

两保合一对医疗费用的影响： 基于单一支付者制度的视角^{*}

赖 毅 李 玲 陈秋霖

摘要：本文利用2009~2015年全国公立医院财务报表数据，通过新农合与城居保合并发生的时间先后，来识别保险合并对医疗费用的影响。两保合一时，新农合与城居保的基金池合并，医保经办机构统一并成为地级市层面的单一管理者。本文发现两保合一使医保买方市场势力增强，赫芬达尔指数上升，进而医院收入下降3.6%，次均医疗费用下降2.9%，总诊疗量无显著变化，医院收入下降主要是次均药品费用下降带来的。若改革前地级市的赫芬达尔指数越小，则其买方市场势力增幅越大，控费效应越明显。而且对于市场份额更大的医院，两保合一的控费效应更小，这代表医保与医院的相对市场势力共同影响医疗费用。但本文也发现控费效果是短期的，而且病人自付费用占比提高，说明医院诱导了自费费用。

关键词：医保整合 单一支付者制度 市场势力 供方费用控制

DOI:10.19744/j.cnki.11-1235/f.2022.0100

一、引言

改革与发展医疗保障制度是增进民生福祉、维护社会和谐稳定的重要制度安排。党和政府历来高度重视医疗保障制度改革。21世纪以来，中国医疗保障制度改革成绩斐然：第一阶段是三大社会医疗保险的建立与扩张，第二阶段是报销待遇的提高与保险整合，第三阶段是国家医疗保障局成立，发挥战略性购买作用，推进药品带量采购与医保支付方式等改革。为了进一步深化医疗保障制度改革，就需要系统总结过去改革的经验。然而，中国现有的研究缺乏实证研究讨论保险整合对总体医疗费用的影响。同时，医疗保险合并与医疗服务价格的关系也是卫生经济学理论中的核心问题之一，处于争论的焦点。部分文献发现，医疗保险之间的合并会使医保的市场势力增加，这可能迫使医疗服务提供方降低医疗服务价格，控制医疗费用增长(Dafny et al., 2012; Moriya et al., 2010; Yip et al., 2017)。而另一部分文献有不同的发现，比如Ho和Lee(2017)认为医疗保险合并可能提高医疗服务费用。保险合并对医疗费用到底有什么影响？机制是什么？中国的新农合与城居保合并提供了新的证据。

自1999年城镇职工医疗保险(城职保)建立，到2011年底城镇居民医疗保险(城居保)在全部地级市推行，中国建立了全面覆盖的医疗保障体系，以三大基本医保为支柱，参保人数超过了13亿人(陈竺, 2013; 雷晓燕、傅虹桥, 2018)。与此同时，图1显示，医疗总费用的增速两倍于

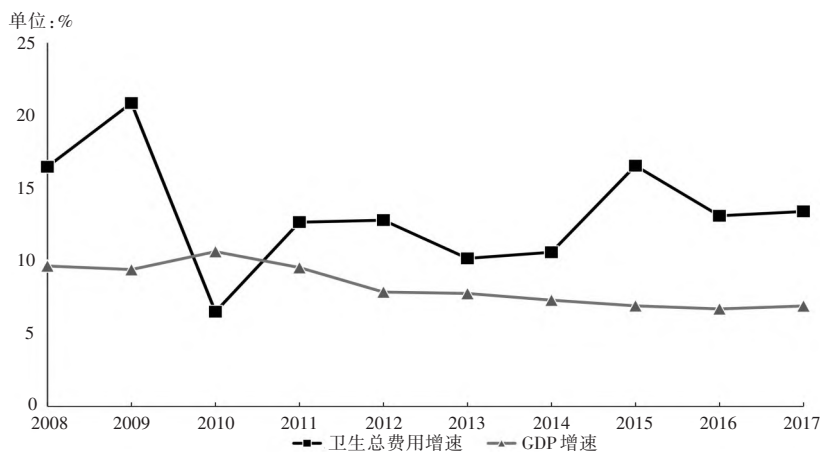


图1 中国卫生总费用增速

数据来源：中国卫生健康统计年鉴、国家统计局。

^{*} 本项研究得到国家社科基金重大项目“健全基本医疗卫生制度研究”(基金号:20ZDA075)的资助。感谢北京大学傅虹桥老师提供的宝贵建议与全国县级公立医院取消药品加成政策时间的数据,感谢中国政法大学高秋明老师提供医保统筹模式数据,感谢清华大学葛润博士提供的宝贵建议与帮助。文责由作者自负。陈秋霖为本文通讯作者。

GDP增速,而随着中国老龄化程度加深,医疗费用将会加速上升(封进等,2015;陈东升,2020)。中国医疗保险体系的改革重点由医保扩张变为整合碎片化的医疗保障制度,控制医疗卫生费用过快增长。2016年1月国务院出台《关于整合城乡居民基本医疗保险制度的意见》(简称《意见》),要求各省尽快出台计划,合并城镇居民医疗保险与新型农村合作医疗保险。而在2016年以前,已经有广东、浙江、山东、新疆等省份进行了自发整合(李忠等,2017)。

为了探究保险合并对医疗费用的影响,本文利用2009~2015年的全国综合性公立医院财务数据,研究自发实施两保合一的地级市的医院收入变化。假如从供给、需求两方面定性分析,两保合一到底是增加还是降低医疗费用,是难以确定的。从需求方看,两保整合后,农村居民也开始采用更大范围的医保药品目录(如城镇居民保险),这提高了农村居民的医疗保障范围。两保合并也会提升医保统筹层次与抗风险能力,这可能提高医保报销率,最终使农村居民能享受到更高水平的医保待遇。这无疑会提高医疗需求、增加医疗费用。但从供给方看,将两保整合后,医保经办部门将成为医保单一管理者,这很可能带来更强的监管与议价能力,医院过度开药等行为的成本提高,所以供方会通过降低药品费用等途径来降低医疗费用。因此需要定量研究两保合一对费用的影响,本文采用双重差分法来进行因果识别。结果显示,两保合一后医院收入下降3.6% ($\exp(-0.037)-1$),且收入的下降是次均药品费用下降导致的。在渠道分析部分,本文发现两保合并后地级市层面赫芬达尔指数平均上升35%,且改革前赫芬达尔指数越低,则两保合一带来的指数增长幅度越高,进而医院收入下降幅度越高。同时,市场份额越大的医院,受到两保合一的影响越小,这符合医保议价能力假说。但这并不能排除控费效果主要来自于部门管理差异的可能性。通过进一步研究,本文发现,改革前新农合占比高的城市相对于低的城市,控费效果无显著差异。这在一定程度上可以说明,费用下降主要是由医保议价能力提高带来的,而不是由不同部门对医保基金的管理效率差异带来的。回归结果还发现,两保整合后,医院的医保外收入占比显著增加2.8个百分点。这说明两保合一后,形成的医保单一管理者有更强的议价能力,能降低药品费用。这虽能抑制费用过快增长,但也可能会导致医院诱导患者使用自费项目的问题。

本文接下来将按照如下方式组织,第二节回顾相关文献,第三节介绍政策背景并提出可验证的假说,第四节介绍数据以及识别策略,第五节展示基本结果,第六节作机制分析,第七节进行异质性、稳健性与安慰剂检验,第八节给出结论与政策建议。

二、文献回顾

医疗保险合并与医疗费用的关系是学界长期关注的话题之一,无论是对于商业保险制度为主的国家(美国),还是对于实行社会医疗保险制度的国家(如主要的东亚国家以及加拿大)。这两类医疗保险制度各对应一支文献讨论合并与费用的关系,本文与这两支文献最为相关。在社会保险领域,大量的文献讨论单一支付者制度(single payer)的影响,尤其是深入讨论了单一支付者制度对快速增长的卫生费用的控制能力。单一支付者制度一般指的是区域内仅有一个组织(通常是政府)进行医保筹资,将全人群的健康风险整合在一个风险池中,并且是区域内医疗服务的唯一购买者(Hsiao et al., 2017; Hussey and Anderson, 2003)。最接近单一支付者的国家是加拿大与韩国,美国则属于最典型的多支付者制度,其他国家大多是这两种制度的混合,比如德国与日本。现在有大量针对发达国家与地区的研究,研究发现加拿大、韩国的单一支付者制度同时做到了公平、医疗费用控制、以及医保的全面覆盖(Deber, 2003; Kwon, 2010; Lu and Hsiao, 2003; Soonman, 2014; Yip et al., 2017)。理论上,单一支付者形成了买方垄断,通过“All-or-none”的垄断议价,在获取更低的医疗服务价格的同时,保证医疗服务的正常供给(Herndon, 2002)。Hussey和Anderson(2003)发现在单一支付者制度下,政府利用买方垄断地位与服务提供者谈判,确定较低的总额预算与统一费率,同时通过全国统一的成本收益评价体系限制浪费性的药品与低效新技术的准入。Hsiao等(2017)分析了统一的医疗信息系统给医保带来的信息垄断优势,Yip等(2017)则探讨了其总额控制与协商谈判制度,分析了参与协商的市场主体,介绍了医保总额公式中可谈判与不可谈判的部分。从Hsiao等(2017)的划分看,中国在两保合并后,依然存在城职保与城乡居民

医保,离单一支付者还有不小的差距,但由于在某个行政地域内的所有医院的买家只有唯一的医保部门(2018年之前是人社部门,现在是新成立的医疗保障部门),有着统一的医保支付方式,所以中国单一管理者的医保制度较接近于单一支付者制度,在合并后医保部门有着更为强大的议价以及监管能力。

对实行商业保险制度的美国来说,医疗保险合并则是极具争议的事情,因为垄断的商保倾向于提高消费者的保费。部分实证研究发现保险合并能降低医疗服务价格,支持保险合并(Melnick et al., 2011; Moriya et al., 2010; Roberts et al., 2017)。而另一部分学者则发现合并后的保险虽然能降低医疗服务价格,但也会利用垄断市场势力提升保费,欺压患者(Dafny, 2010; Dafny et al., 2012)。Dafny等(2012)将1999年美国两大全国性医疗保险公司的合并作为准自然实验,发现保险合并后虽然医生收入增速下降,但保费增速显著上升。更多时候,研究者需要讨论保险合并时不同效应相互抵消的过程(Ho and Lee, 2017; Trish and Herring, 2015)。在中国,医保由政府经办,但无论是商保还是政府的经办机构,控费的激励是类似的,而且两者均发挥了第三方购买的功能,所以商保合并的研究方法对我国有借鉴意义。

同时,本文与中国医疗卫生制度改革的研究相关,尤其是与两保合一、医疗供方费用控制的研究相关。之前主流文献关注医保扩张对患者服务利用与健康的影响,肯定了医保覆盖的积极作用(Cheng et al., 2015; 黄薇, 2019; Lei and Lin, 2009; 潘杰等, 2013),但对中国城居保与新农合发生大规模整合的实证研究还不够完善。Huang和Wu(2020)利用两保合一政策在不同城市的实施时间差异进行识别,发现农村居民的医疗服务利用率上升,但对农村居民健康的提升有限。高秋明和杜创(2019)探讨省直管县如何影响两保合一的政策选择。国内对医疗供方费用控制的文献也在快速增长(Chan and Zeng, 2018; 杜创, 2017; Fu et al., 2017; Fu et al., 2018)。但缺乏文献深入探究两保合一对于供方的控费效应,本文发现医疗保险整合也能降低医疗费用。

综上,本文主要做了以下三方面贡献:第一,之前对单一支付者制度的研究均为理论与案例分析,而非严谨的实证。本文利用中国各地医保整合时间的不同,识别社会医疗保险合并对医疗费用的影响,讨论了费用控制的机制,弥补单一支付者文献在实证上的不足。第二,由于目前中国有大量自费患者,并且绝大部分地区的医保统筹层次最高只到地级市层面,所以度量各地级市的医保买方市场势力非常重要,但国内缺乏相应的实证研究。本文借鉴美国医保集中度的衡量方法,度量了中国地级市层面医保集中度,讨论了医保集中度与医疗费用的关系。第三,从数据与方法的角度出发,本文利用全国公立医院财务数据,构建城市、时间层面的双重差分法来识别两保合并对医生行为的影响,能较好地弥补数据局限、缓解以往文献中的内生性问题。

三、政策背景与研究假设

(一)三大医疗保险

城镇职工医疗保险制度(城职保)、新型农村合作医疗制度(新农合)、城镇居民基本医疗保险制度(城居保)分别服务于职工、农村居民、无城职保的城镇居民,图2展示了三大医保参保人数增长,在2013年后,社会医疗保险基本完成了全面覆盖。本文研究的两保合一是指新农合与城居保的合并。三大保险有着不同的筹资结构、报销比例、报销目录范围与管理部门(Yip et al., 2012)。未合并前,新农合由卫生与计划生育委员会(卫生计生委)管辖,城职保与城居保则由人力资源和社会保障部(人社部)管辖,两个保险采用不同的信息系统。

(二)自发式整合与强制整合

两保合一分为两个阶段,第一阶段是2016年以前各地自发进行的两保整合,第二阶段是2016年之后中央推动的保险整合,本文研究前一个阶段。

第一阶段的两保合一,统一了保险经办机构,建立了统一的医保信息系统,建立起了覆盖城乡的居民医保。在这个基础上,新农合与城居保统一使用扩大后的医保目录,原来新农合与城居保的医保定点机构都统一成为了城乡居民医疗保险的定点机构,两个保险的资金池合二为一。所以第一个阶段合并的地级市都基本完成了“四统一”。在第二阶段的两保合一里,《意见》要求“六统一”:覆盖范围、医保目录、定点管理、基金管理、筹资政策、保障待遇的六统一,建立统筹城乡、公平可及的城乡医保制度。所以,2016年后的两保合一不仅

完成了之前两保合一的四统一,即覆盖范围、医保目录、定点管理、基金管理,同时也统一了城乡居民筹资缴费水平,以及医保待遇水平。

由于只有2015年及以前的公立医院财务数据,本文将重点讨论两保自发整合的这一过程。根据各地级市关于两保整合的文件,两保整合的流程、时间都相对比较单一,如图3所示。首先是各市出台建立城乡居民保险的具体标准以及时间表,然后进行一系列整合,最后在年初(大部分地区是1月1日)城乡居民医疗保险开始运行,采用新的医保结算信息系统,新农合与城居保完成合并。在新的城乡保险开始运行前,城居保与新农合的报销与结算规定不变(李忠等,2017)。一般,从开始整合到完成整合,用时为1年。

(三)医保机构的控费行为与医保整合

医保机构在规范医疗机构行为、维护医保基金安全上发挥了关键的作用。我国医保机构包括了医保经办机构与医保行政部门,分别对医疗机构行使医保协议管理职能与行政管理职能,前者是医疗服务购买者,后者则是行政管理者(王宗凡,2011a;郑功成,2011)。医保协议管理指的是医保经办机构通过日常支付与月年末末的指标管理来影响医院,是第三方购买行为(谢文媛、巢健茜,2011)。首先,经办机构要和各个医疗机构签订协议,商议并确定医保预算总额、支付方式与考核办法。然后,医保经办机构每月给医院预拨付金额,剩下一定比例(比如30%)的医保基金作为质量保证金,用于对医院进行月度、年度考核。最后,根据协议确定的考核办法与医院的表现来决定年末剩余金额的支付情况。协议管理的关键是经办机构与医疗机构进行平等的谈判协商,确定双方都能接受的医疗服务购买条款,发挥主动购买作用为患者争取优惠。在没有定价权与招采权的情况下,经办机构主要的谈判内容是确定医疗服务的支付方式与标准(王宗凡,2011a)。

与协议管理相对应,医保行政管理则是指医保行政部门使用监督与政策制定行为来影响医院,包括对骗保等违法违规行为的查处,也包括对医保定点医疗机构的审批,还包括报销政策的制定等。比较复杂的是,医保经办机构由于承担了部分医保行政部门的职责,因此也拥有一定行政管理权力,可以通过强制性的管理举措来控制费用(王宗凡,2011a):比如,经办机构有时利用行政手段干预协议的制定与履行,此时经办机构与医院并非是平等的市场主体。在早期,医保覆盖率较低且制度分散,没有强大的购买议价能力与信息优势时,医保经办机构就不得不经常采用行政管理来控制费用。在数据样本期间,医保行政管理与经办职责范围并不清晰。刘军强等(2015)通过对医保经办机构人员访谈,将现实中的医保控费工具箱分为6种:基金安全红线、监察、违约处罚、指标管理、付费方式改革、三方谈判。前2种工具一般是行政手段,后4种则更多是经济手段。

两保合一整合了医保经办机构,进而改变医保协议管理与行政管理行为,表1是根据文献与中国现实归纳的合并前后主要变化。一方面,从需方看,在两保合一后农村居民的待遇水平提升,其医疗需求与费用也会上升

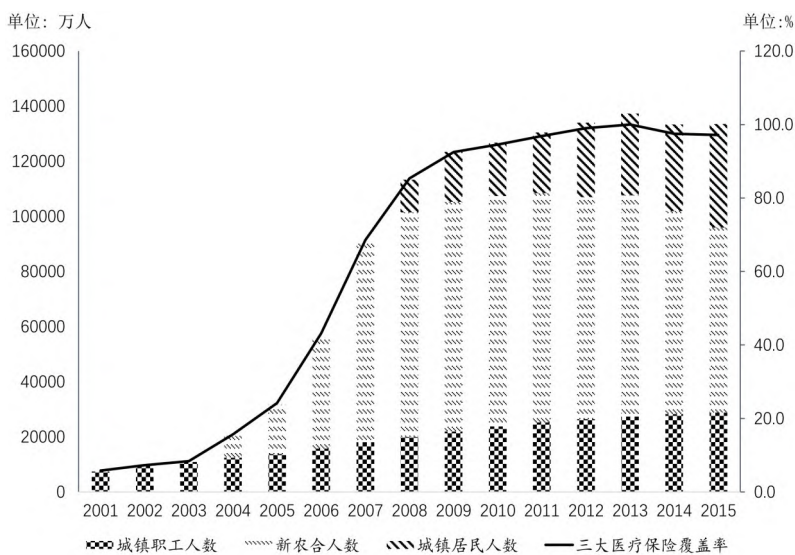


图2 我国三大医疗保险的扩张

数据来源:中国卫生统计年鉴,中国卫生和计划生育统计年鉴。



图3 新农合与城居保合并流程

(Huang and Wu, 2020)。另一方面,从对供方的协议管理行为看,整合医保将会增加医保对医院的控费能力:第一是基于医保基金规模的议价能力。医保基金是医疗机构赖以生存与发展的收入来源,在合并后,单一的医保经办机构基金支出占医院收入的比例有极大的上升。因此,医保的团购议价能力也提高,医保对医院的制约作用也越大,越能推动支付方式改革,并获得更有利的医保协议(陈金甫,2010;王宗凡,2011b)。而且,医保基金统筹层次提升后,各县的医保预算统一在市级经办机构手中,这也有助于提高市级医保经办机构对市级医院的议价能力。第二是信息系统,多经办机构导致多个信息系统,形成信息孤岛。不同经办机构连接的定点医院、药店不同,让医保在定价、支付、监管方面缺乏全面有效的信息。经办机构在医疗服务协议谈判时也需要数据的支持,有全面的数据能增强医保谈判的主导性与说服力(胡大洋,2012)。合并后,信息系统整合并完善,医保获得了更强的信息垄断优势(Hsiao et al., 2017;解锡海等,2019)。第三,两保合一使得医疗服务协议统一,既增强了协议对医院的约束力,也能提高协议管理效率。第四,单一管理者可以有效约束医院在不同保险基金间进行成本转移的行为(McGuire and Pauly, 1991)。由此,本文认为两保合一将经办机构整合,提高了医保的市场势力,更有效率,更有利于医保对医院的谈判议价与协议管理。

两保合一除了影响需求和医保议价能力以外,也会影响医保行政管理行为。这其中最主要的争论是新农合基金管理权由卫生部门移交给了人社部门,是否会带来更高的管理控费效率?两部门在控费手段与控费动机上都有一定差异,这可能带来医疗费用的改变。具体而言,卫生部门作为举办与监管公立医院的部门,有强烈的动机发展公立医院,同时可以通过很多行政手段影响医院:公立医疗机构的人事调动(姚宇,2014),公立医院的行政考核与评级(赵绍阳、臧文斌,2020),财政补助与设备管制等。因此专家对于部门管理效率一直有不同的观点,到现在依然没有定论。应亚珍(2011)认为卫生部门有专业优势和更多的行政手段,更能发挥整合医疗的作用,管理医疗保险更有效率。郑功成(2011)认为新农合由人社部门管理后,医院有可能不再积极控制医疗费用。而王宗凡(2015)则认为人社部门有更强的医保经办管理能力,更能发挥医保团购优势与谈判作用。

由于患者需求、协议管理与行政管理行为都发生了改变,且全国各地有较大的差异,因此在理论上很难预测两保合一对于医疗服务价格与数量的影响,这有待于实证分析。基于以上的分析,本文需要讨论两保合一带来的需求上升效应更高,还是供方费用控制效应更高。而费用控制效应是来自于医保议价能力的提高,还是来自于卫生与人社部门的基金管理差异。

接下来,本文将给出主要的研究假设。首先,两保合并能让医保对供方的控费能力上升,驱使医疗费用下降。但Huang和Wu(2020)发现两保合一后,由于农村居民的报销比例与报销目录均有提升,其医疗服务使用量与医疗费用均上升。所以,两保合一对于总体医疗费用的最终影响取决于供方控费效应与需方费用引致效应的相对大小。所以我们给出假设1。

假说1:在供方控费效应超过需求上升时,两保合一最终能降低医院收入。

若两保合一会通过改变医保与医院的相对议价能力来影响医院,那么,从买方市场势力看,各个地级市医保市场集中度的水平值以及变化幅度都不同,假如两保合一会通过提升医保议价能力来控制医院费用,本文应该发现医保市场集中度越高的城市,其医院收入更低。从卖方市场势力看,有垄断地位的大医院受两保合一的影响应该较低。所以我们给出假设2。

假说2:如果两保合一提高了医保议价能力,进而控制了医疗费用,则医院的垄断程度越高,受两保合一的控费效应越小;同时,地级市层面医保市场集中度越高,医院收入越低。

两保合一很有可能通过部门管理差异产生控费效应。但由于绝大部分地区都是由人社部门整合医保经办机构,我们无法识别人社部门控费效率是否更高。但我们可以讨论两保合一的控费效应是来自于部门管理差异还是医保议价能力。我们将费用变化分解成3种效应,医保议价控费、部门差

表1 医保合并前后的主要变化

制度	合并前	合并后
医保待遇	农村居民待遇较低	农村居民待遇提高
行政部门与经办机构	区域内两个管理者	区域内单一管理者
单一经办机构的医保支出占医院收入比例	占比低 难以发挥团购议价作用	占比高 更易于发挥团购议价作用
新农合基金统筹层次	县区级统筹	市级统筹
医保信息系统	分隔的信息系统	统一的信息系统
新农合基金管理权	卫生部门	人社部门

异控费与农村居民需求上升。其中,医保议价控费会同时降低城职保基金、城居保基金,与合并后的新农合基金的医疗费用。但部门差异控费只能降低合并后的新农合的费用。需求上升也只能影响农村居民费用。

如果假设1成立,供方控费效应超过了需求上升,需要讨论到底是医保议价还是部门差异带来了控费效果。可以假设医保议价的控费效应不存在或者很微弱,费用下降是部门差异带来的。并且假设人社部门的管理效率高于卫生部门。那么人社部门管理新农合后,新农合基金管理效率提升,其费用控制效果超过了农村居民需求上升,导致新农合医疗费用下降。此时改革前新农合占比越高的地区或医院,受到的影响越大,费用下降程度也应该越大。所以本文给出假设3。

假说3:如果两保合一控费效应主要来自于部门管理差异,则改革前新农合占比高的地区会有更高的控费效应。

四、数据与识别策略

本文从政府网站与北大法宝上搜集了各地两保整合的时间,并通过朱恒鹏(2017)以及查找对应的新闻进行补充,最后进行核对。一共搜集到296个地级行政区的两保整合完成时间(也就是城乡居民保险制度正式运行的开始时间)。其中西藏与内蒙古绝大部分城市的政策实施时间缺失,大部分地级市在17年开始合并医疗保险。

(一)综合性公立医院数据

本文使用2009~2015年全国公立医院年度财务统计报表数据,数据来自国家卫生计生委。数据记录了每年全国公立医院在年末的财务状况,包括各项收入支出指标、各项资产与债务指标、以及医疗服务使用情况指标,是当前全国层面关于中国公立医院运行情况最为详尽的数据。数据包含卫生计生部门举办的所有医院与部分政府其他部门举办的医院,在2015年是8699家医院。在回归分析中,本文去掉了专科医院、民族医院与中医院(代码为A210),仅仅保留了综合性医院(代码为A100)。专科医院与民族医院的部分变量有缺失,所以去掉。而中医院的运行,在财政补偿机制方面与综合性医院有较大差别,本文为简化讨论,去掉了中医院样本。加入中医院样本、专科医院与民族医院样本后,不影响最终的分析结果。

(二)解释变量与被解释变量

宏观数据来自于中国城市统计年鉴以及人口普查数据,选择的地级市人口经济变量包括常住人口数量、人均财政支出、第一产业GDP占比、2010年65岁以上老年人占比、2000年65岁以上老年人占比、职工占比、人均医生数量。

我们选取5类医院的财务指标,分为医院收入、医院各类医保收入、次均费用、服务量、医院运行指标。对于第一类代表医院收入的指标,我们分为4项,总收入、包含药品在内的医疗收入、财政补助收入、纯药品收入;第二类是医疗收入的医保来源,分为新农合、城职保、城居保、城乡居民医疗保险、以及其他医疗保险。但该变量是从2011年开始记录的。第三类指标是次均费用,第四类指标是医疗服务量,第五类指标是医院运行指标。所有代表金额的变量都被标准化为2009年物价水平。除了第五类控费指标外,本文均采用变量对数值的形式。数据的统计描述在表2中。

(三)识别策略:双重差分法

为缓解内生性问题,本文利用各地两保合一政策实施的先后顺序来构造双重倍差(第一重差异是政策实施年份,第二重差异是政策实施城市)。我们定义城市在实施改革前为控制组,在实施改革后为处理组,具体公式如下。

$$\log(Y_{ict}) = \varphi + \alpha_i + \delta_t + D_{ct} \times \rho + other_reform_{it} \times \omega + \beta X_{ct} + \mu_{ict} \quad (1)$$

Y_{ict} 代表被解释变量,包括医院*i*的各项收入、支出、次均费用水平、服务量的对数值; D_{ct} 代表*c*市在*t*年是否发生改革,改革后定义为1,未改革则定义为0; φ 为截距项; α_i 为医院固定效应,控制医院层面不随时间变化的因素; δ_t 为年份固定效应,控制时间层面不随医院变化而改变的因素; $other_reform_{it}$ 是由两个虚拟变量组成的,

分别代表医院 i 在 t 年是否已经受到县级医院取消药品加成政策的影响、是否已经受到公立医院改革国家联系试点城市政策的影响,前者数据来自Fu等(2018),后者来自网上公开的政策文件。这两个政策是最容易带来药品费用下降的医改政策,控制该变量可以让我们尽可能排除其他政策的影响。我们控制了一些地级市层面宏观变量 X_{it} ,回归的标准差 μ_{it} 聚类到地级市层面;我们关心的系数是 ρ ,代表两保合一对医疗费用的影响。

使用双重差分法(DID)进行因果识别面临的最大挑战是平行趋势假设不成立。具体来说,晚合并的城市应该是更早合并城市的反事实对照组,假如没有发生改革,它们应该有着同样的医疗费用增长趋势。如果处理组与对照组的医疗费用增长趋势不同,则估计的系数是有偏的。比如,如果医疗费用过高的地方受到更大的改革阻力,难以推行医保合并,这就会使控费效果被高估。但这种可能性不是很高。Huang和Kim(2020)通过回归发现自发式的两保合一政策更多是省政府由上而下驱动的,具有一定的强制性。因为合并新农合和城居保不仅涉及城乡利益的调整,也涉及部门利益调整,所以推进该政策需要巨大的政治推动力。一般的情况是省政府印发指导文件,大部分市级政府在一两年内完成合并,比如广东、浙江、山东,因而两保合一的实施不是由医疗费用决定的。

同时,通过地级市层面宏观数据的回归,本文尝试发现改革时间先后的决定因素,通过控制这些代表社会人口与经济结构的先决变量,来控制不可观测到的处理组与对照组差异。哪些因素会决定改革的实施时间?因为两保合一政策是地方政府自发推行的,所以只能依靠可观测到的宏观数据进行推断。根据回归,我们发现人均GDP对两保合一的试点先后无影响,这符合数据现象,因为经济强省广东与浙江整合较早,而经济弱省新疆也整合较早;第一产业占GDP比重越低,越可能改革,这一定程度上反映了农村人口占比越高的地方,新农合话语权越大,越不可能被合并到人社部门;人均财政收入越高,越可能改革;常住人口数量越大越可能改革;职工占比越高越可能改革等;2010年65岁以上老年人占比越高,越早改革。通过以上分析,我们将在以后的回归中加入以上城市层面的宏观控制变量 X_{it} ,包括常住人口数量、人均财政支出、第一产业GDP占比、职工占比、人均医生数量(因为使用固定效应模型,2010年65岁以上老年人占比、2000年65岁以上老年人占比被忽略)。最后,本文将检验平行趋势假设,同时使用安慰剂检验排除前趋势的影响。

五、主要实证结果

(一)两保合一对医院收入、医疗服务量、次均住院费用的影响

本文以(1)式模型设定的结果进行讨论。由表3 Panel A可以看出,两保合一使医院总收入下降3.6%($\exp(-0.037)-1$),影响最大的是医疗总收入与药品总收入,分别下降3.8%($\exp(-0.039)-1$)、6.8%($\exp(-0.070)-1$)。考虑到药品总收入占医院总收入的比例为43%,我们可以推测医院总收入与医疗收入的下降基本是由药品收入下降导致的。这可能是因为医保整合后,医保部门对医院的控费效果更好,也可能是因为医保在招标采购的过程中对药商的压价权提高。而本文认为药品收入下降的主要渠道是医保对医院的控制。因

表2 统计性描述

变量	(1) 样本量	(2) 均值	(3) 标准差	(4) 最小值	(5) 最大值
收入指标(万元)					
总收入	26766	20000	39000	53	690000
财政补贴收入	26766	1500	3400	0	110000
医疗收入	26766	19000	36000	14	560000
药品收入	26766	7900	15000	0	270000
住院收入	26766	10000	14000	44	56000
费用指标(元)					
住院次均费用	26766	4843	5817	92	75000
住院次均药品费用	26766	2015	2414	20	30000
住院次均服务费用	26766	1471	1911	5.2	24000
住院次均检查费用	26766	824	1016	0	12000
医保外收入占比	16337	0.55	0.27	0	1
住院时长	26766	9.06	3.013	4	17.9
药占比	26766	43.5	10.8	0	100
资产指标(万元)					
在建工程	26766	10663	23382	0	91000
设备购置负债	26766	330	49	0	3200
总职工数	26766	571	514	37	2033
总医务人员人数	26766	449	414	21	1630
服务量指标(人次)					
总诊疗量	26766	330000	350000	10000	1500000
门急诊数量	26766	310000	340000	8500	1400000
出院人数	26766	17000	14000	220	57000
赫芬达尔指数					
HHI1	18691	884	562	123	3120
HHI2	18691	1100	686	212	3350
宏观控制变量					
总人口(万)	23082	690	1263	19.5	2415
人均财政收入	23082	3767	5118	133.9	77000
第一产业占GDP比重	23082	12.6	7.9	0.03	51.8
职工人口占比	23082	24.3	23.4	5.1	88.2
每万人医生数量	23082	20.5	10.8	4.4	98.3
2010年65岁以上老年人占比	23082	9.3	1.8	0.03	0.19
2000年65岁以上老年人占比	23082	6.8	1.6	0.01	0.14

注:有一定比例观测值在某年财政收入/设备购置负债为0,一半以上的观测值在建工程为0,符合现实情况。药品收入为0的观测值仅有几十个,排除后不影响文章回归结果。

为药品集中采购制度的限制,全国在2010年后药品招采的主体都限制为省级卫生部门。虽然部分地级市医保部门开展了第三方药品价格谈判,但在2015年以前,市级层面的招采与二次议价是违规的,全国范围内地级市医保主导的第三方药品采购谈判与二次议价不是普遍现象。财政补贴收入并没有受到两保合一的显著影响,原因可能是医院补偿机制并没有显著改变。

由表3 Panel B可以知道,次均住院费用出现显著下降2.9% ($\exp(-0.029)-1$),而这是由次均住院药品费用显著下降6.7% ($\exp(-0.069)-1$)导致的。这是因为药品一般是医保经管部门主要监控的收入类别。次均住院医疗服务费用与次均住院检查化验费用无显著变化。

由表3 Panel C可知,总诊疗人次、出院人次、门急诊人次并没有显著变化,医疗服务量未有显著变化。综上,次均住院费用下降2.9%,而医院总收入下降3.6%,这两个下降幅度非常接近,医疗服务量无显著变化,这说明总收入的下降主要是次均药品费用下降导致的。

表3显示,两保合一有着较好的控费效应,且不影响正常的服务量,这和国际医保整合文献结果相似。在这里,实证结果已经印证了假设1,两保合一使得医疗费用下降了,供方费用控制超过需求的上升,这与Meng等(2015)预测一致。因此虽然农村居民费用上升,但城镇居民的医疗费用却可能被控制住。Huang和Wu(2020)发现医保合并提高了农村居民的医疗服务利用与费用,但两保合并对城镇居民的医疗费用影响系数为负,虽然不显著,但这有可能是因为该回归样本量较小的关系。本文利用全国公立医院的数据发现总体医疗费用是下降的,应该是城镇居民的费用下降超过了农村居民的费用上升,供方控费效应超过了需求增加效应。

接下来我们看两保合一是否影响到3个重要的医院运行指标。表4第(1)列说明次均住院天数并没有显著的变化。表4第(2)列显示,药占比显著下降了1.44个百分点,药占比均值才43.5个百分点,这说明药占比下降了3.3%。以上证据在一定程度上说明了医保成功的控制了药品费用增长,这个结果与地方经验也相符。郑功成(2014)研究了天津市两保合一带来的影响,他发现天津市两保整合后建立起覆盖全市的信息系统,对全市1820余家医保定点机构、35000名医保医师的就医诊疗行为进行远程在线实时监控,实现了“无盲区”实时监控和检查。医保的这种垄断信息优势对医生的行为产生很大的影响,结果2012年医保统筹基金支出增幅同比下降16个百分点。最后,表4第(3)列说明,医保外收入占比提高了0.028,其均值才0.55,说明医保外收入占比提高了5.1个百分点,存在诱导自费的情况。虽然医院已经不能在新农合与城镇职工居民保险之间进行成本转移了,但医院仍然可以在医保患者与自费患者之间成本转移。

(二)两保合一的动态影响

$$\log(Y_{ict})=\varphi+\alpha_i+\delta_t+\sum_{k=-3}^{k=3}D_{c0+k}\times\gamma_k+other_reform_{it}\times\omega+\beta X_{it}+\mu_{ict}\tag{2}$$

为了考察两保合一的动态效应,本文仿照Jacobson等(1993)、Li等(2016)采用事件分析法(event study)。事件分析法的核心模型设定是加入代表政策实施的k期提前项 D_{c0+k} , $k>0$ (Leads)与k期滞后项 D_{c0+k} , $k<0$ (Lags),代表了k期虚拟变量与是否被处理的交互。这里假设整合开始时间为改革当期,虚拟变量 D_{c0+k} 代表了城市c开始两保合并的前后三期, $k=-3,-2,-1,0,1,2,3$ 。其中, D_{c0} 代表开始改革的当年,如果在改革当年, D_{c0} 为1,否则为0。回归中把 $k=-3$ 设定为基准期, $\gamma_{-3}=0$,所以在回归中省略 D_{c-3} 。在政策评估中,事件分析法可以

表3 两保合一 对医院收入、次均费用与服务量的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A:对各项收入的影响				
因变量	总收入	财政收入	医疗收入	药品收入
两保合一	-0.037*** (0.012)	0.040 (0.049)	-0.039*** (0.013)	-0.070*** (0.020)
R-squared	0.985	0.762	0.983	0.977
Panel B:对次均住院费用的影响				
因变量	次均总费用	次均药费	次均服务费	次均检查费
两保合一	-0.029* (0.016)	-0.069** (0.029)	0.008 (0.017)	-0.020 (0.023)
R-squared	0.896	0.861	0.829	0.864
Panel C:对诊疗量的影响				
因变量	总诊疗人次	门急诊人次	出院人次	
两保合一	0.008 (0.015)	-0.008 (0.017)	-0.022 (0.015)	
R-squared	0.962	0.949	0.968	
样本量	23082	23082	23082	23082

注:该表汇报了根据式(1)估计得到的两保合并对医院收入、费用与服务量的影响。这里控制了地级市层面随时间变化的变量,包括总人口、人均财政收入、第一产业占GDP比重、职工人口占比、每万人医生数量。控制了县级医院取消药品加成政策,公立医院改革国家联系试点城市政策。控制了医院固定效应和年份固定效应。标准误聚类到地级市层面。下同。*** p<0.01,** p<0.05,* p<0.1。

表4 两保合并对医院运行指标的影响

	(1)	(2)	(3)
因变量	住院时长	药占比	自费收入比
两保合一	-0.014 (0.009)	-1.439** (0.529)	0.028*** (0.010)
样本量	23082	23082	23082
R-squared	0.797	0.811	0.433

注:设定与式(1)的基准回归相同,标准误聚类到地级市层面。*** p<0.01,** p<0.05,* p<0.1。

达到两个方面的目的:第一,进行平行趋势检验,排除内生性政策;第二,研究政策的动态效应。通过加入滞后项,政策可以在实施的前 k 期产生影响,如果政策是内生的,政策滞后项 D_{t0+k} 的系数就会显著。通过加入提前项,可以研究政策影响的动态效应,评估政策是否有长期影响。

需要说明的是,两保合一从开始到完成合并,需要经过一年。表3~表4的分析里,我们设两保整合完成后,新信息与结算系统开始运行时, $D_{it}=1$,假如两保合一开始后,但未整合完, $D_{it}=0$ 。而在动态效应的分析里,我们做了以下设定:我们假设新农合与城居保开始整合时, $D_{t0}=1$ 。两保整合完成时, $D_{it}=1$,城乡居民医保信息与结算系统开始运行。假如 D_{t0} 的系数显著为负,那么说明合并过程中的人员机构整合降低了费用,这可能是管理部门变化导致的控费效应;假如 D_{t0} 的系数不显著, D_{it} 的系数显著为负,那控费效应就是医保议价能力的提高带来。

首先,表5第(1)、(2)、(3)列里,改革开始前两年的系数都不显著,所以本文并未发现平行趋势不一致的问题,满足了双重差分法重要的假设。

其次,根据表5第(1)、(2)列结果, D_{t0} 系数不显著,开始改革当年没有显著影响。而改革后两年的系数是显著的,这说明两保合并的控费效应是在新信息系统上线后,基金合并后管理能力或议价能力的提高带来的,而不是机构人员合并带来的。罗传勇(2018)发现某市在合并的当年,为防止失去管理权的部门突击花钱,政府会严格管理医保基金的报销,甚至会暂时冻结一部分报销项目,导致合并过程中医疗费用短暂下降。 D_{t0} 系数不显著,基本可以排除改革当年冻结基金带来医疗费用下降这个渠道。

最后,图4直观地展示了表5的结果,改革效应仅持续了两期,未发现长期效应。该结果与文献一致,Dafny等(2012)也发现保险合并的效应只持续了4期,并未一直维持。可能存在需方与供方等多种因素导致改革效应不持久:从需方看,合并地区的报销水平可能持续上升,导致需求不断增加,抵消控费作用。一些城市在合并后进一步提高了待遇水平,比如成都都在两保合并的一年后将多档的待遇水平统一为最高待遇水平;从供方看,由于医疗行业极端的信息不对称性与治疗效果的不确定性,医院可能会不断学习策略性行为来抵消控费效果(Arrow, 1964)。

六、机制分析

以上结果显示,两保合一能够降低医疗费用。根据研究假设,需方渠道、医保议价渠道与部门管理差异渠道都可能会影响医疗费用,不同渠道可以带来完全不同的政策启示,因此本文在此部分讨论两保合一控费效果的主要来源。

(一)控费的影响超过了需求提高的影响

虽然Huang和Wu(2020)发现了两保合一使农村居民医疗需求上升。但在多档制地区,医保待遇依然分为高待遇高缴费与低待遇低缴费两档,由于居民自由选择高档还是低档,理论上可能存在需方选择问题。如果在多档制地区,城镇居民选择由高档待遇转到低档待遇,此时城镇居民部分的医疗费用也可能会下降。这时需方因素对医疗费用的影响方向是不确定的,自由选择带来的费用下降效果可能会与供方费用控制相混淆。为了排除这种复杂的机制,本文在机制分析部分将做分样本回归,看一档制地区医疗费用的变化。一档制地区一般农民的医疗水平会提高,城镇居民的医保待遇水平不

表5 两保合一的动态效应

	(1)	(2)	(3)
	总收入	医疗收入	药品收入
前两期	0.003 (0.008)	0.002 (0.010)	0.008 (0.011)
前一期	-0.007 (0.012)	-0.008 (0.013)	0.000 (0.016)
改革当期(D_{t0})	-0.026 (0.016)	-0.021 (0.020)	-0.031 (0.025)
后一期(D_{t1})	-0.048*** (0.017)	-0.045** (0.021)	-0.063** (0.025)
后二期	-0.046** (0.020)	-0.050** (0.024)	-0.079** (0.032)
后三期	-0.028 (0.020)	-0.027 (0.022)	-0.046* (0.028)
R-squared	0.985	0.983	0.977
样本量	23082	23082	23049

注:回归方程为式(2),控制变量与固定效应与基准回归相同。标准误差聚类到地级市层面。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

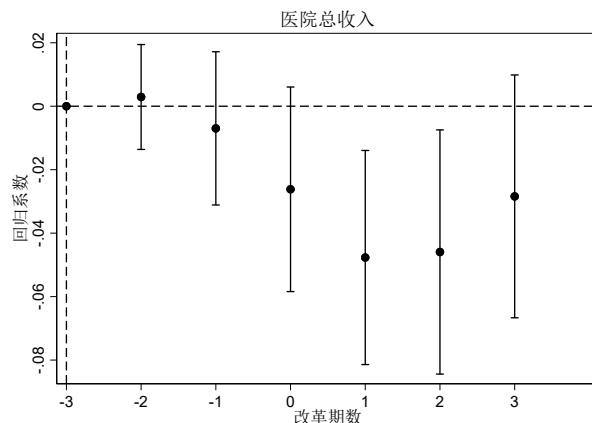


图4 医院总收入的动态效应图

注:该图为由式(2)估计的系数图。第0期代表两保合一开始,第1期表示两保合并完成,新结算系统开始运行。

变或提高,需方在两保合并后一定会对医疗服务有更高需求。我们选择样本期间合并后采取待遇一档制的城市,同时将未合并的城市作为控制组,按照式(1)进行回归,结果在表6 Panel A中。结果显示一档制地区改革后医院医疗总收入也下降,这说明在一档制地区,供方的负向影响超过了需方的正向影响,此时费用下降肯定是供方行为导致的。需注意的是Panel B的结果,这里使用的是样本期间未合并的城市与合并后采取待遇多档制的城市组成的样本。我们发现医疗费用出现下降,但下降幅度小于一档制地区。但按照预测,多档制更能限制医疗需求释放。这可能是多档制与其他变化的因素相关导致的,比如山东省一半以上城市使用多档制,但该省在两保整合时大幅提升了待遇水平。

(二)医院的市场势力与控费效应

为验证研究假设2,本部分讨论两保合一对市场垄断程度不同的医院的异质性影响。在医保与医院讨价还价的过程中,医院的垄断地位也应该影响医疗费用水平。举例说,若当地只有一家医院,整个医疗服务市场则属于卖方市场,医保部门没有其他选择(outside option),难以通过议价来控费。所以按照医保议价渠道推论,医院在本地医疗服务市场的垄断程度越高,两保合一的控费效果就越小。

为验证该推论,我们构造两个变量:第一是改革前医院市场份额 $hospital_share_i$,代表医院垄断程度。第二是医院市场份额与两保合一的交互项 $D_{it} \times hospital_share_i$ 。 $hospital_share_i$ 是医院总收入占该地级市所有医院总收入的份额,份额越大,代表医院的垄断势力越大。因为样本选取的是综合性医院,所以平均市场份额达到了4.8%。通过将改革前医院市场份额与两保合一的交互项($D_{it} \times hospital_share_i$)放入式(1),得到式(3),我们可以估计医院垄断程度对两保合一控费效应的影响大小(ρ_2)。

$$\log(Y_{it}) = \varphi + \alpha_i + \delta_t + D_{it} \times \rho_1 + D_{it} \times hospital_share_i \times \rho_2 + other_reform_{it} \times \omega + \beta X_{it} + \mu_{it} \quad (3)$$

从表7可以发现结果符合预期,交互项的系数为正,且在医疗收入与药品收入回归中显著(医院总收入的回归系数t值1.61,接近显著),所以医院的市场份额越大,其受到两保合一控费的影响越小,符合假设2,两保合一会通过医保议价能力来控制费用。同时,医疗收入的交互项系数约为0.35,与医院平均市场份额4.8%相乘,为1.7%,相对于-5.3%的医院收入下降系数,医院市场势力能有效对抗医保市场势力的增长。但需要注意的是,虽然该回归结果可以在一定程度上说明医保议价能力渠道存在,并不能排除其他渠道,比如部门控费差异渠道。

(三)医保赫芬达尔指数、两保合一与费用控制

按照研究假说2的预测,医保市场集中度越高,医疗费用越低,这部分将验证该假说。首先,这部分使用赫芬达尔指数来度量全国地级市层面医保市场集中度。然后,这部分通过讨论两保合一在原有市场结构不同地区的异质性影响,给医保议价机制提供较直观的证据。最后,在《管理世界》网络发行版附录一部分,我们采用工具变量的方法来估计赫芬达尔指数与医疗费用的因果关系。

社会医疗保险在我国医疗保障体系中占据主导地位,2018年,全国基本医疗保险的参保率维持在95%以上,全国基本医保基金(含生育保险)总支出为20854亿元,占当年GDP比重约为2.1%,是当前医疗服务的最大购买方。本文在政策背景部分介绍了医保的服务购买者属性,说明了医保基金量与基金占比对医保的议价能力有很大的影响。这里,本文将进一步利用赫芬达尔指数来度量各地医保的市场势力。做这个讨论是必要的,因为目前缺乏对中国医保部门买方市场势力的研究。一方面,经过两保合一与国家医保局建立,医保局已经成为社会医疗保险的单一管理者,直观上看有较强的市场势力。另一方面,由于实际报销水平依然较低,自付金额占医疗总费用的比例在样本范围内约为50%^①,从这个数据看,医

表6 两保合并对一档制与多档制地区的影响

因变量	(1) 总收入	(2) 医疗收入	(3) 药品收入
Panel A: 待遇一档制			
两保合一	-0.047** (0.020)	-0.056** (0.020)	-0.074** (0.027)
样本量	17832	17832	17809
Panel B: 待遇多档制			
两保合一	-0.033** (0.015)	-0.031* (0.017)	-0.071** (0.028)
样本量	20864	20864	20831

注:设定与式(1)的基准回归相同。标准误差聚类到地级市层面。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

表7 两保合并对不同市场势力医院的影响

因变量	(1) 总收入	(2) 医疗收入	(3) 药品收入
两保合一	-0.049*** (0.017)	-0.053*** (0.017)	-0.081*** (0.024)
两保合一 × 医院份额	0.351 (0.217)	0.354** (0.165)	0.305* (0.181)
医院份额均值	0.048	0.048	0.048
样本量	23082	23082	23051
R-squared	0.986	0.984	0.977

注:回归方程为式(3),控制变量与固定效应与基准回归相同。标准误差聚类到地级市层面。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

保的市场势力相对较弱,所以需要对其市场势力进行度量。

本文采用赫芬达尔指数来代表该地级市医保的议价能力。在医疗领域,美国、德国与荷兰等国都利用该指数来度量医院或医疗保险的市场势力(Gaynor and Town, 2011; Dafny et al., 2012)。将赫芬达尔指数应用于本文有两个优点。第一,该指数的核心是捕捉市场的集中程度,是连续型的变量,可以用来区分行政控费效应与医保议价效应。两保合一为0-1变量,中间可能包含很多观测不到的因素。而两保合一使不同城市赫芬达尔指数的增加程度是不同的,增幅越大,医保议价能力增加越快。第二,该指数度量的是市场结构,与不同保险管理模式不相关。举例而言,在地级市A新农合基金支出所占份额为20%,城职保与城居保所占份额为80%,而在地级市B,新农合份额为80%,城职保与城居保份额为20%,两个城市的赫芬达尔指数在改革前都是6800,在合并后都是10000,医保集中度的增幅都是3200,即市场势力变化程度都是相同的。如果不同部门之间的医保管理模式有差异,虽然赫芬达尔指数的水平值及变化程度是相同的,但地级市A与B的费用控制效率上依然会呈现出差异。因此,赫芬达尔指数仅衡量整体市场结构,这种特性能让我们尝试区分部门差异渠道与医保议价能力渠道。

这里介绍赫芬达尔指数的计算过程。首先,公立医院财务数据从2011年开始记录每个医院的医保收入,并记录医保收入来源。其次公立医院财务数据包含了全口径的卫生部门举办医院与大部分附属医院,所以本文有机会通过对所有医院进行加总,来计算地级市层面公立医院市场上的医保市场结构。由于目前社会医保普遍采取市级统筹,所以我们以地级市为单位来计算公立医院市场上的医保赫芬达尔指数^②。医保收入来源分为城职保、城居保、城乡居民医疗保险、新农合、以及其他医疗保险。赫芬达尔指数的计算方式如下:首先将各个医疗保险支出占地级市总医疗收入的比重标记如下:城职保 S_{UEBMI} 、新农合 S_{NCMS} 、城居保 S_{URBMI} 、城乡居民医疗保险 $S_{Integrate}$ 、其他保险 S_{Other} 。根据比重平方的加总乘以10000来得到赫芬达尔指数 $HHI1$ 。自付医疗收入可以看做是来自于许多病人的收入,而单个病人占地级市总医疗收入的比重非常低,平方后可忽略不计。因此通过式4.1我们得到 $HHI1$ 。由于两保合一后医保部门成为单一管理者,为防止赫芬达尔指数 $HHI1$ 低估医保部门买方垄断势力,所以可以将城职保、城居保、城乡居民医疗保险当作一个保险,其市场份额为 S_{RenShe} ,重新计算 $HHI2$,显然 $HHI2 > HHI1$,所以真实HHI将介于 $HHI1$ 和 $HHI2$ 之间。

$$HHI1 = 10000 \times (S_{UEBMI}^2 + S_{URBMI}^2 + S_{Integrate}^2 + S_{NCMS}^2 + S_{Other}^2) \quad (4.1)$$

$$HHI2 = 10000 \times (S_{RenShe}^2 + S_{NCMS}^2 + S_{Other}^2) \quad (4.2)$$

经过计算,我们得到了HHI的分布与变化趋势。在两种设定下,HHI均不高,处于低垄断水平,我们选择HHI的上界 $HHI2$ 进行讨论分析。图5为对 $HHI2$ 分布的描述,图中有包括4个直辖市以及200多个地级市的HHI,部分地级市医保收入来源变量缺失,所以删去。一般认为HHI大于1800的市场为高度寡占市场,有较高的垄断程度。图5显示,无论是2011年还是2015年, $HHI2$ 大于1800的地级市占比一直较低,2011年只有7%的地级市,2015年有22%的地级市。但比较2011年与2015年 $HHI2$ 的分

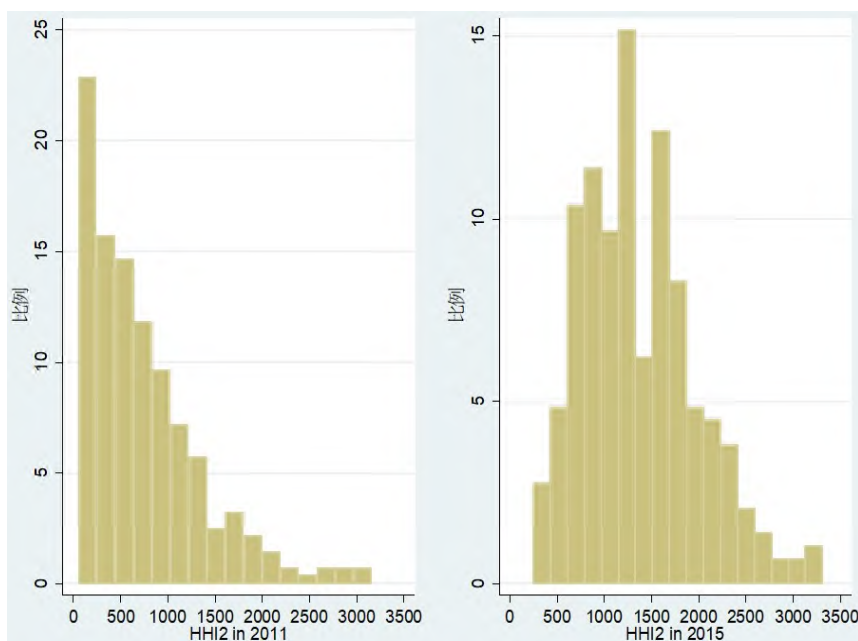


图5 全国地级市层面赫芬达尔指数2011年与2015年分布

布,本文发现5年间医保市场集中度程度有较大的提高,分布逐渐上移。以 $HHI=1000$ 为竞争型与垄断型市场的分界线,2011年74%的地级市属于竞争性市场,2015年只有31%的地级市属于竞争性市场。除了HHI的整体变化趋势外,一个关键的问题是两保合一对赫芬达尔指数的影响。为测度其影响,我们采用式(5)进行回归,结果显示两保合一后,HHI2上升了35%(详见《管理世界》网络发行版附录附表1a)。

$$\ln_HHI_{it} = \varphi + \alpha_i + \delta_t + \tau D_{it} + \beta X_{it} + other_reform_{it} \times \omega + \mu_{it} \quad (5)$$

平均而言,两保合一使得HHI2上升35%。从异质性角度看,改革前医保集中度越低的地区,其医保集中度的增幅就越大。如果医保议价能力的机制成立,那么改革前医保集中度越低,控费效应就应该越强。这里将讨论两保合一在改革前市场结构不同地区的异质性作用,并通过分样本回归进行估计,以此验证机制。对样本期间发生改革的城市,我们计算了改革前一年的HHI2,以均值为界限,分为改革前高集中度地区与低集中度地区,进行分样本回归,其中未合并城市作为对照组。首先,我们发现在改革前高集中度地区,两保合一使得HHI2增加14%;改革前低集中度地区,两保合一使得HHI2增加57%。更进一步,表8显示,改革前的市场集中度越低,其两保合一的控费效应越大,这符合医保议价能力机制的预期。

在《管理世界》网络发行版附录一中,我们借鉴Dafny等(2012)的工具变量构造方法,估计了赫芬达尔指数(代表医保买方垄断势力)对医疗费用的影响,得到控费系数大小。我们发现两保合一对赫芬达尔指数的提升幅度乘以赫芬达尔指数的控费系数等于-3.2%,这说明医保议价能力渠道可能是最主要的渠道。

(四)部门管理差异带来的控费效应

在这里我们检验研究假设3。由于各部门的控费方式与控费动机都难以搜集量化,因此难以直接讨论部门管理差异的控费渠道。但本文可以假设部门控费差异机制与医保议价控费机制都存在。此时,这两者控费效果的叠加超过了农村居民需求上升,导致医疗费用下降。接着,本文将部门控费差异渠道分成两种可能的情况进行讨论:即在新农合由卫生部门移交给人社部门后,人社部门平均控费效果更差,或是人社部门平均控费效果更好。

首先,在人社部门平均控费效果更差时,两保合一的控费效应均来自于医保议价渠道,我们估计的医保议价控费效应是低估值。然后,在人社部门平均控费效果更好时,情况更为复杂。按之前的分析,部门管理差异渠道不会改变城居保与城职保的控费效果,但会提高新农合的控费效果,仅影响农村居民费用。而医保议价渠道则同时提高了城职保基金、原城居保基金,与合并进来的新农合基金的控费效果。需求上升也只能影响农村居民费用。如果我们假设医保议价的控费渠道不存在,本文识别的控费效果是部门差异带来的,那么该控费效应超过需求上升效应,此时农村居民的医疗费用下降,进而带来总医疗费用下降。因此,改革前新农合占比越高,医疗费用下降越大。

本文新增了新农合占比异质性的讨论^③。我们用3个指标代表改革前新农合基金占比NCMS。第一个指标是医院层面的,即改革前一年新农合占该院医疗收入比重 $NCMS_{it}$ 。第二个指标是地级市层面的,改革前一年新农合占当地总医疗收入比重 $NCMS_{c,1}$ 。第三个指标是2008年末农业户籍人口占户籍总人口的比重,前两个指标是由公立医院数据计算所得 $NCMS_{c,2}$ ^④。接着,本文在式(1)中加入两保合一与改革前新农合占比的交互项 $D_{it} \times NCMS$,得到式(6)。最后结果展示在表9中,回归发现,在3种新农合占比衡量指标下,两保合一系数都显著为负,但交互项系数基本不显著,交互项甚至有正显著存在。这代表改革前新农合收入占比高的地区相对于占比低的地区,其费用下降程度没有显著差异。

$$\log(Y_{it}) = \varphi + \alpha_i + \delta_t + D_{it} \times \rho_1 + D_{it} \times NCMS \times \rho_2 + other_reform_{it} \times \omega + \beta X_{it} + \mu_{it} \quad (6)$$

如果控费效应主要是部门管理差异渠道带来的,那么

表8 两保合并对不同市场结构的异质性影响

	(1)	(2)	(3)
因变量	总收入	医疗收入	药品收入
Panel A:改革前的市场集中度高于均值			
两保合一	-0.030** (0.015)	-0.025 (0.016)	-0.065** (0.029)
样本量	21060	21060	21060
Panel B:改革前的市场集中度低于均值			
两保合一	-0.049*** (0.018)	-0.060*** (0.019)	-0.086*** (0.026)
样本量	18652	18652	18652
控制变量	YES	YES	YES
控制其他政策	YES	YES	YES
医院固定效应	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES

注:回归方程为式(1)的基准设定。标准误差聚类到地级市层面。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

回归中交互项系数应该显著为负,但实际回归发现交互项系数不显著或正显著。这说明了部门差异的控费效应不会大于农村居民需求上升效应,本文识别出来的控费效果是来自于医保议价能力的提高。因此,该实证结果虽然不能排除人社部门控费效率更高的可能性,但也说明了部门控费差异的控费效应最多与需求上升效应相互抵消。我们识别出来的两保合一控费效应是医保议价能力所带来,证伪了假设3。且由于农村居民需求上升效应的存在,医保议价的控费效应可能被低估了。

七、政策异质性与稳健性检验

(一)政策异质性分析

2016年以前的自发式两保合一政策的异质性较大。虽然都建立起了单一的医保经办机构,完成了覆盖范围、医保基金、药品目录、定点机构的统一,但在城乡保险筹资与待遇水平上、基金管理、整合流程上均有一定差别。其中,最重要的制度差异有两个,第一是城乡居民医保基金的统筹管理模式,分为县级统收统支,市级建立县区间调剂金,市级统收统支。该制度代表了县区级与市级医保经办机构需要承担的财务责任。第二是待遇分档制度,包括一档制(统一待遇水平)与多档制(合并后依然存在高待遇高缴费与低待遇低缴费的分档制度)。了解两保合一制度差异带来的异质效应,对当前做实市级统筹乃至未来的三保合一有重要意义。

为同时探讨两类配套政策对控费效应的影响,本文将采用Garthwaite等(2019)研究平价医疗法案政策异质性的方法,方法具体介绍在《管理世界》网络发行版附录二中。我们关心的因变量是两保合一对各地级市医疗费用的影响系数。我们关心的自变量是待遇多档制,基金统筹管理模式^⑤:分档制取值1、2、3,代表了分的待遇档数。基金统筹管理模式取值0与1,其中0代表市级统收统支,而1代表市级建立县区间调剂金模式,该数据来自高秋明和杜创(2019)。可猜想,已经合并的城市,采用待遇分档的城市医疗需求上升的可能慢一些,回归系数应该为负;同时,因为市级统收统支而言会诱导县区经办机构道德风险,所以市级调剂金制度有助于控制费用,变量基金统筹管理模式的系数应当也为负数。

最终的发现如表10所示。多档制对控费系数的影响不显著,虽然系数方向为负。主要原因是样本量不足,回归里只有39个观测值,因为分档制和基金统筹管理模式变量有缺失。还需要进一步的研究讨论分档制度的作用。而基金统筹管理模式与费用变化系数显著负相关,这说明市级调剂金制度相对市级统收统支而言,控费效应较大,相差8%~10%。在未来,三保合一或者医保省级统筹改革时,为保证基金安全可以考虑市级调剂金制度,本文发现调剂金制度能有效控制保险合并时的需求释放。值得注意的是,由于变量缺失问题,样本数量较小,以上结论的稳健性有待检验。

(二)安慰剂检验与稳健性检验

除了取消药品加成政策与公立医院改革国家试点城市政策以外,本文需要排除其他医改政策的影响。比如门诊统筹政策的试点、大病医保的实施、鼓励社会办医产生的对公立医院的行政限制。本文仿照Fu等(2018),通过一些不太可能受两保合一影响的指标,排除其他政策的可能。在同样的模型设定下,表11显示两保合一对于职工数量、在建工程、购买设备负债都无影响,而保险扩张则会影响到这些指标(陈秋霖等,2016),鼓

表9 不同新农合收入占比医院的异质性影响

	(1)	(2)	(3)
	总收入	医疗收入	药品收入
Panel A:改革前医院层面新农合收入占医疗收入比重			
两保合一	-0.052*** (0.016)	-0.058*** (0.019)	-0.086*** (0.026)
两保合一 ×NCMS1	0.045 (0.051)	0.067 (0.063)	0.003 (0.086)
样本量	18868	18868	18868
Panel B:改革前地级市层面新农合收入占医疗收入比重			
两保合一	-0.067*** (0.023)	-0.080*** (0.022)	-0.118*** (0.032)
两保合一 ×NCMS2	0.145 (0.117)	0.214* (0.116)	0.191 (0.191)
样本量	20662	20662	20662
Panel C:2008年农业户籍人口占比			
两保合一	-0.082** (0.040)	-0.086** (0.043)	-0.067 (0.052)
两保合一 ×NCMS3	0.073 (0.066)	0.072 (0.072)	-0.011 (0.086)
样本量	22481	22481	22481

注:回归方程为式(6),控制变量与固定效应与基准回归相同。标准误差聚类到地级市层面。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

表10 分档制与基金统筹模式对费用变化的影响

	(1)	(2)
因变量	两保合并费用变化系数	
多档制	-0.024 (0.024)	-0.018 (0.027)
基金统筹管理模式	-0.079* (0.042)	-0.098* (0.048)
09年宏观控制变量	NO	YES
省份固定效应	YES	YES
改革年份固定效应	YES	YES
样本量	39	39
R-squared	0.199	0.084

注:多档制为该地待遇级别有几档,分为1、2、3;基金统筹模式取值0、1,0代表市级统收统支,1代表市级调剂金或县级统筹。2009年地级市层面的宏观控制变量与主回归一致。标准误差聚类到省级层面。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

励社会办医产生的对公立医院的行政限制也会直接限制床位数与新设备数量的增长。假如两保合一政策和以上政策混杂在一起，职工数量、设备购置与在建工程都应该受两保合一影响，所以这说明两保合一的效果不太可能是这些政策带来的。除此以外，医保总额控制也是样本期间发生的一项重要政策，这项政策可能增加医保拒付欠款。但第5列显示两保合一对医保拒付欠款的系数不显著，这一定程度上可以缓解相应的疑虑^⑥。

除此以外，本文将各地两保合一政策提前3年，生成虚拟的两保合并政策，进行安慰剂检验，发现虚拟政策无显著的影响，回归结果在《管理世界》网络发行版附录二的附表1。最后本文使用了置换检验(permutation test)，以排除基准回归结果是由偶然因素导致的可能性，结果在《管理世界》网络发行版附录二的附图1中。

(三)稳健性检验

本文基准回归模型可能有隐患： X_{it} 随时间变化而变化，这些变量可能受到合并的影响，导致系数估计有偏。因此，我们采用两种不同的回归设定，第一种是仿照Gentzkow(2006)以及Li等(2016)的做法，第二种是不控制宏观经济变量，这两种方法的详细介绍在《管理世界》网络发行版附录二中。回归结果在表12中，我们发现这两种设定下的结果与基准结果一致。

八、结论与政策建议

本文发现在2015年以前的两保合一使公立综合性医院收入降低，这主要是次均药品费用下降带来的，而医疗服务量无显著变化。这说明医保单一管理者有利于提高医保的议价与监管能力，能更有效地控制药品费用的不合理增长。假如将本文结论推而广之，城职保与城乡居民保险合一在理论上是可行的，单一支付者制度在一定程度上可以通过抑制过度医疗来抵消居民正当医疗需求引致的费用增长，进而合理控制医疗费用增长。在地级市财政压力大时，可以增加过渡手段来控制短期费用增长，比如市级调剂金模式。

但本文也发现两保合并使病人的自付比例上升，居民的负担提高。为此，可能的解决办法应该是提高医保报销水平，使医保部门(当前的医保局)成为真正意义上的单一支付者，避免医院在医保与自费病人中做成本转移。同时，本文发现两保合一的控费效应是短期的，医院很快会适应新的控费制度，采取策略性行为。所以还需要有其他系统改革，使得居民、医疗服务提供方与医保三者的利益一致，激励相容，避免医生将改革带来的收入损失转嫁给患者。

最后，本文发现医疗保险的市场集中度增加有利于增加对医院的议价能力，降低医疗费用。从2009年中共中央、国务院《关于深化医药卫生体制改革的意见》中提到的“积极探索建立医疗保险经办机构与医疗机构、药品供应商的谈判机制”，到2020年《关于深化医疗保障制度改革的意见》里面所提的“健全医疗保障经办机构与医疗机构之间协商谈判机制，促进医疗机构集体协商，科学制定总额预算”，医保议价能力扮演着越来越重要的角色，目前已经开始凸显威力。国家医保局推动了常态化的国家层面药品与耗材带量采购，通过买方市场势力，极大地降低了药品与耗材费用。而未来，各地市的医保还需要控制本地医院的过度诊疗行为，各地医保与本地医院的议价行为也将成为重要的研究议题。本文发现，市场份额高的医院受两保合一的影响更小，医疗供给方的市场势力对医疗服务价格有很大的影响。那么在目前地级市层面医保属于低垄断水平的情况下，医保局需要进一步提高医保的集中度，同时主动参与医联体支付方式改革，发挥战略性购

表 11 安慰剂检验：两保合一对医院资产与职工人数的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
因变量	在建工程	设备购置负债	总职工数	医务人员数	医保拒付欠款
两保合一	0.277 (0.214)	-0.309 (0.342)	0.011 (0.015)	-0.015 (0.023)	-0.006 (0.218)
样本量	23082	23082	23082	23082	23082
R-squared	0.461	0.467	0.965	0.874	0.510

注：该表汇报了根据式(1)估计得到的两保合并对医院资产等变量的影响。设定与基准回归设定相同。*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

表 12 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)
因变量	总收入	医疗收入	药品收入
Panel A: 控制宏观变量基年水平与时间多次项的交互			
两保合一	-0.021* (0.013)	-0.022* (0.013)	-0.052** (0.020)
控制变量 $f(i) \times X_{it}$	YES	YES	YES
样本量	23279	23279	23279
Panel B: 仅控制医院与年份固定效应			
两保合一	-0.034*** (0.012)	-0.038*** (0.014)	-0.071*** (0.021)
控制宏观变量	NO	NO	NO
样本量	26250	26250	26250

注：Panel A 与 B 均控制了医院固定效应与年份固定效应。*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

买的作用,以应对老龄化慢病化与未来医院市场势力的提高^⑦。

(作者单位:赖毅、李玲,北京大学国家发展研究院;陈秋霖,中国社科院当代中国研究所、中国社科院大学应用经济学院)

注释

①根据2018年全国基本医疗保障事业发展统计公报,2018年职工医保基金支付实际住院费用的71.8%,城乡居民医疗保险基金支付实际住院费用的56.1%,而门诊实际报销水平则更低。

②数据处理过程中排除了十几个异常观测值,经检测,这些异常观测值存在变量的缺失,导致HHI的计算过大与过小。

③此处作者感谢审稿人对新农合异质性讨论与机制讨论的相关建议。

④由于医保收入指标是从2011年开始记录的,这样导致在2011年及以前两保合并的城市,城市层面改革前新农合占比是缺失的,损失了一部分样本。同时该医保收入指标在部分医院是缺失或者异常的,因此医院层面改革前新农合占比的样本量进一步减少。为了避免样本损失带来有偏的结果,本文从Wind数据库搜集了2008年地级市层面年末户籍人口与非农户籍人口指标,计算出农业户籍人口占比,作为改革前新农合基金占比的代理指标。

⑤该制度具体含义是:市级统收统支时,市级经办机构拥有医保待遇决定权与基金管理权,县区经办机构不用为费用超支而负责。而在市级调剂金制度下,市级经办机构从各县各区大约抽取0~20%不等的资金用来补足超支的县区。在调剂金比例较低的情况下,调剂金可能填补不了超支,此时县区医保经办机构依然需要为资金超支承担部分责任。如果实施县区统收统支,相当于调剂金比例为0,县区级医保经办机构负担所有责任。

⑥这里采用“确认无法收回的医保欠费”作为医保拒付欠款的代理变量,进行安慰剂检验,以此提供佐证性的证据。

⑦医联体政策正在全国广泛推行:国务院办公厅《国务院办公厅关于推进医疗联合体建设和发展的指导意见》,2017年4月。

参考文献

- (1)陈竺:《中国新型农村合作医疗发展报告》,人民卫生出版社,2013年。
- (2)陈秋霖、傅虹桥、李玲:《医疗保险的全局效应:来自中国全民医保的证据》,《劳动经济研究》,2016年第6期。
- (3)陈东升:《长寿时代的理论与对策》,《管理世界》,2020年第4期。
- (4)陈金甫:《以基金资源配置医疗资源——医保基金三论之资源篇》,《中国医疗保险》,2010年第7期。
- (5)杜创:《动态激励与最优医保支付方式》,《经济研究》,2017年第11期。
- (6)封进、余央央、楼平易:《医疗需求与中国医疗费用增长——基于城乡老年医疗支出差异的视角》,《中国社会科学》,2015年第3期。
- (7)高秋明、杜创:《财政省直管县体制与基本公共服务均等化——以居民医保整合为例》,《经济学季刊》,2019年第4期。
- (8)黄薇:《保险政策与中国式减贫:经验、困局与路径优化》,《管理世界》,2019年第1期。
- (9)胡大洋:《医保谈判买方主导的优势及利用分析》,《中国医疗保险》,2012年第11期。
- (10)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》,《中国社会科学》,2015年第8期。
- (11)李忠、李伯阳、吴悦、杨坚、南京辉、张亮:《我国各省“两保合一”政策分析》,《中国卫生经济》,2017年第6期。
- (12)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。
- (13)罗传勇:《“两保合一”政策对医疗费用影响研究》,硕士学位论文,2018年。
- (14)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。
- (15)王宗凡:《医疗保险谈判机制“释义”》,《中国社会保障》,2011年a第4期。
- (16)王宗凡:《医保谈判机制的制约因素及政策建议——医疗保险谈判机制探析之四》,《中国社会保障》,2011年b第7期。
- (17)王宗凡:《完善医疗保障制度与管理》,《言实出版社》,2015年。
- (18)谢文媛、巢健茜:《关于医保经办机构与定点医疗机构之间建立谈判机制的探讨》,《中国医院管理》,2011年第10期。
- (19)解锡海、付秀梅、李茜:《城乡居民医疗保险整合效果浅析——以北京市顺义区为例》,《中国医疗保险》,2019年第3期。
- (20)姚宇:《控费机制与我国公立医院的运行逻辑》,《中国社会科学》,2014年第12期。
- (21)应亚珍:《医疗保险谁管有优势?》,《中国卫生》,2011年第7期。
- (22)郑功成:《城乡医保整合态势分析与思考》,《中国医疗保险》,2014年第2期。
- (23)郑功成:《中国社会保障改革与发展战略——医疗保障卷》,《人民出版社》,2011年。
- (24)赵绍阳、臧文斌:《多任务视角下质量监测对公立医院医疗服务质量的影响》,《经济评论》,2020年第6期。
- (25)朱恒鹏:《中国城乡居民基本医疗保险制度整合研究》,《中国社会科学出版社》,2017年。
- (26)Arrow, K. J., 1963, “Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care”, *American Economic Review*, vol.53(12), pp.941~973.
- (27)Cheng, L. G., Liu, H., Zhang, Y., Shen, K. and Zeng, Y., 2015, “The Impact of Health Insurance on Health Outcomes and Spending of The Elderly: Evidence from China's New Cooperative Medical Scheme”, *Health Economics*, vol.24(6), pp.672~691.
- (28)Chan, M. K. and Zeng, G. H., 2018, “Unintended Consequences of Supply-side Cost Control? Evidence from China's New Cooperative Medical Scheme”, *Journal of Health Economics*, vol.61(9), pp.27~46.
- (29)Deber, R. B., 2003, “Health Care Reform: Lessons from Canada”, *American Journal of Public Health*, vol.93(1), pp.20~24.
- (30)Dafny, L. S., 2010, “Are Health Insurance Markets Competitive?”, *American Economic Review*, vol.100(4), pp.1399~1431.
- (31)Dafny, L., Duggan, M. and Ramanarayanan, S., 2012, “Paying a Premium on Your Premium? Consolidation in the US Health Insurance Industry”, *American Economic Review*, vol.102(2), pp.1161~1185.
- (32)Fu, H., Li, L., Li, M., Yang, C. Y. and Hsiao, W., 2017, “An Evaluation of Systemic Reforms of Public Hospitals: The Sanming Model in China”, *Health Policy and Planning*, vol.32(8), pp.1135~1146.
- (33)Fu, H., Li, L. and Yip, W., 2018, “Intended and Unintended Impacts of Price Changes for Drugs and Medical Services: Evidence

from China", *Social Science and Medicine*, vol.211(8), pp.114~122.

(34)Gentzkow, M., 2006, "Television and Voter Turnout", *Quarterly Journal of Economics*, vol.121(3), pp.931~972.

(35)Garthwaite, C., John, A. G., Tal, G., Zeynal, K., Victoria, R. M. and Matthew, J. N., 2019, "All Medicaid Expansions Are Not Created Equal: The Geography and Targeting of the Affordable Care Act", NBER Working Paper, No.26289.

(36)Gaynor, M., Town, R. J., 2011, "Competition in Health Care Markets", *Handbook of Health Economics*, vol.2, pp.499~637.

(37)Herndon, J. B., 2002, "Health Insurer Monopsony Power: The All-or-none Model", *Journal of Health Economics*, vol.21(2), pp.197~206.

(38)Hussey, P. and Anderson, G. F., 2003, "A Comparison of single- and Multi-payer Health Insurance Systems and Options for Reform", *Health Policy*, vol.66(3), pp.215~228.

(39)Ho, K. and Lee, R. S., 2017, "Insurer Competition in Health Care Markets", *Econometrica*, vol.85(2), pp.379~417.

(40)Hsiao, W. C., Cheng, S. H. and Yip, W., 2017, "What Can be Achieved with a Single-payer NHI System: The Case of Taiwan", *Social Science and Medicine*, vol.233(7), pp.265~271.

(41)Huang, X. and Kim, S., 2020, "When Top-down Meets Bottom-up: Local Adoption of Social Policy Reform in China", *Governance*, vol.33(2), pp.343~364.

(42)Huang, X. and Wu, B., 2020, "Impact of Urban-rural Health Insurance Integration on Health Care: Evidence from rural China", *China Economic Review*, vol.64(12), No.101543.

(43)Jacobson, L. S., Lalonde, R. J. and Sullivan, D. G., 1993, "Earnings Losses of Displaced Workers", *American Economic Review*, vol.83(4), pp.685~709.

(44)Kwon, S., 2010, "Healthcare Financing Reform and the New Single Payer System in the Republic of Korea: Social Solidarity or Efficiency?", *International Social Security Review*, vol.56(1), pp.75~94.

(45)Lu, J. F. and Hsiao, W. C., 2003, "Does Universal Health Insurance Make Health Care Unaffordable? Lessons From Taiwan", *Health Affairs*, vol.22(3), pp.77~88.

(46)Lei, X. Y. and Lin, W. J., 2009, "The New Cooperative Medical Scheme in rural China: Does More Coverage Mean More Service and Better Health?", *Health Economics*, vol.18(S2), pp.25~46.

(47)Li, P., Lu, Y. and Wang, J., 2016, "Does Flattening Government Improve Economic Performance?", *Journal of Development Economics*, vol.123(11), pp.18~37.

(48)Mcguire, T. G. and Pauly, M. V., 1991, "Physician Response to Fee Changes with Multiple Payers", *Journal of Health Economics*, vol.10(4), pp.385~410.

(49)Moriya, A. S., Vogt, W. B. and Gaynor, M., 2010, "Hospital Prices and Market Structure in the Hospital and Insurance Industries", *Health Economics Policy & Law*, vol.5(4), pp.459~479.

(50)Melnick, G. A., Shen, Y. C. and Wu, V. Y., 2011, "The Increased Concentration of Health Plan Markets Can Benefit Consumers Through Lower Hospital Prices", *Health Affairs*, vol.30(9), pp.1728~1733.

(51)Meng, Q., Fang, H., Liu, X., Yuan, B. B. and Xu, J., 2015, "Consolidating the Social Health Insurance Schemes in China: Towards an Equitable and Efficient Health System", *The Lancet*, vol.386(10002), pp.1484~1492.

(52)Roberts, E. T., Chernew, M. E. and McWilliams, J. M., 2017, "Market Share Matters: Evidence Of Insurer And Provider Bargaining Over Prices", *Health Affairs*, vol.36(1), pp.141~148.

(53)Soonman, K., 2014, "Thirty Years of National Health Insurance in South Korea: Lessons for Achieving Universal Health Care Coverage", *Health Policy Planning*, vol.24(1), pp.63~71.

(54)Trish, E. E. and Herring, B. J., 2015, "How do Health Insurer Market Concentration and Bargaining Power with Hospitals Affect Health Insurance Premiums?", *Journal of Health Economics*, vol.42(7), pp.104~114.

(55)Yip, W. C., Hsiao, W. C., Chen, W., Hu, S., Ma, J. and Maynard, A., 2012, "Early Appraisal of China's Huge and Complex Health-care Reforms", *The Lancet*, vol.379(9818), pp.833~842.

(56)Yip, W. C., Lee, Y. C., Tsai, S. L. and Chen, B., 2017, "Managing Health Expenditure Inflation under a Single-payer System: Taiwan's National Health Insurance", *Social Science & Medicine*, vol.233(7), pp.272~280.

The Impact of Insurance Consolidation on Medical Expenditures: Perspective from Single-payer System

Lai Yi^a, Li Ling^a and Chen Qiulin^{b,c}

(a. National School of Development, Peking University; b. The Institute of Contemporary China Studies, Chinese Academy of Social Sciences; c. School of Applied Economics, University of Chinese Academy of Social Sciences)

Abstract: Using the 2009–2015 national public hospital financial data, this article identified the causal effects of insurance consolidation on medical expenditures by exploiting timing variation of Urban–Rural Health Insurance Integration in China. The merger of two social health insurances (NCMS and URBMS) consolidated the two health insurance funds and relevant administration authority, and formed a monopoly buyer of medical services at the prefecture level. The paper found that the merger increased the market power, thus reduced the hospitals' revenue by 3.6%, per capita medical expenditure by 2.9%, without influencing the volume of services. The decrease of revenue was mainly attributed to the decrease of per capita drug expenditure. The city with a lower HHI of insurance before the consolidation experienced a larger increase of HHI, thus a larger expenditure reduction. Moreover, the hospital with a larger market share experienced a milder expenditure reduction. The above two facts indicated that the relative bargaining power between insurances and hospitals influences the medical expenditures. However, the consolidation didn't have long-term effect. Besides, the proportion of out-of-pocket expenditure rised, indicating hospitals might induce patients to use more out-of-pocket services.

Keywords: health insurance consolidation; single payer; market power; supply side cost control

The Impact of Insurance Consolidation on Medical Expenditures: Perspective from Single-payer System

Lai Yi^a, Li Ling^a and Chen Qiulin^{b,c}

(a. National School of Development, Peking University; b. The Institute of Contemporary China Studies, Chinese Academy of Social Sciences; c. School of Applied Economics, University of Chinese Academy of Social Sciences)

Summary: As income and life expectancy grow, patients demand a more generous and equitable health security. However, a higher level of health security may lead to moral hazard, both from patients and providers, leading to a rapid rise in medical expenditures and an unsustainable health security system. Single-payer system has been proposed to achieve Universal Health Coverage (UHC) while containing health care expenditures. There has been a hot debate over whether single-payer can achieve this goal, especially in the United States. However, rigorous empirical evidence is scarce. To identify the effects of insurance merger on health expenditures, this study used the merger of NCMS and URBMS as a natural experiment. NCMS and URBMS were two major social health insurances in China with different administrative departments. NCMS covered rural residents, while URBMS covered the urban residents without formal jobs. In order to bridge the gap of welfare between urban and rural residents and promote the integration of urban and rural areas, the governments in different regions started to consolidate the NCMS and URBMS. The merger formed a monopoly buyer of medical services at the prefecture level, with a unified risk pooling and a single administration of social health insurance. Thus the merger has transformed multi-payer system to single payer system.

The implementations of mergers have different timings among different cities, which constitutes a good empirical setting of casual inference. Thus we used staggering Difference-in-Difference (DID) approach to identify the impacts of insurance consolidation on medical expenditures. The data employed in this paper is the national level data of public hospital financial statement from 2009 to 2015. It's noteworthy that public hospitals in China have played a dominant role in providing medical services. Thus studying the behavior of public hospitals is important.

First, we found that the merger of health insurance has reduced medical expenditures: the public hospital revenue dropped by 3.6%, the medical expenditure per capital dropped by 2.9%, which was mainly driven by the decreased drug expenditure per capital. Second, we calculated the prefecture level HHI of social health insurance as a proxy of market concentration. We found the merger increased HHI significantly, however the HHI was still at a low level in 2015 due to high proportion of out-of-pocket expenditures. Third, in the mechanism analysis, this paper found that the cost reduction is attributed to the increased bargaining power of health insurance, instead of the difference of management modes between administrative departments. Fourth, we found the cost containment effect has not sustained and hospitals induced out-of-pocket expenditures.

The paper has empirically demonstrated the effectiveness of single payer system. This sheds light on the theoretical feasibility of consolidation of employee health insurance and resident health insurance in China, if the single-payer can suppress the physician induced demand. The lessons drawn from this paper could be useful for other developing countries, or even for the United States. We also propose a higher reimbursement level to avoid cost shifting behavior of hospitals. Lastly, we think the health security administration should play an active role of strategic purchasing in response to the rising market power of hospitals in the future.

This paper has contributed to three strands of literature, which is on single payer system, market structure of health insurance, and reforms of health security system in China. We believe that the bargaining behavior between health security administration and hospitals will become an important research topic, whether in national or local level. Also, more studies are needed on the market structure of health insurance.

Keywords: health insurance consolidation; single payer; market power; supply side cost control

JEL Classification: I11, I13, I18

附录一:赫芬达尔指数与医疗费用的关系

下面将探究赫芬达尔指数(代表医保买方垄断势力)对医疗费用的影响,估计其系数大小。这有助于更直接地说明,医保议价能力提高可以使医疗费用降低。从数据描述直观看,部分发达城市的赫芬达尔指数较高,同时医院总收入也较高。从相关关系看,附表1b第(1)(3)列结果显示,赫芬达尔指数与医疗费用的OLS结果不显著,这与Dafny等(2012)的OLS结果类似,这可能是由于遗漏变量的存在。比如城市医保体系越发达,其医保占比越高,使得HHI较高,与此同时医院收入也高。因此我们需要采取工具变量法解决内生性问题。

借鉴Dafny等(2012)的工具变量构造方法,本文使用赫芬达尔指数预期提高程度与是否改革的交互项 $\ln_Sim\Delta HHI_c \times Post_t$ 作为赫芬达尔指数的工具变量。如式(A1.1),该工具变量的思想是假设两个保险在合并后,市场份额都不变,新保险市场份额等于合并前各保险市场份额的和($S_{RenShe,-1} + S_{NCMS,-1}$)。此时保险合并带来的赫芬达尔指数增加值等于 $Sim\Delta HHI_c$ 。预测增加值再乘以是否改革 $Post_t$,得到工具变量 $Sim\Delta HHI_c \times Post_t$ 。直观上看,该工具变量仅通过两保合一带来的医保议价能力提高来影响医疗费用,不会受到需求渠道与部门管理差异渠道的影响,满足排他性假设。

$$Sim\Delta HHI_c = (S_{RenShe,-1} + S_{NCMS,-1})^2 - S_{RenShe,-1}^2 - S_{NCMS,-1}^2 \quad (A1.1)$$

$$\ln_Sim\Delta HHI_c = \text{Log}(2 \times S_{RenShe,-1} \times S_{NCMS,-1}) \quad (A1.2)$$

附表1a 两保合一的影响与工具变量一阶段结果

	(1)	(2)
回归名称	两保一对 $\ln_hhi2$ 的回归	工具变量一阶段
因变量	$\ln_hhi2$	$\ln_hhi2$
两保合一	0.354*** (0.020)	
$\ln(Sim\Delta HHI2)$		0.052*** (0.003)
控制宏观变量与其他政策	YES	YES
医院、年份固定效应	YES	YES
样本量	16339	13842

附表1b 工具变量二阶段结果:赫芬达尔指数对医疗费用的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量	总收入		药品收入	
	OLS	IV	OLS	IV
$\ln_hhi2$	-0.004 (0.006)	-0.093*** (0.025)	0.005 (0.007)	-0.167*** (0.033)
宏观变量与其他政策	YES	YES	YES	YES
医院、年份固定效应	YES	YES	YES	YES
F统计量	NA	232	NA	232
样本量	16339	13842	16339	13858

注:表格的括号中展示了稳健性标准误。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

工具变量回归一阶段与二阶段方程分别为(A2.1)与(A2.2)。从附表1a第(2)列发现,工具变量与赫芬达尔指数非常相关,附表1b中Cragg-Donald wald F统计量为232,远大于10,故不存在弱工具变量的问题。

$$\ln_HHI_{ict} = \varphi + \alpha_i + \delta_t + \theta_1 \times \ln_Sim\Delta HHI_c \times Post_t + other_reform_{it} \times \omega_1 + \beta_1 X_{ict} + \varepsilon_{ict} \quad (A2.1)$$

$$\log(Y_{ict}) = \varphi + \alpha_i + \delta_t + \theta_2 \times \ln_HHI_{ict} + other_reform_{it} \times \omega_2 + \beta_2 X_{ict} + \varepsilon_{ict} \quad (A2.2)$$

工具变量回归结果在附表1b(2)(4)列,结果显示,赫芬达尔指数提高1%,总收入下降0.09%,药品收入下降0.17%,这代表医保市场集中度提高能降低医疗费用。这也验证了假说2,两保合一会通过提高医保议价能力来降低医疗费用。而且从数值上说,两保合一使得赫芬达尔指数上升35%,因此医保议价能力上升带来的医院收入下降程度为 0.35×0.09 ,等于3.2%,与表3中两保合一的控费效果3.6%接近。故医保议价能力渠道不仅存在,还可能是最主要的渠道。

附录二:异质性、安慰剂与稳健性

1.1 政策异质性说明

本文采用Garthwaite等(2019)研究平价医疗法案政策异质性的方法。做法分为两步:第一步,修改式(1),用各城市的虚拟变量与两保合一虚拟变量的交互项 $\sum_c D_{ct}$ 作为自变量,具体回归为式(A3)。这样能识别出样本期间内合并城市的各自费用变化效应大小,最终得到55个城市的费用变化系数 γ_c (尚未合并城市的费用变化系数为空值),这代表两保合一对该市医疗费用的影响;第二步,将这55个城市的费用变化系数作为因变量,与待遇分档制、基金统筹管理模式以及改革前宏观控制变量进行截面的回归,见式(A4),最终得到配套政策对 γ_c 的影响。费用变化系数 γ_c 平均值是-0.027,符合之前的估计;值得注意的是山东大部分城市的费用变化系数都是正数,代表改革后医疗费用上升。这个现象的原因在于山东省极大提高了待遇水平,包括推广大病医疗保险,可以在式(A4)通过控制省份固定效应以避免其影响。因为两保合一一般带有省级特点,所以控制了省份固定效应。同时,改革时间不同,政策也有较大差异,所以都控制了改革年份固定效应。

$$\log(Y_{ict}) = \varphi + \alpha_i + \delta_t + \sum_c D_{ct} \times \gamma_c + other_reform_{it} \times \omega + \beta_1 X_{ict} + \mu_{ict} \quad (A3)$$

$$\gamma_c = \varphi + \alpha_p + \delta_t + \theta_1 \times FenDang + \theta_2 \times TongChou + \beta_2 X_{c,09} + \epsilon_c \quad (A4)$$

1.2 安慰剂检验

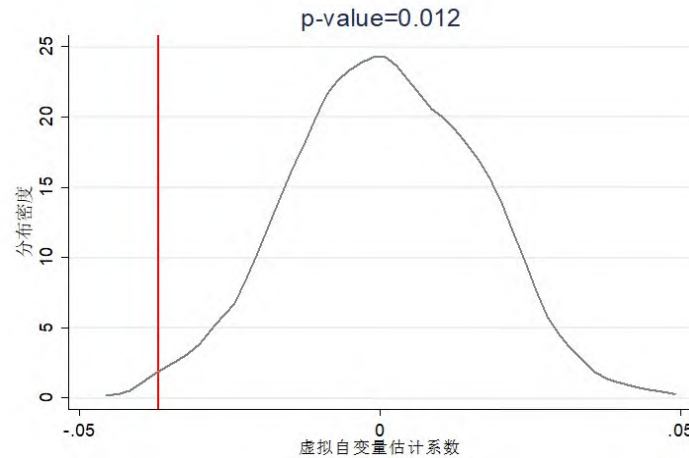
假设两保合并发生在实际合并时间的3年前,看虚拟的两保合并政策对医院收入等指标的影响是否依然显著,假如不显著则一定程度上可以排除前趋势与遗漏变量等影响。我们将式(1)中两保合并换成虚拟的两保合并政策,附表2显示的是对应结果。可知总收入、医疗收入与药品收入的系数不显著,这一定程度上可以说明本文结果不是由不可观测的内生因素导致的。与动态效应图的结果相似,安慰剂检验再一次说明医疗总费用的下降不是由于前趋势或者其他伴随的政策。

附表2 安慰剂检验:将两保合并提前3年的回归结果

	(1)	(2)	(3)
因变量	总收入	医疗收入	药品收入
两保合一	-0.006 (0.011)	-0.008 (0.011)	-0.005 (0.013)
样本量	23082	23082	23082
R-squared	0.985	0.983	0.977

注:宏观控制变量与固定效应与基准回归相同。标准误差聚类到地级市层面。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

本文所识别出的控费效果有可能是偶然因素导致的,或者基准回归设定可能遗漏了城市间随着时间变化的不可观测因素,导致本文产生错误的估计。为排除这些可能性,本文使用了置换检验(permutation test),把各市保险整合的时间进行随机分配,得到随机的、虚拟的整合时间,代入式(1)中进行回归。如果式(1)没有问题,所得的系数应该为0,反之,则会得到显著不为0的系数。本文将合并时间随机抽取500次,得到了系数的分布,即附图1。从图中可以发现,在500次随机抽取中,仅有1.2%的概率(p-value)会得出系数绝对值比基准回归结果大的情况。因此检验结果在一定程度上可以说明基准回归结果不是由不可观测的因素或偶然因素导致的。



附图1 置换检验结果

注:本图描绘了置换检验500次估计系数的分布。垂直的红色实线代表基准回归系数(表3panel A列1)。

1.3 稳健性检验说明

需要说明的是,基准回归存在潜在的问题,可能导致估计系数有偏。首先, X_{ct} 随时间变化而变化,这些变量在合并后年份里可能受到合并的影响,影响估计系数。其次,虽然老龄化程度也是两保合一的决定因素,但因为使用固定效应模型,2010年65岁以上老年人占比、2000年65岁以上老年人占比被忽略,可能会导致遗漏变量。

为了解决以上问题,检验不同的回归方程设定对结果的影响,本文修改回归方程,分别如式(A5),(A6)。式(A5)按照Gentzkow(2006)以及Li等(2016)的做法,将随时间变化的 X_{ct} 改为 $f(t) \times X_{c09}$,即基准年份的地级城市宏观变量与时间趋势的5次项的交互,作为控制变量。这样,由于 X_{c09} 在两保合并前就决定了,所以是外生的控制变量。 X_{c09} 乘上 $f(t)$,时间趋势的5次项,这拟合了宏观变量变化的时间趋势。同时,在式(A5)的设定下,老龄化因素不会因为使用固定效应模型而被忽略,所以能有效解决选择性偏误问题。回归结果如表12的Panel A,发现系数绝对值虽然略有减少,但依然负显著,两保合并降低总医疗费用的关系依然成立。最后,为了排除回归是因为控制了内生的宏观变量导致的,本文去掉所有宏观变量,如式(A6)所示,回归结果如表12的Panel B,回归系数大小与显著性不变。

$$\log(Y_{ict}) = \varphi + \alpha_i + \delta_t + D_{ct} \times \rho + f(t) \times X_{c09} + \mu_{ict} \quad (A5)$$

$$\log(Y_{ict}) = \varphi + \alpha_i + \delta_t + D_{ct} \times \rho + \mu_{ict} \quad (A6)$$

参考文献

- (1) Dafny, L., Duggan, M. and Ramanarayanan, S., 2012, "Paying a Premium on Your Premium? Consolidation in the US Health Insurance Industry", *American Economic Review*, vol.102(2), pp.1161~1185.
- (2) Gentzkow, M., 2006, "Television and Voter Turnout", *Quarterly Journal of Economics*, vol.121(3), pp.931~972.
- (3) Garthwaite, C., John, A. G., Tal, G., Zeynal, K., Victoria, R. M. and Matthew, J. N., 2019, "All Medicaid Expansions Are Not Created Equal: The Geography and Targeting of the Affordable Care Act", NBER Working Paper, No.26289.
- (4) Li, P., Lu, Y. and Wang, J., 2016, "Does Flattening Government Improve Economic Performance?", *Journal of Development Economics*, vol.123, pp.18~37.