
		住院起付标准	住院报销比例	住院起付标准	住院报销比例
在职职工	一级医院	400	90%	400	90%
	二级医院	800	85%	800	85%
	三级医院	1600	80%	1600	80%
退休人员	一级医院	280	93%	280	93%
	二级医院	560	89.50%	560	89.50%
	三级医院	1120	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镇职工医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，城镇职工医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。

为了探究上述政策变动对患者成本分担程度的潜在影响，本文利用医疗保险报销加总数据对政策变动前后的患者自付费用进行了模拟计算。根据 G 市医疗保险报销政策，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、部分进口药等；部分自费项目是患者需要先自付 20% 左右，然后医保基金按相应比例进行报销的项目，比如 CT，MRI 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。附录 1 描述了如何利用 G 市医疗保险报销加总数据计算城乡居民医保住院患者政策变动前后在一级、二级和三级医院自付费用的潜在变化。G 市医疗保险报销加总数据来自 G 市医疗保障管理部门，分别记录了每个月每一家医院城乡居民医疗保险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²。附录 1 展示了详细的计算过程和相应的公式，表 2 展示了最终的计算结果。如表 2 所示，在假设患者没有对报销政策变动做出响应的情况下，政策变动将来自付费用下降 14.22%。其中，三级医院、二级医院和一级医院的自付费用将分别下降 11.40%、30.16% 和 29.21%。



²政策变动后的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。换句话说，观测到的 2018 年以后的自付费用已经是患者对政策响应后的结果。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。因此，本文需要利用政策变动前的数据来计算政策变动后的反事实自付费用。

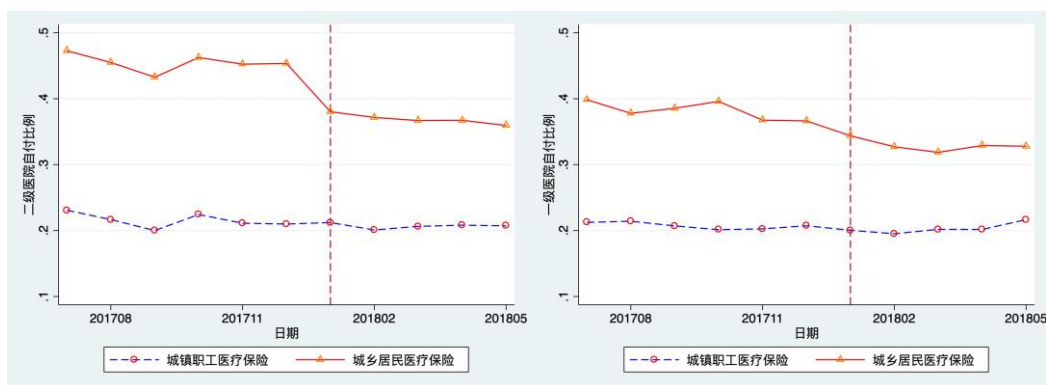


图 1 城乡居民医疗保险和城镇职工医疗保险住院患者自付比例的变动
数据来源：G 市医疗保险报销加总数据

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

城乡居民	(1)	(2)	(3)
	2017.7.15-2017.12.31	2018.1.1-2018.5.14	(2)/(1)-1
总体	6642.43	5697.59	-14.22%
三级医院	8298.11	7352.04	-11.40%
二级医院	3230.15	2255.66	-30.16%
一级医院	2054.56	1454.26	-29.21%

注:单位为元;(1)为 2017 年 7 月 15 日至 12 月 31 日城乡居民医疗保险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 年城乡居民医疗保险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,从而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使得患者面临的医疗服务价格下降,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(Finkelstein, 2007; Currie et al., 2014)。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,且三级医院已经较为拥挤,因此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,其影响结果是不确定的,取决于住院总费用的增长幅度和相应的价格弹性。如果住院总费用增长幅度较低(价格弹性较小),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(价格弹性较大),我们可能会观察到自付费用不变甚至有所增加。与此同时,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,相对于生活方式、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),过多的医疗服务甚至可能会对健康带来负面影响(Fisher, 2003)。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。住院病案首页数据记录了住院病人的就诊信息，包括住院病人的费用、诊断治疗和基本信息。相较于入户调查数据，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，包括性别、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，城镇职工医保患者为对照组，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，取消了药品加成和调整了医疗服务价格。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，根据劳动法的规定，满 16 周岁才能参加工作。因此，本文将城乡居民医保患者的样本年龄限定为 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，这些缺失或零值在各级医院和各类人群中并不是随机分布的。因此，我们使用 G 市医疗保险报销加总数据来研究自付费用和自付比例的变化。医疗保险报销加总数据是一个加总在医院层面的数据，记录了 G 市每家医院每个月城乡居民医保和城镇职工医保住院患者的费用结算情况，包括自费金额、报销人次和医院级别等信息。

（二）变量和描述性统计

本研究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所有治疗服务类费用，包括诊疗费、治疗操作费、手术治疗费、非手术治疗费、中医治疗费、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；检查耗材费用包括医用耗材费、病理诊断费、实验室诊断费、影像学诊断费等费用；其他费用是指上述

费用以外的医疗费用。在医疗服务使用方面，本文选择住院天数和住院人次数来衡量患者的医疗利用情况。在健康结果方面，本文使用死亡率作为衡量健康结果的指标(Card et al., 2009; Chang, 2009; 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。

表 3 数据描述性统计

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	t 值 (3)-(2)	实验组	对照组	t 值 (6)-(5)
次均费用和利用							
总费用	14241.14	12289.59	14746.40	2456.81***	12776.22	14873.53	2097.31***
服务费用	4330.63	3736.22	4452.39	716.17***	3919.56	4552.56	633.01***
药品费用	3662.85	3311.51	3840.19	528.68***	3265.97	3710.96	444.99***
检查耗材	5384.40	4547.04	5439.50	892.46***	5018.21	5774.35	756.13***
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	849808	113071	360502		95080	281155	

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疗保险的住院患者，对照组指参加城镇职工医疗保险的住院患者。

其中，实验组指参加城乡居民医保的住院患者，对照组指参加城镇职工医保的住院患者。第(1)列为全样本的描述性统计。第(2)列和第(3)列展示了实验组和对照组在 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统计检验结果。从表 3 可知，城乡居民医保患者和城镇职工医保患者的各项费用(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镇职工医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。

(三) 实证策略

利用 G 市医保报销政策变化的冲击，本文采用双重差分法(Differences-in-Differences)

来研究患者成本分担程度变化对医疗费用、医疗服务利用、财务风险保护和健康结果的影响。双重差分法是常见的政策评估研究方法，在国内外研究中广泛应用。使用住院病案首页数据时，本文的回归模型如下所示：

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

其中， i 表示住院患者， h 指医院， t 指患者出院时间。 Y_{iht} 是被解释变量，包括在 t 时间住院患者 i 的医疗费用（包括总费用和各细项费用）、住院天数以及是否死亡等变量。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”表示患者是城镇职工医保患者。 $Interaction_{iht}$ 是核心解释变量。它是医疗保险类型与是否在 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。对于城镇职工医保参保者而言，该变量一直等于 0。本文关心的系数是 β ，它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，包括患者的年龄、年龄的平方、性别、是否是汉族、是否是中国国籍、婚姻状况、职业状况、主要诊断³ICD-10 四位亚目编码⁴、手术操作类型 ICD-9-CM-3 编码前两位以及是否受到按病种分值付费影响⁵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 为一组月份虚拟变量，用于控制时间趋势。同时，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数。具体模型设定如下：

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

其中， p 指医疗保险的类型（城乡居民医保或城镇职工医保）， 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 的住院人次数，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。分析政策变动对自付费用和自付比例影响时，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。

³ 主要疾病诊断是指本次住院对患者健康危害最大、消耗医疗资源最多、住院时间最长的疾病诊断。

⁴ 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，并用编码的方法来表示的系统。四位亚目编码的标准格式是 XXX.X，针对所有疾病类型进行了亚分类。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)、急性心内膜下心肌梗死 (I21.4) 等七类。

⁵ G 市在 2018 年实行了按病种分值付费，本文将 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。

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镇职工医保患者的次均住院费用以及两类医保每日住院人次数变化趋势。从图 2 左图中可以看出，在 2018 年 1 月前，城乡居民医保患者和城镇职工医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，而城镇职工医保患者的费用基本保持不变。从右图可以看出，无论是城乡居民医疗保险还是城镇职工医疗保险，其每日住院人次数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，但是对住院人次数没有显著影响。

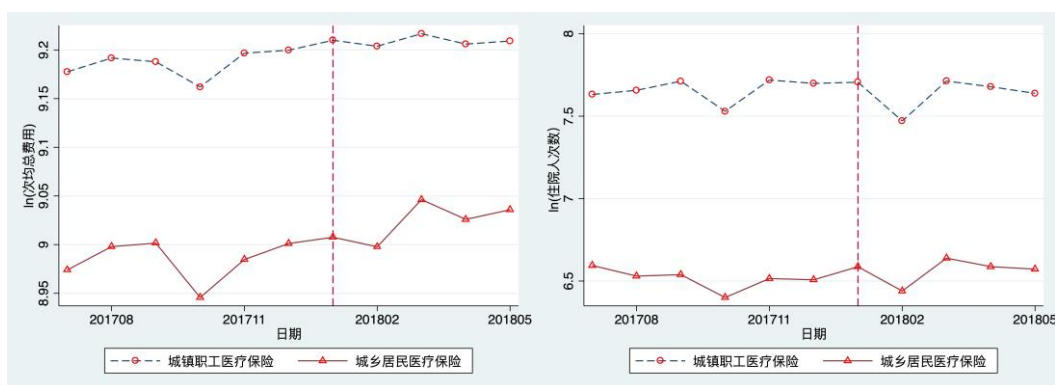


图 2 城乡居民医疗保险和城镇职工医疗保险住院患者次均总费用和两类保险每日住院人次数变化趋势。数据来源：G 市住院病案首页数据

1. 医疗费用

表 4 报告了对医疗费用的回归结果。第 (1) 列-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、其他费用的对数值。由表 4 可知，相比于城镇职工医保患者，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%⁶。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 市没有调整医院价格，费用的上升也间接反映了医疗服务使用的强度增加。

表 4 患者成本分担变动对次均医疗费用的影响：总样本

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
-------	-----	-----	-----	-----	-----

⁶ 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 $100 \times \beta\%$ 。

	ln(总费用)	ln(药品费用)	ln(服务费用)	ln(检查耗材)	ln(其他费用)
Interaction	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% 和 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⁷。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。以年龄调整的查尔森合并症指数为例(Age-adjusted Charlson Index)⁸，三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%⁹。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，患者方的道德风险程度可能相对较轻。从细项费用来看，各级医院的费用结构变动呈现不一样的情形：患者成本分担程度下降并没有使三级医院的细项费用发生变化；而二级医院城乡居民医保患者的检查耗材费用上升 2.41%，一级医院城乡居民医保患者的服务费用上升 5.43%，其他费用增加 15.37%。

表 5 患者成本分担变动对次均医疗费用的影响：分医院级别

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)
三级医院					
Interaction	0.0092 (0.006)	0.0036 (0.014)	0.0113 (0.008)	0.0278 (0.019)	-0.0986 (0.131)

⁷ 样本里还有在未定级医院就诊的医保病人，但是因为未定级医院报销政策较复杂且在未定级医院就诊病人的比重不到 1%，因此本文只分析一级、二级和三级医院。

⁸ 查尔森合并症指数最早是由 Charlson 等(1987)提出，后加入患者年龄进行调整形成年龄调整的查尔森合并症指数(Charlson et al., 1994)。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。本文参考 Charlson 等(1994)和 Bannay 等(2016)，利用病案首页构建年龄调整的查尔森指数，详细构造过程请参考附表 1。

⁹ 根据卫生部颁布的《手术分级管理制度》，一级手术是风险较轻、过程简单和技术难度低的普通手术，二级手术是有一定风险、过程一般复杂、技术难度一般的手术，三级手术风险较高、过程较复杂、难度较大，四级手术则风险高、过程复杂、难度大。

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					
Interaction	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					
Interaction	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% 和 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。

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，相当于住院天数增长约 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)。在三级医院住院的城乡居民医保患者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。正如前文提到，本文将病案首页个体数据加总到医院-天-医保类型层面，从而得出每天每家医院每种医保类型相应的住院人次数。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，并且住院报销比例在政策变动前已经相对较高(实际比例接近 50%)。在此背景下，住院起付线和报销比例的边际变动对患者是否去住院影响不大。值得一提的是，根据表 2 的估算结果，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，但回归结果发现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)
Interaction	0.4864* (0.264)	0.0589 (0.05)	0.0441 (0.071)	0.1182 (0.111)

观测值	848,933	113,088	606,691	32,224
R ²	0.365	0.644	0.382	0.629
	二级医院		一级医院	
被解释变量	住院天数	ln(住院人次数)	住院天数	ln(住院人次数)
Interaction	0.7202** (0.361)	0.0667 (0.076)	1.3758* (0.699)	-0.0088 (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% 和 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。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。该结果表明，急性程度越高、严重程度越高的疾病，其费用的变动可能相对较小。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。这些指标广泛应用于国际文献中（[Shigeoka, 2014](#); [Chandra et al., 2014](#); [Fukushima et al., 2016](#)）。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为 0 代表患者没有合并症且年龄低于 50 岁，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、分入院途径和分性别的回归结果。分年龄来看，16-59 岁的城乡居民医保患者的住院总费用在政策变动后上升 2.36%，60 岁及以上的患者的总费用上升 1.18%。在入院途径方面，急诊和非急诊城乡居民医保住院患者的总费用在政策变动后均显著上升约 1.6%。两者相差不大可能与我国对急诊入院限制不严格，急诊和非急诊入院患者间的差异不大有关系。分性别的回归结果显示，男性患者和女性患者的总费用均上升约 1.5%，说明政策冲击的效果没有性别差异。附表 2 展示了针对住院人次数分样本回归的结果。结果显示，各组别的住院人次数在政策变动前后没有显著变化。这一结果也表明，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系统	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)
产科疾病	0.0201** (0.008)	4+	0.0074 (0.007)		
损伤中毒和意外	0.0186 (0.015)				

注：***, **, * 分别对应 1%, 5% 和 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。

（二）健康结果

更低的起付线和更高的报销比例可能会导致更多的医疗服务利用，从而可能带来健康结果改善。考虑到 2018 年 2 月是春节时期，死亡率的波动很大，因此在回归死亡率时剔除了二月份的样本。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、分性别、分入院途径、分手术级别和分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。这说明从短期来看，降低患者成本分担对健康结果改善没有显著的正向作用，也间接印证了健康结果更多是各类因素长期影响的结果（Marmot et al., 2008）。但是需要强调的是，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，可能忽略了患者成本分担下降对健康结果的长期影响。例如，患者成本负担下降会促进患者使用更好的药品和采用更先进的技术进行治疗，这些药品和技术可能会对患者的生存质量以及长期健康结果产生积极的影响。

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)
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% 和 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。

（三） 风险保护和自付费用

除了改善健康外，患者成本分担下降的另一潜在收益是降低患者的自付费用，从而提高对患者的风险保护。在这一部分，我们利用医保报销加总数据来分析患者成本分担变动对实际自付费用和自付比例的影响。

理论上，住院病案首页数据统计了自付费用，并以此可以计算自付比例。但是，正如前文所言，住院病案首页数据中自付费用有约 20% 的缺失和零值。并且，通过统计性检验发现，缺失和零值的分布与个人特征有显著的相关关系，在各级医院也并不随机分布。例如，在自付费用缺失或者零值的样本中，三级医院、二级医院和一级医院的比例分别是 77.7%、20.5% 和 1.2%，显著高于总样本中三级医院样本的比例（71.5%）。在此情况下，利用住院病案首页数据对自付费用和自付比例进行分析可能会造成估计结果有偏。因此，本文选择使用医保报销加总数据来分析患者成本分担变动对实际自付费用和自付比例的影响。相比于住院病案首页个体数据，该数据只包含人次数和费用加总信息，缺少患者的个人信息、疾病类型和治疗方式。

图 3 展示了城镇职工医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。相比之下，城镇职工医保患者的次均自付费用在 2018 年前后并没有明显的变化。在 2018 年以前，城镇职工医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。城乡居民医保患者的自付费用始终高于城镇职工医保患者。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。

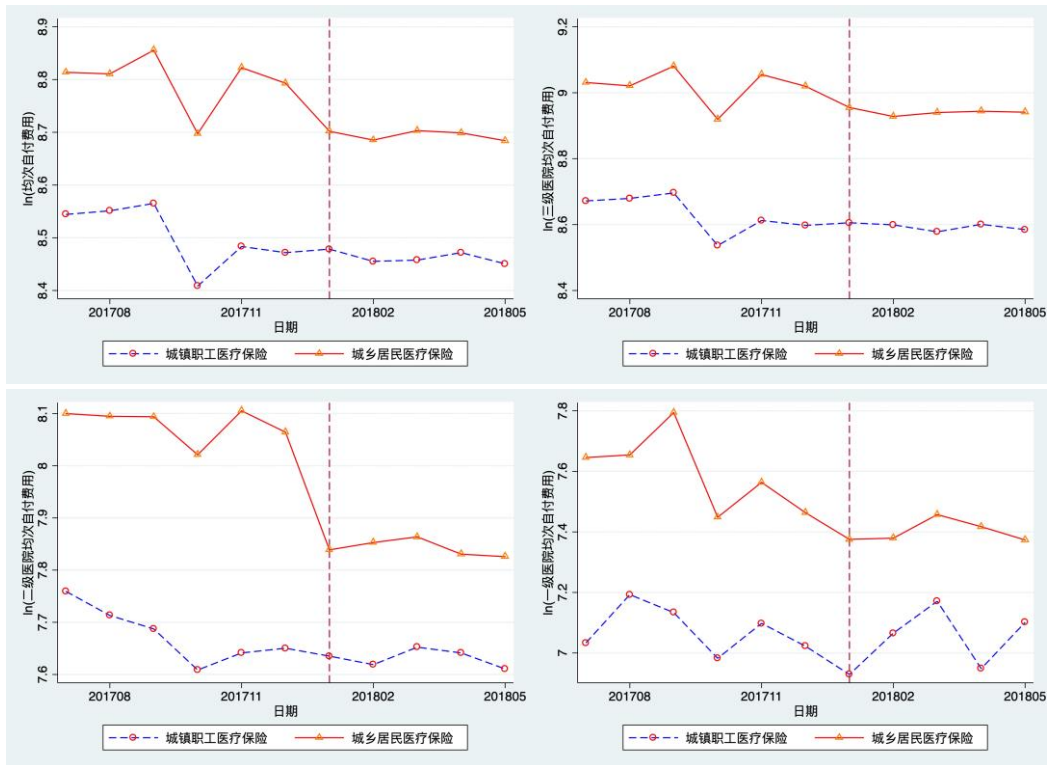


图 3 城乡居民医疗保险和城镇职工医疗保险住院患者次均自付费用的变化趋势
数据来源：G 市医疗保险报销加总数据

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% ($=e^{-0.1137}-1$)，使自付比例下降了 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，分别下降了 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。由于一级医院的医疗总费用上升幅度较大，因此一级医院实际自付费用和自付比例下降幅度低于表 2 估算结果。

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
Interaction	-0.1137***	-0.0443***	-0.0681***	-0.0287***

	(0.013)	(0.004)	(0.017)	(0.005)
观测值	956,546	956,546	728,502	728,502
R^2	0.955	0.919	0.913	0.94
	二级医院		一级医院	
被解释变量	ln(自付费用)	自付比例	ln(自付费用)	自付比例
Interaction	-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% 和 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。回归以住院人次数作权重回归，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。首先，考虑到 2018 年 2 月是春节时期，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，因此本文去掉 2018 年 2 月份的住院样本进行稳健性检验。其次，考虑到 G 市城乡居民医保报销政策变动是在 17 年 12 月底公布的，可能存在部分住院患者为了能享受到新政策而选择延迟出院。为此，我们剔除了 17 年入院且 18 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 (date) 固定效应。表 10 展示了这些稳健性检验的主要结果，附表 3.1-3.4 展示了分医院级别的回归结果。从表中可以看出，总费用、费用结构、自付费用、自付比例、死亡率回归结果和基准回归相似，说明基准回归结果是稳健的。

采用双重差分法的重要假设是实验组和对照组在未发生冲击时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镇职工医保患者在医疗费用、住院人次数、自付费用等方面都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）¹⁰。由于在 2017 年 9 月前后并没有发生政策冲击，在双重差分法识别假设成立的情况下，我们应该观察到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。

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镇职工医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

¹⁰ 假设政策冲击发生在其他月份并不影响回归结果。

(2016.07.15-2017.05.14) 的住院样本¹¹，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 11 所示（附表 4.1-4.2 分别展示了分医院级别的回归结果）。无论是住院费用、医疗服务使用、自付费用和自付比例还是死亡率，所有系数均不显著或符号相反。此回归结果进一步说明了基准回归的结果具有可靠性。

¹¹ 由于我们并没有 2016 年医保报销加总数据，因此安慰剂检验 2 中没有对实际自付费用和自付比例进行回归。

表 10 稳健性检验

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
检验 1:去掉 2 月份								
Interaction	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
检验 2:考虑延迟出院的动机								
Interaction	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		
检验 3:增加控制不同病种的时间趋势								
Interaction	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		
检验 4:控制日期固定效应								
Interaction	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

注：***，**，* 分别对应 1%，5%和 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 去掉二月份样本。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 都控制了年龄、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。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。

表 11 安慰剂检验

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
检验 1:以 2017 年 9 月 1 日为政策冲击时点								
Interaction	-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
R ²	0.544	0.519	0.508	0.554	0.656	0.166	0.963	0.938
检验 2: 使用 2016 年 7 月 15 日至 2017 年 5 月 14 日的样本								
Interaction	-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		
R ²	0.556	0.542	0.517	0.525	0.689	0.161		

注：***, **, * 分别对应 1%, 5%和 10%的置信水平。括号内汇报的是在医院-年月层面聚类的标准误。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差分回归，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。自付费用和自付比例的回归使用医疗保险报销加总数据，以人次作权重回归。安慰剂检验 2 使用住院病案首页数据，使用 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差分法回归，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）、月份固定效应和医院固定效应。

六、结论与讨论

在我国已经基本实现医疗保险全覆盖的情况下,研究患者成本分担变动对医疗费用、医疗服务使用、风险保护和健康结果的影响对进一步完善我国医疗保险政策具有重要的政策意义。利用 G 市 2018 年 1 月 1 日起城乡居民医保住院报销政策变化的冲击,本文使用 G 市住院病案首页数据研究了患者成本分担变动的影响。在医疗费用和医疗服务利用方面,研究结果发现:(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)政策变动提高了住院天数,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报销政策变动前后没有发生显著变化。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,研究发现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医疗服务使用的强度,但是其增长程度较小,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 等(1987)基于兰德实验计算出来的住院费用价格弹性约为-0.1 至-0.2, Chandra 等(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在-0.03 至-0.11 之间, Shigeoka(2014)计算出来的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(可能是内生的),因而也可能会带来对价格弹性的高估。本文结果表明,适当提高医保报销比例并不会导致医疗费用的过度增加。并且,本文也发现病情严重的患者对政策变动的反应较小。考虑到病情严重患者的就医负担较高,医保部门可考虑进一步发挥基本医保和大病医保的作用,对病情较严重的患者提高报销比例。这将在不带来医疗费用大幅增长的同时改善患者的福利,缓解“因病致贫、因病返贫”现象。

另一方面,政策变动也降低了患者的自付费用和自付比例,提高了对患者的风险保护,给患者福利带来正向的影响。为了进一步探究 G 市医保报销政策变动所带来的影响,本文参考 Shigeoka(2014)的分析框架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，目前新型农村合作医疗保险与城镇居民医疗保险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，因此其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对患者的长期影响。一方面，起付线降低和报销比例提高可能会对患者的长期健康结果以及患者的生活质量产生正面影响。基于美国的研究发现，成本分担比例是影响参保者进行定期体检、药品使用、择期手术的重要因素，可能对长期健康结果和生活质量产生影响（Robinson and Brown, 2013; Tamblin et al., 2001; Trived et al., 2008）。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，从而在中长期提高医疗费用的增长率。国外的研究发现，引入保险或者提高报销慷慨程度会增加医疗市场规模和新技术的利用，从而在长期水平上提高医疗费用（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了一定参考。在本文中，虽然二级医院和一级医院的自付费用下降比例最高，但是并没有发现二级医院和一级医院的住院人次相对提高。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）。这一结果表明，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、预防和健康管理、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., Einav L., Finkelstein A., “The RAND health insurance experiment, three decades later”. *Journal of Economic Perspectives*, 2013, 27(1),197–222.
- [2] Baicker K., Goldman D., “Patient cost-sharing and healthcare spending growth”. *Journal of Economic Perspectives*, 2011, 25(2), 47–68.
- [3] Bannay, A., Chaignot, C., Blotière, P., 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., Chandra A., Handel B., 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., Dobkin C., Maestas N., “The Impact of Nearly Universal Insurance Coverage on Health Care Utilization: Evidence from Medicare”. *American Economic Review*, 2008, 98(5), 2242-2258.
- [6] Card D., Dobkin C., Maestas N., “Does Medicare Save Lives?”. *The Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(2), 597-636.
- [7] Chandra A., Gruber J., Mcknight R., “The impact of patient cost-sharing on low-income populations: Evidence from Massachusetts”. *Journal of Health Economics*, 2014, 33, 57-66.
- [8] Chandra A., Gruber J., McKnight R., “Patient cost-sharing and hospitalization offsets in the elderly”. *American Economic Review*, 2010a, 100(1), 193–213.
- [9] Chandra, A., Gruber, J., Mcknight, R., “Patient cost sharing in low income populations”. *American Economic Review: Paper & Proceeding*, 2010b,100(2), 303-308.
- [10] Chang S., “The effect of Taiwan’s National Health Insurance on mortality of the elderly: revisited”. *Health Economics*, 2012, 21(11), 1257-1270.
- [11] Charlson M., Szatrowski T., Peterson J., et al., “Validation of a combined comorbidity index”. *Journal of Clinical Epidemiology*. 1994, 47, 1245-1251.
- [12] Charlson, M., Pompei, P., Ales, K., et al, “A new method of classifying prognostic comorbidity in longitudinal studies: development and validation”. *Journal of Chronic Disease*, 1987, 40(5), 0-383.
- [13] Chen Y., Jin G., “Does health insurance coverage lead to better health and educational outcomes? Evidence from rural China”. *Journal of Health Economics*, 2012, 31(1), 0-14.
- [14] Chetty, R., “A general formula for the optimal level of social insurance”. *Journal of Public Economics*, 2006, 90(10-11), 1879-1901.
- [15] Chetty, R., Saez, E., “Optimal taxation and social insurance with endogenous private insurance”. *American Economic Journal: Economic Policy*, 2010, 2(2), 85-116.
- [16] 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 页-133 页.
- [17] Currie, J., Lin, W., Meng, J., “Addressing antibiotic abuse in China: An experimental audit study”. *Journal of Development Economics*, 2014, 110, 39-51.
- [18] 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 第 11 期, 第 127 页-140 页.
- [19] Finkelstein, A., “The Aggregate Effects of Health Insurance: Evidence from the Introduction of Medicare”. *The Quarterly Journal of Economics*, 2007, 122(1), 1-37.
- [20] Finkelstein, A., McKnight, R., “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.
- [21] Finkelstein A., Taubman S., Wright B., et al., “The Oregon health insurance experiment: evidence from the first year”. *The Quarterly Journal of Economics*, 2012, 127(3), 1057–1106.
- [22] Fisher, E., “Medical care-is more always better?”. *New England Journal of Medicine*, 2003, 349(17), 1665-1667.
- [23] Freedman, S., Lin H., Simon K., “Public health insurance expansions and hospital technology adoption”. *Journal of Public Economics*, 2015,121, 117-131.

- [24] Fukushima, K., Mizuoka, S., Yamamoto, S., et al, "Patient cost sharing and medical expenditures for the Elderly". *Journal of Health Economics*, 2016,45, 115-130.
- [25] 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页-103页.
- [26] Goldman, D., Philipson, T. J., "Integrated insurance design in the presence of multiple medical technologies". *American Economic Review*, 2007, 97(2), 427-432.
- [27] Huang, F., Gan, L., "The impacts of China's urban employee basic medical insurance on healthcare expenditures and health outcomes". *Health economics*, 2017, 26(2), 149-163.
- [28] Kondo, A., Shigeoka H., "Effects of universal health insurance on health care utilization, and supply-side responses: evidence from Japan". *Journal of Public Economics*, 2013 (99), 1-23.
- [29] 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页-6页.
- [30] Lei X., Lin W., "The new cooperative medical scheme in rural China: does more coverage mean more service and better health?". *Health Economics*, 2009, 18, S25-S46.
- [31] Li L., Fu H., "China's health care system reform: Progress and prospects". *The International Journal of Health Planning and Management*, 2017, 32(3), 240-253.
- [32] Lien H., Chou S., Liu J., "Hospital ownership and performance: Evidence from stroke and cardiac treatment in Taiwan". *Journal of Health Economics*, 2008, 27(5), 1208-1223.
- [33] Liu H., Zhao Z., "Does health insurance matter? Evidence from China's urban resident basic medical insurance". *Journal of Comparative Economics*, 2014, 42(4), 1007-1020.
- [34] 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页-142页.
- [35] 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页-70页.
- [36] Manning W., Newhouse J., Duan N., et al., "Health insurance and the demand for medical care: evidence from a randomized experiment". *American Economic Review*, 1987, 77(1), 251-277.
- [37] Marmot, M., Friel, S., Bell, R., et al., "Closing the gap in a generation: health equity through action on the social determinants of health". *Lancet*, 2008, 372(9650), 1661-1669.
- [38] Robinson J., Brown T., "Increases in consumer cost sharing redirect patient volumes and reduce hospital prices for orthopedic surgery". *Health Affairs*, 2013, 32(8), 1392-1397.
- [39] Shigeoka H., "The effect of patient cost-sharing on utilization, health and risk protection". *American Economic Review*, 2014, 104(7), 2152-2184.
- [40] Sommers, B., Gawande A., Baicker K., "Health Insurance Coverage and Health-What the Recent Evidence Tells Us". *New England Journal of Medicine*, 2017, 377(6), 586-593.
- [41] Tamblyn, R., Laprise, R., Hanley, J. A., et al., "Adverse events associated with prescription drug cost-sharing among poor and elderly persons". *JAMA*, 2001, 285(4), 421-429.
- [42] Trivedi A., Rakowski W., Ayanian J., "Effect of cost sharing on screening mammography in Medicare health plans". *New England Journal of Medicine*, 2008, 358(4), 375-383.
- [43] Wagstaff A., Lindelow M., Jun G., et al., "Extending health insurance to the rural population: An impact evaluation of China's new cooperative medical scheme". *Journal of Health Economics*, 2009, 28(1), 0-19.
- [44] 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页-160页.
- [45] Yip, W., Hsiao, W., Chen, W., et al., "Early appraisal of China's huge and complex health-care reforms". *The Lancet*, 2012, 379(9818), 833-842.
- [46] 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页-11页.
- [47] 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页-145页.

附录 1- 城乡居民医疗保险住院患者自付费用的估计

这部分描述如何利用医疗保险报销加总数据计算出正文表 2 中的自付费用潜在变动。医疗保险报销加总数据分别记录了每个月每一家医院城乡居民医疗保险实际结算的全自费项目费用、部分自费项目的自付费用、起付线和共付段内自付费用和报销人次等信息。

利用医疗保险报销加总数据中 2018 年以前的信息，可以计算出城乡居民医疗保险住院患者的实际次均自付费用。具体来说，保留 2017 年 7 月至 2017 年 12 月的样本，本文首先分别求出三级医院、二级医院和一级医院住院患者的次均全自费费用、次均部分自费项目的自付费用、次均起付线和次均共付段内自付费用，然后以人次作为权重进行加总即得到政策发生变动前全体住院患者实际发生的次均自付费用。

由于政策后的实际自付费用已经反映了成本分担程度变动的影响，因此我们根据政策发生前的各级医院次均自付费用和医保报销规定，构建出各级医院政策变动后反事实的次均自付医疗费用，再运用各级医院的住院人次作为权重进行加总可得政策变动后全体患者反事实的次均自付费用。

比如，对于一级医院住院的患者，设政策变动前次均自付费用：

$$\begin{aligned} \text{次均自付费用}_{\text{一级,actual}}^{\text{before}} &= \text{次均全自费项目费用 (a}_1\text{)} + \text{次均部分自费项目的自付费用 (a}_2\text{)} \\ &+ \text{次均起付线 (a}_3\text{)} + \text{次均共付段内自付费用 (a}_4\text{)} \end{aligned}$$

设政策变动前相对应的全自费项目、部分自费项目、起付线和医保目录内项目的次均总费用为：

$$\begin{aligned} \text{次均总费用}_{\text{一级,actual}}^{\text{before}} &= \text{次均全自费项目费用 (x}_1\text{)} + \text{次均部分自费项目的费用 (x}_2\text{)} \\ &+ \text{次均起付线 (x}_3\text{)} + \text{次均医保目录内项目费用 (x}_4\text{)} \end{aligned}$$

根据表 1 中住院报销政策参数，可得：

$$x_1 = a_1, x_2 = \frac{a_2}{0.32}, x_3 = a_3, x_4 = \frac{a_4}{0.15} \quad (1)$$

设政策变动后的次均自付费用为：

$$\begin{aligned} \text{次均自付费用}_{\text{一级,pesudo}}^{\text{After}} &= \text{次均全自费项目费用 (b}_1\text{)} + \text{次均部分自费项目的自付费用 (b}_2\text{)} \\ &+ \text{次均起付线 (b}_3\text{)} + \text{次均共付段内自付费用 (b}_4\text{)} \end{aligned}$$

同样根据表 1 的参数可得：

$$b_1 = x_1, b_2 = 0.28x_2, b_3 = 0.5x_3, b_4 = 0.1(x_4 + 0.5x_3) \quad (2)$$

因而，可得出政策变动后在一级医院住院的城乡居民医保患者反事实的次均自付费用：

$$\text{次均自付费用}_{\text{一级,pesudo}}^{\text{After}} = a_1 + \frac{7}{8}a_2 + \frac{11}{20}a_3 + \frac{2}{3}a_4$$

同理，可以得出在政策变动后二级和三级医院住院的城乡医保患者的反事实的次均自付费用分别为：

$$\text{次均自付费用}_{\text{二级,pesudo}}^{\text{After}} = a_1 + \frac{9}{11}a_2 + \frac{3}{5}a_3 + \frac{2}{3}a_4$$

$$\text{次均自付费用}_{\text{三级,pesudo}}^{\text{After}} = a_1 + \frac{13}{14}a_2 + \frac{7}{10}a_3 + \frac{8}{9}a_4$$

利用政策变动前的实际次均自付费用和计算出的反事实的次均自付费用，本文可以计算出政策变动所带来的自付费用变动（价格变动）的百分比¹²：

$$\text{次均自付费用}_{\text{一级医院}}^{\text{change}\%} = -\frac{\frac{1}{8}a_2 + \frac{9}{20}a_3 + \frac{1}{3}a_4}{a_1 + a_2 + a_3 + a_4} \times 100\%$$

$$\text{次均自付费用}_{\text{二级医院}}^{\text{change}\%} = -\frac{\frac{2}{11}a_2 + \frac{2}{5}a_3 + \frac{1}{3}a_4}{a_1 + a_2 + a_3 + a_4} \times 100\%$$

$$\text{次均自付费用}_{\text{三级医院}}^{\text{change}\%} = -\frac{\frac{1}{14}a_2 + \frac{3}{10}a_3 + \frac{1}{9}a_4}{a_1 + a_2 + a_3 + a_4} \times 100\%$$

¹² 注意：利用各个公式计算时， a_1 、 a_2 、 a_3 、 a_4 是公式所指代级别医院的全自费项目、部分自费项目、起付线和共付段内的次均自付费用。

附录 2- 成本收益分析

参照 Shigeoka(2014)的思路，我们进行了简单的成本收益分析，估计政策的福利效果。

患者成本分担程度下降给患者带来的收益由两部分构成。第一种收益是政策变动降低了患者的风险 (α)，第二种是更低的成本分担程度使得部分原来的自付费用转为由医保基金支付，即相当于政府需要多补贴的金额 (β)。医疗保险报销政策变动带来的成本由两部分构成：第一种成本是政府为了提高患者的医保报销水平而多筹资带来的成本 (β)；第二种则是道德风险造成医疗费用上升带来的效率成本 (γ)。假设政府运行的边际成本为 mc ，则总成本为边际成本乘以两种成本之和。因此，患者成本分担程度的变动带来的净福利可以用下面的式子表示：

$$\begin{aligned} \text{净福利} &= \text{总收益} - \text{总成本} & (1) \\ &= (\alpha + \beta) - mc \times (\beta + \gamma) \\ &= \alpha - mc \times \gamma - (mc - 1) \beta \end{aligned}$$

(1) 估计风险降低的收益 (α)

为了估算风险降低带来的收益，采用了期望效用的框架来计算与自付费用相关的风险溢价变动。

首先，简要介绍估算的理论框架。假设个体的效用函数为 $U(C)$ ，每一期面临的预算约束为 $C=Y-H$ ，其中 C 为非医疗的消费， Y 为每期收入， H ($0 \leq H \leq \bar{H}$) 为自付的医疗费用，其密度函数为 $f(H)$ 。定义 H_0 为政策变动前的自付医疗费用， H_1 为政策变动后的自付医疗费用。对于政策变动前的城乡居民医疗保险住院患者，则风险溢价 π_0 衡量了风险厌恶的个体为应对自付费用的随机波动而愿意支付的金额，满足：

$$U(Y - \pi_0) = \int_0^{\bar{H}} U(Y - H_0) f(H_0) dH_0$$

对于政策变动后的城乡居民医疗保险住院患者，其风险溢价 π_1 可定义为：

$$U(Y - \pi_1) = \int_0^{\bar{H}} U(Y - H_1) f(H_0) dH_0$$

风险溢价的下降反映了政策变动后城乡居民医保住院患者风险的降低，下降幅度的绝对值代表着降低成本分担的收益：

$$\alpha = |\pi_1 - \pi_0|$$

因为我们采用的医疗保险报销数据为加总数据，所以在实际操作中进行了一些简化。首先，我们将政策变动前的次均住院自付费用划分为 99 个分位，然后计算每一分位内次均住院自付费用的平均值 (\widehat{H}_0^q)。根据表 2 中政策带来的次均住院自付费用潜在变动平均为 14.22%，我们可以估计出政策变动后每一分位数对应的次均住院自付费用平均值 (\widehat{H}_1^q)。具体计算公式如下所示：

对于政策变动前的城乡居民医保住院患者，风险溢价 π_0 可由下面的方程解出：

$$U(Y - \pi_0) = \frac{1}{100} \left\{ \sum_{q=1}^{99} U(Y - \widehat{H}_0^q) + U_0 \right\}$$

对于政策变动前的城乡居民医保住院患者，风险溢价 π_1 可由下面的方程解出：

$$U(Y - \pi_1) = \frac{1}{100} \left\{ \sum_{q=1}^{99} U(Y - \widehat{H}_1^q) + U_1 \right\}$$

其中， $U_0 = U(Y)$ ， $U_1 = U(Y)$ ， Y 为收入，由于数据中没有收入信息，我们选择使用G市2017年和2018年城镇居民人均可支配收入的均值（57691元）。我们使用常相对风险厌恶系数效用函数（CRRA）， $U(H) = -\frac{1}{\phi-1} H^{1-\phi}$ ，其中风险厌恶系数 ϕ 代表相对风险厌恶程度。根据之前的文献，本文选择使用风险厌恶指数为3（Shigeoka, 2014; McClellan and Skinner, 2006）。通过计算，我们估计结果显示风险溢价下降约431元/人（ $\alpha = 431$ ）。

(2) 估计社会成本

首先是政府因增加对医保补贴而筹资的成本（ β ）。通过计算可知，城乡居民医疗保险住院患者平均报销费用约为5618.33元，政策变动前后报销费用上升约6.7%，因此筹资成本约为376.43元/人（ $5618.33 \times 6.7\%$ ）。至于因道德风险而带来的效率成本（ γ ），在基准回归中可知，政策变动带来总费用上升约1.53%，城乡居民住院平均医疗费用为12511.87元，因此这部分成本约为191.43元/人（ $12511.87 \times 1.53\%$ ）。

(3) 讨论

假设政府运行的边际成本约为1.32（Poterba, 1996），结合（1）、（2）部分关于收益和社会成本的估计结果，我们可以计算出患者成本分担程度变动带来的净福利为：

$$\begin{aligned} \text{净福利} &= \alpha - mc \times \gamma - (mc - 1) \beta \\ &= 431 - 1.32 \times 191.43 - 0.32 \times 376.43 \\ &= 57.85 \end{aligned}$$

本文使用的风险厌恶系数为3，可能低估了福利结果。根据王晟和蔡明超(2010)基于投资者行为调查数据的研究，相对风险厌恶系数大致在3~6之间。赵绍阳等（2015）基于医保数据的估算，其估计相对风险厌恶系数下界一般在10以上。为了检验本文结果的可靠性，我们分别使用风险厌恶系数为4、5、6进行收益分析。其结果显示，当使用更大风险厌恶系数时，降低患者成本分担所带来的收益将更高，因而带来更高的福利估计结果。

附录 2-表 1 基于不同相对风险厌恶系数计算的收益

	$\phi = 3$	$\phi = 4$	$\phi = 5$	$\phi = 6$
α	431.43	702.88	1132.04	1801.23

基于上述结果，降低患者成本分担比例的确能够在一定程度上改善社会福利。但值得注意的是，本文的福利计算存在一定的不足，其结果属于推测性的。一方面，我们使用的是一

期的模型，忽略了患者在多期之间可以使用储蓄或其他方式来平滑不同期的支出风险，所以这里的福利估计结果可能存在高估。另一方面，福利也可能被低估了，因为我们的计算是基于一个短期时间，而不是基于全生命周期。同时，我们的福利计算没有引入由于健康改善带来的收益。

参考文献：

[1] Mclellan, M., and Skinner, J, “The incidence of medicare”. *Journal of Public Economics*, 2006,90(1-2),257-276.

[2] Poterba, James, *Government Intervention in the Markets for Education and Health Care: How and Why?* in *Individual and Social Responsibility* Victor Fuchs (ed). University of Chicago Press,1996.

[3] 王晟，蔡明超，“中国居民风险厌恶系数测定及影响因素分析——基于中国居民投资行为数据的实证研究”，《金融研究》，2011年第8期，第192页-206页。

附表 1

年龄调整的查尔森合并症指数

疾病类型	权重	ICD 编码
心肌梗死	1	I21;I22;I252;I255
充血性心力衰竭	1	I110;I130;I132;I50
周围血管疾病	1	I70;I71;I731;I738;I739;I771;I790;I792;K551;K558;K559; Z958;Z959
脑血管疾病	1	G45;G46;H340;I60-I69
痴呆	1	F00-F03;F051;G30;G311
慢性肺病	1	I278;I279;J40-J47;J60-J67;J684;J701;J703
结缔组织病	1	M05;M06;M315;M32;M33;M34;M351;M353;M360
消化性溃疡	1	K25-K28
轻度肝病	1	B18;K700- K703;K709;K713K715;K717;K73;K74;K760;K762- K764;K768;K769;Z944
糖尿病	1	E100;E101;E106;E108;E109;E110;E111;E116;E118;E119;E 120;E121; E126;E128-E131;E136;E138-E141; E146;E148; E149
糖尿病伴末端器官损伤	2	E102-E105;E107;E112-E115;E117;E122-E125;E127;E132- E135;E137; E142-E145;E147
中度或重度肾脏疾病	2	I120;I131;N032-N037;N052- N057;N18;N19;N250;Z490;Z491; Z492;Z940;Z992
偏瘫	2	G041;G114;G801;G802;G81;G82; G830; G831-G834;G839
任何肿瘤（包括白血病和淋巴瘤，除了皮肤其他恶性肿瘤）	2	C00-C26;C30-C34;C37-C41;C43;C45-C58;C60-C76;C81- C85;C88; C90-C97
中度或重度肝脏疾病	3	I850;I859;I864;I982;K704;K711; K721;K729; K765- K767
转移性实体瘤	6	C77-C80
艾滋病	6	B20-B22;B24;Z21
< 50 岁	0	
51-60 岁	1	
61-70 岁	2	
71-80 岁	3	
81 岁及以上	4	

注：参考 Bannay et al.(2016)和 Charlson et al. (1994)

附表 2 患者成本分担变动对住院人次数的影响：异质性分析

类别	系数	类别	系数
分年龄		分手术级别	
16-59 岁	0.0429 (0.040)	没有手术操作	0.0683 (0.047)
≥60 岁	0.0473 (0.049)	手术级别 1	-0.0001 (0.002)
分性别		手术级别 2	0.0038 (0.036)
男性	0.0388 (0.041)	手术级别 3	0.0052 (0.035)
女性	0.0524 (0.045)	手术级别 4	0.0131 (0.032)
分入院途径		分查尔森合并症指数	
急诊	0.0412 (0.039)	0	0.0308 (0.036)
非急诊	0.0488 (0.046)	[1,3]	0.0559 (0.039)
		4+	0.0299 (0.045)

注：***, **, * 分别对应 1%, 5% 和 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。回归中控制了、月份固定效应和医院固定效应。将数据加总到医院-天-医保类型层面进行回归。

附表 3.1 稳健性检验 1:去掉 2 月份

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
三级	Interaction	0.0081	0.0051	0.0104	0.0249	-0.0857	-0.0006	-0.0656***	-0.0293***
		(0.007)	(0.016)	(0.008)	(0.020)	(0.143)	(0.001)	(0.018)	(0.005)
	观测值	559,947	559,947	559,947	559,947	559,947	559,947	672,809	672,809
	R ²	0.531	0.508	0.527	0.527	0.584	0.161	0.914	0.941
二级	Interaction	0.0216**	0.0168	0.0155	0.0243**	0.0740	0.0002	-0.2153***	-0.0831***
		(0.009)	(0.018)	(0.011)	(0.012)	(0.047)	(0.001)	(0.018)	(0.005)
	观测值	195,790	195,790	195,790	195,790	195,790	195,790	195,101	195,101
	R ²	0.471	0.554	0.486	0.484	0.748	0.188	0.898	0.935
一级	Interaction	0.0462*	-0.0088	0.0590*	0.0142	0.1614**	0.0001	-0.0734	-0.0447***
		(0.026)	(0.043)	(0.032)	(0.031)	(0.070)	(0.006)	(0.055)	(0.008)
	观测值	17,227	17,227	17,227	17,227	17,227	17,227	14,032	14,032
	R ²	0.402	0.477	0.508	0.449	0.760	0.241	0.779	0.869

注: ***, **, * 分别对应 1%, 5% 和 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。去掉二月份样本, 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。自付费用和自付比例的回归使用医疗保险报销加总数据, 以住院人次数为权重。

附表 3.2 稳健性检验 2:考虑延迟出院动机

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		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
三级	Interaction	0.0090	0.0028	0.0118	0.0286	-0.0891	-0.0006
		(0.007)	(0.014)	(0.008)	(0.019)	(0.132)	(0.001)
	观测值	592,116	592,116	592,116	592,116	592,116	545,799
	R ²	0.531	0.508	0.529	0.525	0.584	0.161
二级	Interaction	0.0164**	0.0142	0.0110	0.0199*	0.0663	0.0001
		(0.008)	(0.017)	(0.011)	(0.011)	(0.044)	(0.001)
	观测值	207,068	207,068	207,068	207,068	207,068	189,784
	R ²	0.473	0.555	0.487	0.485	0.749	0.190
一级	Interaction	0.0452*	-0.0056	0.0615**	0.0136	0.1764***	0.0026
		(0.024)	(0.039)	(0.030)	(0.031)	(0.065)	(0.005)
	观测值	18,385	18,385	18,385	18,385	18,385	16,701
	R ²	0.402	0.479	0.507	0.447	0.759	0.241

注: ***, **, * 分别对应 1%, 5% 和 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。去掉 2017 年入院且 2018 年出院样本, 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。死亡率的回归去掉了 2018 年 2 月的样本。

附表 3.3 稳健性检验 3:控制不同病种时间趋势

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量		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
三级	Interaction	0.0046 (0.006)	0.0006 (0.015)	0.0088 (0.008)	0.0225 (0.016)	-0.1614 (0.120)	-0.0006 (0.001)
	观测值	606,691	606,691	606,691	606,691	606,691	559,947
	R ²	0.535	0.512	0.531	0.531	0.591	0.168
二级	Interaction	0.0191** (0.008)	0.0135 (0.017)	0.0143 (0.011)	0.0322*** (0.011)	0.0936** (0.042)	0.0007 (0.001)
	观测值	213,388	213,388	213,388	213,388	213,388	195,790
	R ²	0.480	0.560	0.494	0.492	0.753	0.201
一级	Interaction	0.0690*** (0.025)	0.0536 (0.039)	0.0734** (0.033)	0.0283 (0.025)	0.1156* (0.060)	0.0002 (0.006)
	观测值	18,950	18,950	18,950	18,950	18,950	17,227
	R ²	0.425	0.504	0.525	0.466	0.770	0.290

注：***, **, * 分别对应 1%, 5%和 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，疾病编码和年份交互项。死亡率的回归去掉了 2018 年 2 月的样本。

附表 3.4 稳健性检验 4:控制日期固定效应

被解释变量		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		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
三级	Interaction	0.0100	0.0050	0.0126	0.0282	-0.1015	-0.0007
		(0.006)	(0.014)	(0.008)	(0.019)	(0.131)	(0.001)
	观测值	606,691	606,691	606,691	606,691	606,691	559,947
	R ²	0.531	0.508	0.528	0.527	0.585	0.163
二级	Interaction	0.0213**	0.0166	0.0162	0.0239**	0.0710*	0.0000
		(0.008)	(0.017)	(0.011)	(0.011)	(0.042)	(0.001)
	观测值	213,388	213,388	213,388	213,388	213,388	195,790
	R ²	0.473	0.553	0.488	0.486	0.749	0.191
一级	Interaction	0.0390	-0.0094	0.0519*	0.0093	0.1551**	0.0005
		(0.024)	(0.040)	(0.030)	(0.030)	(0.063)	(0.005)
	观测值	18,950	18,950	18,950	18,950	18,950	17,227
	R ²	0.417	0.487	0.519	0.457	0.762	0.258

注：***, **, * 分别对应 1%, 5% 和 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、日期固定效应和医院固定效应。死亡率的回归去掉了 2018 年 2 月的样本。

附表 4.1

安慰剂检验 (1) : 以 2017 年 9 月为政策时点

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
三级	Interaction	-0.0004 (0.008)	-0.0015 (0.017)	0.0067 (0.011)	0.0007 (0.019)	-0.0455 (0.106)	0.0001 (0.001)	0.0666*** (0.021)	0.0068 (0.007)
	观测值	338,382	338,382	338,382	338,382	338,382	338,382	408,070	408,070
	R ²	0.533	0.513	0.528	0.537	0.622	0.170	0.927	0.949
二级	Interaction	-0.0072 (0.012)	-0.0076 (0.023)	-0.0147 (0.015)	-0.0069 (0.017)	0.0401 (0.067)	-0.0013 (0.001)	0.0617*** (0.022)	0.0036 (0.007)
	观测值	118,613	118,613	118,613	118,613	118,613	118,613	118,112	118,112
	R ²	0.451	0.553	0.475	0.477	0.759	0.191	0.914	0.947
一级	Interaction	-0.0491 (0.032)	-0.0698 (0.053)	0.0144 (0.042)	-0.1251*** (0.039)	-0.1216 (0.074)	0.0058 (0.010)	-0.0168 (0.064)	-0.0050 (0.009)
	观测值	10,014	10,014	10,014	10,014	10,014	10,014	8,623	8,623
	R ²	0.412	0.489	0.514	0.464	0.781	0.243	0.824	0.875

注: ***, **, * 分别对应 1%, 5% 和 10% 的置信水平。括号内汇报的是在医院-年月层面聚类的标准误。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差分回归, 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。自付费用和自付比例的回归使用医疗保险报销加总数据, 以人次作权重回归。

附表 4.2 安慰剂检验 (2)：使用 20160715 至 20170514 的样本

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
三级	Interaction	-0.0031 (0.006)	-0.0226* (0.013)	-0.0138* (0.008)	-0.0082 (0.011)	0.1111*** (0.040)	0.0003 -0.001
	观测值	539,464	539,464	539,464	539,464	539,464	495975
	R^2	0.537	0.534	0.530	0.490	0.666	0.157
	Interaction	0.0013 (0.009)	0.0030 (0.016)	0.0034 (0.016)	-0.0297 (0.025)	0.0327 (0.096)	-0.0017 -0.001
二级	观测值	202,127	202,127	202,127	202,127	202,127	185462
	R^2	0.476	0.554	0.505	0.471	0.740	0.198
	Interaction	-0.0119 (0.022)	-0.0601* (0.034)	-0.0239 (0.029)	0.0283 (0.028)	-0.6366*** (0.191)	-0.0001 -0.005
一级	观测值	15,624	15,624	15,624	15,624	15,624	14350
	R^2	0.390	0.476	0.571	0.400	0.626	0.283

注：***, **, * 分别对应 1%, 5% 和 10% 的置信水平。括号内汇报的是在医院-年月层面聚类的标准误。安慰剂检验 2 使用住院病案首页数据，使用 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差分法回归，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）、月份固定效应和医院固定效应。

The Impact of Patient Cost-Sharing on Medical Expenditure and Health Outcome: Evidence from Hospital Discharge Data

Abstract: Using high-quality 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, this paper analyzes 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 moderate reductions in deductible and coinsurance rate may contribute to improving social welfare.

Key words: Patient cost-sharing, Medical expenditure, Health outcome, Risk protection

JEL Classification: I11, I13, G22