

医保结构性改革与医疗总费用控制*

刘 宏 谈佳辉 陈秋霖

内容提要: 医疗总费用的过快增长会增加家庭、社会 and 政府的负担,进而影响全民健康覆盖的推进。本文以医保结构性改革为视角,利用2009—2015年全国公立医院财务数据,系统探究职工医保门诊共济改革对医疗总费用控制的动态效应。研究发现,相较于未实施改革的城市,改革城市的医院门诊费用在短期内显著增加,而住院费用持续下降,从而使医疗总费用在短期内无显著变化,但中长期节约约5%。这一结果主要源于门诊人次的增加和住院人次数、次均住院费用的双重下降,改革的结构优化效应在门诊报销待遇向退休职工和基层倾斜较多的城市中更为显著。门诊共济改革产生中长期控费效果的机制在于,增强医保的买方市场势力,引导医院提升门诊服务能力和住院服务效率,并有利于抑制医院过度扩张床位的动机。本文可为从供需双侧发力构建有序就医格局、合理控制医疗总费用增长、持续提升全民健康保障水平提供决策参考。

关键词: 门诊共济 医疗费用 公立医院 供方激励机制

一、引言

我国在实现全民健康覆盖的道路上已取得了历史性成就,^①用20年时间建起世界规模最大的全民基本医疗保障网,但在服务覆盖、财务保护以及卫生费用控制方面仍存在不足(Yip et al., 2019)。2009年新一轮深化医药卫生体制改革(下称“新医改”)以来(见图1),我国人均卫生费用年增长率达12.0%,高于9.3%的人均GDP增长率,也远超OECD国家均值3.4%。2023年,卫生总费用达9.06万亿元,占GDP比重达7.2%。其中,个人卫生支出占比27.3%,前者接近、后者远超OECD国家同期均值。由于人口老龄化、收入提高及医疗技术创新,若不采取有效措施,我国卫生总费用的快速增长趋势在短期内难以扭转,这不仅会威胁基本医疗保障的财务可持续性,还会不断加重政府和家庭的医疗负担。

预防是最经济、最有效的健康策略。推动患者通过门诊实现早发现、早干预、早治疗,将健康服务关口前移,是落实预防为主方针的重要路径,也是实现全民健

* 刘宏、谈佳辉,中国人民大学劳动人事学院,邮政编码:100872,电子信箱:liu_hong@ruc.edu.cn, tanjiahui@ruc.edu.cn;陈秋霖(通讯作者),中国社会科学院大学,邮政编码:102488,电子信箱:chen_qi@cass.org.cn。本文研究得到国家社会科学基金重大项目(24&ZD167)、中国社会科学院马工程重大项目(2021mgczd023)的资助。作者感谢匿名审稿专家的宝贵建议。当然,文责自负。

① 全民健康覆盖是联合国2030年可持续发展议程健康目标的重要内容,是世界各国医改的重要目标。世界卫生组织提出,其应由三个维度组成,包括人口覆盖、服务覆盖和财务保护。

康覆盖、建设健康中国的关键举措。尽管我国新医改已取得显著成效,但医疗服务利用结构仍不合理。2009—2023年,全国居民年住院率增加2.2倍,达到21.4%,而同期OECD国家住院率呈下降趋势。人均年门诊次数仅增长66%,为6.4次,略低于OECD国家6.8次的平均水平。医疗服务结构的失衡及费用增长是供需双方共同作用的结果。其中,不合理的供方激励机制是导致过度医疗和资源浪费的关键因素之一(姚宇,2014)。据世界银行(2019年)测算,我国若能改变医院费用(尤其是住院费用)在卫生总费用中的主导地位,提高门诊服务利用水平,将节省约占GDP 3%的医疗费用。

如何在全民医保覆盖的基础上,贯彻以预防为主的方针,深化医保结构性改革,优化供需双方激励机制,从而优化门诊和住院服务结构,合理控制医疗费用增速,减轻全社会就医负担,成为重要的改革议题之一。然而,多目标并行的改革充满挑战。2021年4月,《国务院办公厅关于建立健全职工基本医疗保险门诊共济保障机制的指导意见》(以下简称《指导意见》),要求调整职工医保统筹基金和个人账户结构,新增统筹基金用于报销普通门诊费用,提高门诊共济保障待遇。此次改革被广泛视为医保结构性改革的标志性举措,是我国全民健康覆盖进程中的重要一步。在此之前,大部分地区职工医保统筹基金保障住院和门诊大病,个人账户支付门诊小病。然而,这种统账结合模式不利于新时代医保制度的公平和效率:低收入参保者个账资金有限,门诊保障不足,导致门诊服务可及性受限,加剧了疾病风险和医疗负担。同时,住院和门诊报销待遇的差距使得供需双方存在将门诊转为住院的不当激励(王震和朱凤梅,2020)。此外,参保者往往低估个账资金价值,引发道德风险问题(杳钰淇等,2023)。基于地方试点的现有研究表明,门诊共济保障扩大了职工的门诊服务覆盖范围和可负担性(朱凤梅等,2021),推进治小病、防大病的健康服务关口前移(刘宏等,2024)。然而,其在医疗总费用控制和供方激励机制优化方面的效应机制尚不明晰,是当前医保改革评估亟须深入探讨的核心问题。

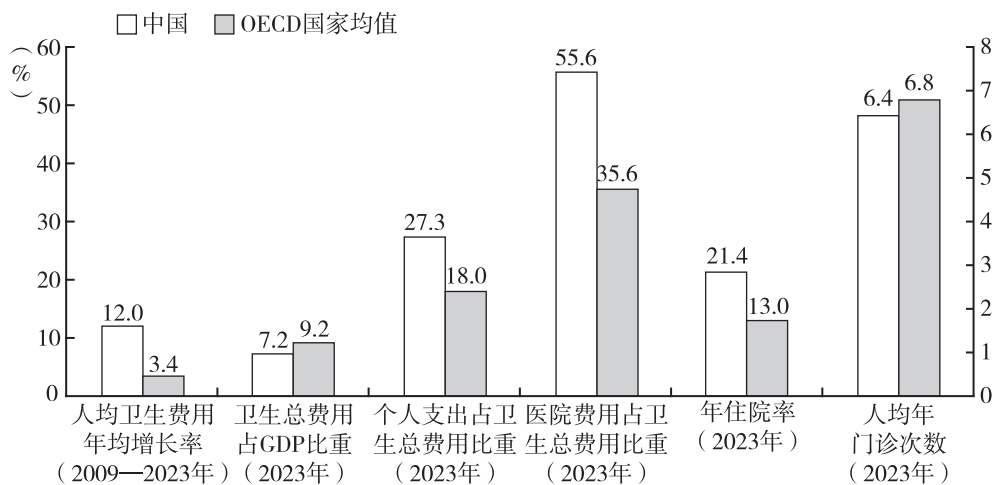


图1 中国和OECD国家的医疗费用相关指标比较

数据来源:各年中国卫生健康事业发展统计公报、《中国卫生健康统计年鉴》、国家卫生健康委卫生发展研究中心核算以及OECD Health Statistics。

鉴于这项改革在全国实施时间尚短、缺乏系统追踪数据,本文以2010—2015年部分城市先行实施、与当前全国性政策相近的职工医保门诊共济改革(以下简称“职保门诊共济改革”)为切入点,系统探究其对医疗总费用控制的全局动态效应,并特别关注公立医院供方的行为反应及其在控费长效机制中的作用。本文旨在为全国层面改革的实施评估提供经验参考与政策启示。在一般均衡理论分析框架下,门诊共济改革会改变供需双方行为,从多个渠道影响医疗总费用。首先,改革通过扩大门诊保障范围,增加参保者对医疗服务尤其是门诊服务的利用,即“总量提升效应”。其次,改革会通过门诊与住院服务间以及不同医疗机构间的服务替代,促进医疗费用结构优化,即“结构优化效应”。实践中表现为,改革缩小了门诊与住院的报销差距,减少了“小病大治”的不合理住院,并促进患者及时门诊就医,减少可以避免的住院情况。同时,改革还会通过倾斜性待遇支付引导患者基层就医,助推形成分级诊疗格局(傅卫和赵东辉,2020)。上述效应在短期主要源自医疗服务需求的变化,中长期则更多受医疗资源供给变化的影响(Finkelstein, 2007)。最后,改革在中长期还将转变医院供方的激励机制,促进形成合理控制医疗费用的长效机制,即“供方引导效应”。具体而言,医疗服务需求的变化会打破医院扩张床位、诱导住院的不良循环。同时,增强的医保统筹基金能更好地发挥战略购买作用,激励医院提供高价值、低成本的医疗服务。

本文利用2009—2015年全国公立综合医院财务报表数据,将样本期间部分城市先行实施的职保门诊共济改革视为准自然实验,构建动态双重差分模型进行因果识别,系统研究门诊共济保障对医院门诊费用、住院费用和医疗总费用的动态影响,及其背后的驱动因素和长期作用机制。研究发现:第一,相较于非改革城市,改革城市公立医院的门诊费用仅在短期增长4.6%,而住院费用则持续下降,中长期(改革后2—5年)相对降幅更为显著,达11.2%。因此,医疗总费用在短期内趋势无显著变化,但中长期节约约5%。第二,改革城市门诊费用的相对增长主要源于门诊人次的增加,住院费用的相对下降则由住院人次减少(占27%)和次均住院费用降低(占73%)共同导致。改革的结构优化效应在门诊报销待遇向退休职工和基层倾斜较多的城市中更为显著。第三,机制分析还揭示,门诊共济不仅增强了医保买方市场势力,还激励医院提升门诊服务能力,引导医院在中长期提高住院服务效率,并抑制床位规模的过度扩张倾向。

本文主要学术贡献包括:第一,从医保结构性改革的视角出发,聚焦职工医保个人账户向普通门诊共济机制的制度性转变。当前,我国医保制度已由“增量扩张”转向“存量调整”的改革阶段。然而,现有文献主要集中于医保护面、待遇提升、异地就医等增量改革,而对结构性改革如何在服务覆盖、财务保护和费用控制之间实现多重目标的研究仍然不足(赖毅等,2022)。本文以职保门诊共济改革为切入点,提供这一存量改革标志性举措的实证证据,评估其对医疗总费用控制的作用,为提升医保保障水平和基金使用效率提供参考,从而弥补现有研究的不足。

第二,在一般均衡框架下探究医保待遇保障政策的全局动态效应,揭示公立医

院供方对政策的中长期反应,为理顺供方激励机制、构建一体化服务模式及长效控费机制提供新视角。以往国内研究多基于静态或局部分析,关注医保扩张对需方的影响(陈秋霖等,2016)、医保成本分担对患者道德风险的抑制(王贞等,2023),以及医保支付方式、医药分开、财政投入等政策对供方的控费效果(马超等,2022)。然而,现有研究对供需互动的中长期动态效应关注不足,关于长效控费机制的探讨仍显薄弱,且学界尚未形成共识。本文全面探究医保待遇保障改革对医疗服务利用、医疗费用和资源供给的动态效应,弥补了已有研究的视角局限,为构建科学合理的长效控费机制提供了新证据。

第三,使用公立医院的行政管理数据,评估门诊共济改革对医疗费用的影响。现有研究多使用住户调查数据或医保患者的截面行政数据来分析职工门诊共济改革的费用效应。相比刘宏等(2024)基于个体自报数据的研究,本文使用来自卫生行政管理部门的医院财务报表数据,涵盖医疗费用、服务量和诊疗明细等医院层面的丰富信息,具有更高的数据质量与可信度。相较于朱凤梅等(2021)、朱凤梅(2021)、曹清华和宋海伦(2022)采用的单期截面数据,本文基于医院面板数据构建了动态双重差分模型,并结合事件分析法等稳健性检验,不仅增强了因果识别的严谨性,还识别出门诊替代住院的中长期效应。此外,借助医院数据优势,进一步揭示了门诊共济改革影响医疗费用的内在机制,有助于更深入理解医保政策与医疗费用的关系,为完善门诊共济保障机制提供重要启示。

党的二十届四中全会强调,要健全医疗、医保和医药协同发展和治理机制。本文为中国式现代化进程中发挥医保在“三医”协同中的重要作用提供了科学依据,并为从供需双侧发力构建有序就医格局、合理控制医疗费用增长、持续提升全民健康保障水平带来启示。

二、文献综述与机制讨论

(一)医保扩张的均衡效应与医疗费用增长

近年来,全球医疗费用持续增长,学界普遍认为其主要原因包括人口老龄化、收入增加、医保制度发展、医生诱导需求及医疗技术进步等(封进等,2015)。医保制度通过降低患者自付价格实现风险保护,但也会激励患者增加医疗服务使用,导致医疗费用过快上涨。由于健康信息的不对称,很难区分合理和过度的医疗使用,这统称为“道德风险”问题(Baicker & Goldman, 2011)。国际上,美国的兰德实验、俄勒冈实验及其他政策实验研究均证实了需方道德风险的存在(Einav & Finkelstein, 2018)。在国内,已有研究表明,全民医保制度的建立和保障水平的提升是推动我国医疗费用增长的重要因素之一(封进等,2022)。

一些国际文献进一步指出,医保扩张还会引发供方的行为反应,对医疗费用增长产生更大的长期均衡效应。例如,Finkelstein(2007)发现,1965年美国联邦医疗保险的实施促进了新医院的建立和医疗新技术的应用,其一般均衡效应远大于需方局部效应,解释了1950—1990年美国的医疗费用增长。Buchmueller et al.(2016)

发现,医疗补助牙科覆盖范围的扩大促使牙科医生雇佣更多卫生师,诊所收入增加约7%。Kondo & Shigeoka(2013)发现,日本全民健康保险推行后,医院床位数显著增加,但医院和医务人员数量变化不明显。相比之下,国内关于医保扩张对供方影响的研究较少,仅陈秋霖等(2016)基于公立医院数据发现,全民医保政策促进了医院床位数的增加,推高了住院费用。

(二) 医保制度的控费机制与效果

为控制医疗费用的不合理增长,医保通常采用多种供需控费机制。首先,通过起付线、报销比例、封顶线等非线性待遇设计,适度增加患者成本分担,减少过度 and 低价值医疗服务的使用,但需要权衡风险分担和道德风险的控费效果(Dalton et al., 2020)。其次,推进按项目付费向多元复合付费模式转变,通过供方的激励约束机制,促使医院和医生主动控制成本(Meltzer et al., 2002)。然而,World Health Organization(2015)针对亚洲国家按病种付费的研究显示,其控费效果不一,供方会通过转嫁成本和挑选患者等策略规避控费。国内研究发现,某市按病种分值付费改革使次均住院费用降低约3.5%(Lai et al., 2022),但异地患者的次均住院费用却因医院的转嫁行为上升约9.5%(马超等, 2022)。再次,商业医保合并或社会保险的单一支付者制度可以增强医保买方的议价能力,实现较低的总额预算控制和医疗服务正常供给(Yip et al., 2019)。赖毅等(2022)发现,城乡居民医保整合后,医保议价与监管能力增强,医疗总费用下降3.6%,但医院的策略性反应使控费效果局限于短期。

相较国际文献,国内关于医保如何兼顾待遇保障与合理控费的研究仍显不足。现有研究多集中在住院服务,未充分考虑医保待遇结构失衡问题。门诊和住院服务的替代关系、医疗资源供给对医疗总费用不合理增长的影响,也尚待深入探讨。

(三) 职保门诊共济改革对医疗总费用合理控制的影响机制

医疗服务市场具有典型的双边平台特征:医保制度作为“中介平台”,一端连接最终消费者(患者),另一端连接服务提供者(医疗机构)。职保门诊共济改革实质上改变了医保“平台”对门诊服务的定价结构——将原本分散于个人账户、静态封闭的支付模式,转变为由统筹基金统筹共济、动态调节的集体支付机制。这一变化一方面通过降低患者门诊自付比例,改变了其医疗服务的边际支付价格,从而调整就医行为。另一方面,也增强了医保“平台”对医疗机构的支付能力与行为约束力,从而对医疗服务供给侧产生激励和抑制作用。基于上述分析框架,本文将影响机制归纳为三个方面:总量提升效应、结构优化效应和中长期供方引导效应。

1. 总量提升效应

职保门诊共济改革扩大了医保统筹基金对门诊服务的覆盖,降低了患者门诊服务的自付价格,促使医疗服务需求,特别是门诊服务需求的增加,进而导致医疗费用的上升,这一机制称为“总量提升效应”。Lu et al.(2019)基于某县新农合报销数据的测算显示,农村参保者门诊服务需求的价格弹性为-0.45—-0.67,高于国际文献中-0.2—-0.3的估计值。这表明,相比发达国家,我国患者门诊需求对价格更

敏感。特别地,改革前个人账户资金有限、门诊费用负担较重的低收入职工、慢病患者和退休人员,往往因预算约束而缺乏门诊服务的可及性和及时性(何文和申曙光,2018)。职保门诊共济改革一方面改善了这类群体的门诊服务可及性,增加了合理需求。另一方面,也可能因价格下降带来一定的道德风险,导致部分不合理需求的上升。现有文献为总量提升效应提供了初步的实证支持。朱凤梅等(2021)和朱凤梅(2021)基于2017年职工医保抽样数据发现,门诊共济与职工门诊服务利用及费用呈显著正相关关系,其中无起付线、有封顶线模式对门诊费用的影响最小。刘宏等(2024)利用CHARLS数据发现,门诊共济使职工门诊服务利用率提升3.6%,并使门诊费用增长约22.4%。然而,上述研究存在一定局限性,前两项研究使用截面数据,缺乏因果推断的效力,而后一项研究存在自报数据测量误差的问题。

总量提升效应还可能对住院需求产生一定的正向溢出效应。一方面,门诊共济改革增强了医保保障力度,门诊自付价格的下降产生了收入效应,可能进一步增加患者的住院需求。另一方面,门诊可及性的改善有助于提高疾病诊断率和诊断准确度,进而促使病情较重的患者能更及时地获得或选择更高质量的住院服务。

2. 结构优化效应

本文所定义的“结构优化效应”,其核心机制在于:职保门诊共济改革会通过门诊与住院服务的替代效应,优化门诊和住院费用结构,从而抑制医疗总费用的不合理增长。我国以往的职工医保模式重住院、轻门诊,导致部分患者和医院“小病大治”,即用住院治疗门诊可以解决的疾病;或“小病不治”,即将门诊可治的小病拖成需要住院的大病,造成高住院率现象(何文和申曙光,2018)。职保门诊共济改革后,门诊对住院的替代效应体现在两个层面:一方面,职保门诊共济改革缩小了门诊与住院医保待遇的差距,减少了医院和患者将门诊转为住院的经济动机。另一方面,患者能以较低成本获得预防保健、及时治疗、慢病管理等门诊服务,从而预防疾病发生、遏制病情恶化,甚至改善健康状态,进而减少高成本住院治疗的需求,优化门诊和住院费用的结构,控制医疗总费用的不合理增长(刘宏等,2024)。

国际实证文献一直很关注门诊与住院费用的替代关系,但尚未形成一致结论(Kaestner & Sasso, 2015)。国内关于门诊共济的实证文献总体支持门诊与住院费用存在一定的替代关系,但对于替代效应是否能够降低医疗总费用的证据有限,且存在较大分歧。一些研究表明,职保门诊共济改革显著降低了职工的住院率和住院费用(曹清华和宋海伦,2022;何文和申曙光,2018;朱凤梅等,2021),但朱凤梅等(2021)发现,改革后医疗总费用有所增加。在城乡居民医保的研究中,王贞等(2023)基于某市医保报销数据发现,当患者达到门诊封顶线后,住院服务的利用增加,模拟分析显示,若取消门诊封顶线可能节约医疗总费用。

此外,本文进一步提出“结构优化效应”还可能包含一个拓展机制,即医疗服务供给层级之间的结构优化。具体而言,职保门诊共济改革通过向基层倾斜的差异化待遇政策(如更高报销比例、更低起付线),可能引导价格敏感型患者从高层级医院转向基层门诊就医,从而促进不同层级之间的门诊服务替代,优化整体费用结

构,有助于合理控制高层级医院的医疗(尤其是门诊)费用增长(傅卫和赵东辉,2020)。然而,当前关于该机制的实证证据仍相对有限。

3. 中长期供方引导效应

根据单一支付者理论(Herndon,2002),当医保支付方具备较强的市场议价能力时,能够通过调整支付机制与激励结构,引导医疗服务供给行为,进而有效控制医疗费用。在我国现行制度框架下,职工医保统筹基金虽不构成完全意义上的“单一支付者”,但职保门诊共济改革通过扩大统筹基金的支付能力与覆盖范围,强化了其作为主导支付方的地位与功能,有助于提升医保的战略购买职能,更有力地推动支付方式改革,在中长期有效引导医院的服务行为与资源配置,从而对医疗总费用的控制发挥持续作用。这一机制可称为“供方引导效应”。由于医院供方的短期供给弹性较小,相较于患者需求的迅速反应,供方对门诊共济改革的行为反应具有滞后性(Kondo & Shigeoka,2013)。因此,门诊共济保障的供方引导效应会在中长期成为合理控制医疗总费用的关键机制。然而,目前尚无文献对此提供实证支持。

首先,职保门诊共济改革所带来的门诊服务需求增长,可以提升门诊收入在医院总收入中的比重,弱化医院扩张床位、争取住院收入的经济动机,使其更加重视门诊服务能力的发展。公立医院作为医疗服务主要供给方,因直接财政补助不足,具有较强的趋利动机和规模扩张倾向。在医保基金主要用于住院报销的情况下,医院倾向于将资源配置于住院服务,扩充床位、投资病房建设及高端设备,以实现收入最大化,甚至可能诱导患者过度住院和检查(Zhou et al.,2021)。

其次,职保门诊共济改革会提高医保统筹基金对各类医疗服务的购买力,增强其买方市场势力,从而更有效发挥医保的战略购买功能。具体而言,该机制一方面促使服务供方,特别是具有一定垄断地位的公立医院,提供更多符合公众健康需要的非住院类高价值医疗服务,以构建以人为本的连续、整合型医疗服务体系(世界银行,2019)。另一方面,门诊共济还会推动门诊付费方式从按项目付费,向以按人头付费为主的复合付费方式转变,解决当前对医务人员劳务价值的低估问题,改变供方依赖单项服务(如药品、检查)获利的经济激励,引导医院更高效地利用资源为患者提供服务。2019年,公立医院近一半的医疗收入来自医保直接结算(李珍等,2021),这为医保激励和约束公立医院的供给行为提供了重要组织基础。然而,改革前职工医保在门诊共济保障方面的缺失削弱了基金的战略购买功能,难以有效推动医院建立以患者为中心的服务模式。

三、政策背景

1998年,我国建立了统筹基金和个人账户相结合的城镇职工基本医保制度:门诊和购药等小额费用由个人账户承担,住院及重病门诊等大额费用由统筹基金支付。随着人口老龄化加速、慢性病负担加重及医疗技术进步,医保个人账户与职工门诊就医需求的矛盾日益突出,导致“小病不治”与“小病大治”等问题愈加严重,削弱了医保制度的公平与效率(王震和朱凤梅,2020)。

在2021年《指导意见》出台前,部分城市已开展职工医保门诊共济改革的地方试点,但在筹资机制、保障范围和待遇水平方面存在较大差异(刘宏等,2024)。根据样本期及此前开展试点的60个城市政策数据,筹资方式包括从个人账户划转、统筹基金结余划拨或单位缴纳附加费用等。保障范围方面,部分城市仅报销基层医疗机构的门诊费用(如南通),或设定基层首诊等门槛(如东莞)。待遇水平方面,不同城市门诊报销比例、起付线和封顶线标准差异明显:针对在岗职工在二、三级医疗机构就诊的普通门诊,报销比例多在20%—85%之间,中位数为45%。起付线多在0—2000元,中位数为200元。封顶线多在240—15000元,中位数为1300元。整体来看,地方试点在政策设定上分化较大,政策一致性有待提升。

2021年《指导意见》的出台,为全国层面职保门诊共济改革提供了统一的顶层设计。截至2022年初,各省均已出台相应实施方案,核心内容包括:一是单位缴费不再划入个人账户,全部计入统筹基金,建立普通门诊共济保障机制。二是门诊统筹报销范围覆盖各级定点医疗机构。三是普通门诊医疗费用的政策范围内报销比例起步为50%。^①从地方试点到全国推进,职保门诊共济改革取得了显著进展。政策梳理显示,广州、常州等11个城市的试点模式与当前全国性改革相近。^②本文将这11个城市作为处理组,旨在深入理解2021年前地方试点对医疗总费用的实际影响和作用机制,为全国范围内职保门诊共济改革实施效果的评估提供参考。

四、数据与识别策略

(一)数据来源

本文使用的是2009—2015年全国公立医院年度财务统计报表数据,来自原国家卫生和计划生育委员会,涵盖31个省份、341个城市的卫生计生部门开办的所有医院与部分政府其他部门开办的医院。原始样本医院的数量、诊疗服务量和费用规模均与“卫生计生部门办综合医院”的统计数据高度一致。根据研究需要,本文将样本限定在4664家公立综合医院,并剔除样本期内编制床位数均小于100张的,以及职工医保基金收入为0的医院(约占0.5%)样本。

本文手工收集并梳理了2015年之前地方试点政策,数据来源包括各地政府网站和北大法宝。对于2009年6月及之前实施改革的16个城市,因缺乏改革前数据,予以剔除。2010—2015年,实施职保门诊共济改革的城市共有44个。参考2021年《指导意见》,本文以“待遇覆盖所有医疗机构”和“门诊报销比例 $\geq 50\%$ ”为依据,筛选出11个政策设计与全国现行改革非常接近的城市作为处理组,共包含203家医院的1287个观测值。以样本期间内未实施改革的225个城市为控制组,共包含

^① 多数省份在报销待遇上向基层医疗机构和退休人员倾斜。其中,三级医院的报销比例多为50%—60%,二级医院为55%—70%,基层医院则达60%—90%;退休人员的报销比例相较在职人员高出约5%—10%。

^② 因篇幅所限,相关内容详见本刊网站登载的附录。

2783家医院的18390个观测值。最终,本文的主样本为一个包含2986家医院的非平衡面板数据,共计19677个观测值,覆盖28个省份236个城市。

本文还从各年《中国卫生健康统计年鉴》《中国城市统计年鉴》及第六次全国人口普查分县统计资料中收集了地级市层面的经济社会特征变量,包括人均财政支出、在岗职工人数、每千人医院床位数、60岁以上老年人口占比、人均地区生产总值、城镇常住人口、在岗职工平均工资、人口城镇化率、第二产业产值占比等。此外,还获取了省份层面职工医保基金累计结余、参保人数和人均卫生支出数据。

(二)变量构建

本文的核心解释变量是城市层面是否实施了与全国现行改革相近的职保门诊共济改革。关于费用结果变量,采用医院当年医疗业务收入衡量医疗总费用,包括门诊收入和住院收入,分别对应门诊费用和住院费用。此外,还关注医院统计的门诊人次和出院人次数,并据此计算了次均门诊费用和次均住院费用。前者反映医疗服务量的变化,后者则衡量患者的医疗费用负担水平。同时,根据医院从不同医疗服务中获得的收入,进一步分析了门诊和住院费用在服务、药品、检查三类项目中的具体构成。其中,服务费用涵盖挂号费、床位费、诊察费、治疗费、手术费、护理费和药事服务费等。

本文参考权威文献(赖毅等,2022; Dafny et al., 2012),构建了城市层面公立医院市场的医保赫芬达尔指数(HHI),用于衡量医保购买能力,并使用两种计算方式:(1) $HHI1 = 10000 \times \sum_{k=1}^5 S_k^2$,其中, S_k 分别为城职保、城居保、城乡居民医保、新农合和其他保险支出占该城市公立医院医疗总费用的比重;(2)HHI2将前三种医保合并为一个类别,计算为 $HHI2 = 10000 \times \sum_{k=1}^3 S_k^2$,因为大部分地区样本期间前三种医保由人社部门管辖,而新农合由原卫生计生委管理。

本文还构建了衡量公立医院收入结构、服务能力和资源配置的一组变量。医院收入结构的变量有2个:从职工医保基金和城乡居民医保基金中获取收入占医疗业务收入的比重。服务能力变量包括6个:(1)门诊一住院转化率,即出院人次数除以门诊人次数。(2)门诊手术收入,体现医院提供优质门诊服务及通过门诊处理较复杂病情的能力。(3)实际开放床位数,反映住院服务能力,若实际开放床位数高于编制床位数,则是医院规模扩张的一种表现。(4)床位使用率,即住院患者实际占用总床日数与实际开放总床日数之比,^①反映病床资源利用效率。(5)平均住院日,这是衡量医院运行效率、医疗质量和管理水平的综合性指标,在我国公立医院绩效考核中要求逐步降低。(6)床位周转次数,等于出院人次数除以平均开放床位数,反映医院病床的工作效率。资源配置变量包括4个:在职医生和护士数,反映人力资源情况,2013年及以后纳入统计;医院负债总额和固定资产净值增长率,反映举债规模、投资设备及新建工程情况,体现医院的规模扩张状况。^②

① 患者实际占用总床日数为医院各科每日午夜12点因患者住院占用的病床数的总和。

② 因篇幅所限,本文样本的描述性统计信息及关键变量与统计数据的比较详见本刊网站登载的附录。

(三)识别策略

本文利用样本期间部分城市实施的职保门诊共济改革作为准自然实验,基于2986家公立综合医院的面板数据,构建渐进双重差分(DID)固定效应模型,考察职保门诊共济改革对医疗费用的影响。回归模型设定如下:

$$Y_{ict} = \beta Policy_{ct} + \gamma X_{it} + \delta_i + \mu_t + \rho Base_{c2009} \times \omega_t + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

其中,被解释变量 Y_{ict} 表示城市 c 中医院 i 在 t 年的医疗业务收入,作为医疗总费用的衡量指标,包括门诊和住院费用。此变量可进一步分解为服务量(门诊人次、住院人次)和次均费用(次均门诊费用、次均住院费用),或按类型分为服务费用、药品费用和检查费用,均取对数形式。 $Policy_{ct}$ 是一个二值变量,表示城市 c 在 t 年是否实施了职保门诊共济改革。需要说明的是,由于政策自执行至全面落地通常需要一定的时间,而医院财务数据为年末统计口径,若政策于1—6月开始执行,视为当年实施。若政策于7—12月开始执行,且政策发布至开始执行时间不足3个月,则将下一年视为实际实施年。在此设定下,本文11个处理组城市分别在2010年(6个)、2011年(2个)和2012年(3个)开始实施门诊共济改革。

X_{it} 是医院层面时变的控制变量,包括年度财政收入和年初固定资产数额,以控制预算约束和资产规模对医院行为的潜在影响。 δ_i 是医院固定效应,涵盖非时变的医院特征。 μ_t 是年份固定效应。 ε_{ict} 是随机扰动项。回归标准误聚类在城市一年份层面。系数 β 表示门诊共济改革对医疗费用的平均处理效应。

根据本文的一般均衡理论分析,职保门诊共济改革的政策效应可能随时间动态变化,特别是本文重点关注的供方引导效应相较于需方机制通常需要更长时间显现。参考刘宏等(2024),本文建立如下的动态双重差分模型:

$$Y_{ict} = \sum_{k=1}^3 \theta_k Post_{ct}^k + \gamma X_{it} + \delta_i + \mu_t + \rho Base_{c2009} \times \omega_t + \varepsilon_{ict} \quad (2)$$

其中, $Post_{ct}^1$ 、 $Post_{ct}^2$ 、 $Post_{ct}^3$ 均是二值变量,分别表示城市 c 自改革实施后的1年内、2—3年、4—5年。对于未实施改革的城市,上述变量取值始终为0。核心系数 θ_1 、 θ_2 、 θ_3 分别代表职保门诊共济改革的短期、中期和长期影响。其余变量的含义同式(1)。

然而,上述计量模型可能面临内生性问题,即各地并非随机实施职保门诊共济改革,例如,统筹地区通常根据医保基金收支状况、人口结构变化、医疗资源等因素,决定是否实施职保门诊共济改革,而这些宏观因素可能直接影响医疗费用。为此,本文在回归中加入一系列城市层面改革前宏观特征变量与年份固定效应的交互项 $Base_{c2009} \times \omega_t$,以控制处理组与控制组城市间原有特征差异所带来的医疗费用不同变化趋势。 $Base_{c2009}$ 包括2009年省级层面职工医保基金累计结余对数(反映医保基金可持续性)、城市层面60岁及以上人口比例(反映人口老龄化的医疗费用风险)、在岗职工人数对数(指代城镇职工参保规模)、人均财政支出对数(反映当地经济发展水平和公共服务能力)、每千人医院床位数对数(反映当地医疗资源)。此外,还利用事件分析法进行平行趋势检验、异质性处理效应的稳健性检验,尝试进

行安慰剂检验,并控制更多可能影响改革实施的潜在因素以及同期其他医改政策的影响,以进一步说明本文计量设定的有效性和稳健性。

五、实证结果

(一)基准回归

表1第一部分基于式(1),利用医院面板数据,汇报了职保门诊共济改革对医院层面门诊费用、住院费用和医疗总费用的平均效应估计结果。奇数列控制了医院特征变量、医院和年份固定效应,结果表明,职保门诊共济改革对门诊费用的影响不显著,而住院费用和医疗总费用则显著下降。然而,由于未充分考虑政策的内生性,上述结果可能存在估计偏误。为此,偶数列进一步控制了可能影响改革实施的城市前定变量与年份固定效应的交互项。可以看出,相较于非改革城市的医院,改革使医院门诊费用显著增加3.8%,住院费用显著下降8.5%,相应的医疗总费用显著下降3.4%。这一发现与刘宏等(2024)关于职工门诊服务利用率提升3.6%的结论以及朱凤梅等(2021)关于患者年住院费用降低9.2%的结果相互印证。

表1 基准回归:职保门诊共济改革对医疗费用的影响

因变量	门诊费用		住院费用		医疗总费用	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
A. 平均效应						
实施职保门诊共济改革	0.003 (0.017)	0.038** (0.015)	-0.102*** (0.016)	-0.085*** (0.018)	-0.059*** (0.015)	-0.034** (0.016)
B. 动态效应						
职保门诊共济改革实施1年内	0.028** (0.013)	0.046*** (0.014)	-0.065*** (0.018)	-0.068*** (0.018)	-0.026* (0.014)	-0.021 (0.016)
职保门诊共济改革实施2—3年	-0.008 (0.021)	0.029 (0.019)	-0.132*** (0.017)	-0.103*** (0.020)	-0.083*** (0.018)	-0.047** (0.019)
职保门诊共济改革实施4—5年	-0.049* (0.025)	0.029 (0.027)	-0.146*** (0.027)	-0.112*** (0.031)	-0.104*** (0.024)	-0.051* (0.027)
医院固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
医院特征变量	是	是	是	是	是	是
前定变量×年份固定效应	否	是	否	是	否	是
观测值	19677	19677	19677	19677	19677	19677
R ²	0.752	0.754	0.777	0.780	0.823	0.826

注:标准误聚类在城市一年份层面。***、**、*分别表示1%、5%和10%的水平上显著。下同。

表1第二部分基于式(2),进一步报告了职保门诊共济改革对医院医疗费用的动态效应估计。结果表明,相较于非改革城市的医院,改革城市医院门诊费用在政

策实施的第1年显著上升4.6%,但在改革后2—3年和4—5年的估计系数虽为正值,但在统计意义上分别为边际显著和不显著。与之形成鲜明对比的是,处理组医院住院费用在改革后呈现持续下降趋势,且下降幅度随时间逐渐扩大。更为重要的是,医疗总费用在改革后第1年因门诊和住院费用的反向变动未出现显著变化,但在改革后2—3年和4—5年分别显著下降了4.7%和5.1%,意味着职保门诊共济改革对医疗总费用具有中长期控制效应。这些结果不同于朱凤梅等(2021)基于截面数据的静态研究,但与本文关于门诊—住院费用结构优化的理论预期一致。除需方作用机制外,职保门诊共济改革还在中长期通过引导医院资源配置,对医疗总费用控制产生持续的一般均衡效应。

(二)稳健性检验^①

1. 事前趋势检验与异质性处理效应稳健估计

为检验渐进双重差分模型设定的事前趋势相似性,本文在模型中加入改革城市政策实施前后各相对年份虚拟变量(D_{ct}^k)的交互项,以实施前1年($k = -1$)为基准年,进行事件研究估计。本文11个处理组城市的改革年份为2010—2012年,允许观察到改革前3年和改革后5年($-3 \leq k \leq 5$)。此外,由于渐进双重差分模型设定的估计量是多个标准双重差分模型估计量的加权平均,若处理效应在时间上存在异质性,可能会因负权重导致偏误。为此,参考最新文献,采用不同方法对式(3)进行估计,获得异质性处理效应下的4个稳健估计量,同时报告了双向固定效应的估计结果。其余变量定义同式(2)。

$$Y_{ict} = \sum_{k=-1, k=-3}^5 \tau_k D_{ct}^k + \gamma X_{it} + \delta_i + \mu_t + \rho Base_{t2009} \times \omega_t + \varepsilon_{ict} \quad (3)$$

结果显示,职保门诊共济改革实施前各年份的估计系数均不显著,表明改革和非改革城市的医疗总费用变动趋势均无显著的事前差异,未拒绝事前趋势平行的假设。而改革后,处理组的医疗总费用变化模式与本文主结果一致。

2. 安慰剂检验

本文选取样本期内职保基金收入为0的45家医院,这些医院多为服务于特定职业群体的医院、非医保定点医院或职工患者很少的县医院。若有其他因素影响估计结果,这些医院费用应随之变化。然而估计系数均不显著。

3. 加入更多控制变量

第一,进一步控制更多可能影响政策实施的地区前定变量与年份固定效应的交互项。这些变量包括基期各省职工医保参保人数对数(2009年)、人均卫生费用(2011年),以及各市人均GDP对数(2009年)、在岗职工平均工资对数(2009年)、第二产业产值占比(2009年)、城镇常住人口对数(2010年)、人口城镇化率(2010年)。第二,在回归中加入了七大区域×年份固定效应,使得政策效应的估计仅依赖于同一地区内未实施改革城市的对比。第三,排除公立医院改革和医保总额控制政策的干扰。政府于2010年启动公立医院综合改革,先后确定三批国家联系试点城市,

^① 因篇幅所限,稳健性检验部分的估计结果详见本刊网站登载的附录。

本文参考赖毅等(2022),进一步控制了城市 c 在 t 年是否为公立医院改革试点城市的虚拟变量和医院确认无法收回的医保应收款。第四,排除城乡居民医保改革政策的干扰。本文进一步控制两个虚拟变量,分别表示城市 c 在 t 年是否实施居民医保门诊统筹,以及省份 p 在 t 年是否开展两保合一。第五,控制强基层建设和慢性病管理政策的干扰。本文进一步加入各省各年基层医疗卫生机构数对数、每万人基层医疗机构床位数和人员数对数,以及各城市各年国家级慢性病综合防控示范区的占比。第六,排除同期公共卫生政策的干扰。本文加入了各省各年每万人公共卫生机构人员数对数、甲乙类传染病发病率对数、孕产妇系统管理率和健康教育次数对数作为控制变量。上述检验的回归结果均稳健。

4. 工具变量法

考虑到难以穷尽所有可能影响医疗费用和门诊共济改革的因素,本文进一步采用工具变量法加强因果识别。具体地,依据各地级市职工医保历史政策,计算样本城市 c 所在省份 p 在基期(2009年)及以前已实施职保门诊共济改革的城市比例($PShare_{2009_p}$),并与线性时间趋势 t 相乘,构建工具变量 $IV_{pt} = PShare_{2009_p} \times t$ 。该变量在理论上具备良好的相关性与外生性:省内早期改革城市越多,其他城市越可能因“示范效应”与“政策竞逐”而跟进,且随着时间推移,相关性越强。一阶段回归的F值为25.58,有效排除了弱工具变量问题。外生性方面,鉴于样本期内职工医保以市级统筹为主,省内其他城市的早期政策难以直接影响本地医疗费用。本文通过医院和年份固定效应控制了工具变量构成要素的潜在直接影响。IV估计结果与主结果一致,进一步增强了本文主结果的可信度。

5. 使用不同的处理组设定和样本

本文放宽处理组筛选标准,纳入更多改革城市作为处理组。2009—2015年,除主设定的11个处理组城市外,另有33个城市也实施了职保门诊共济改革,但其门诊报销待遇与全国现行改革差异较大。本文以“待遇覆盖所有医疗机构”为唯一筛选标准,将处理组扩展为29个城市。进一步地,不作任何筛选,将44个改革城市全部纳入处理组。结果显示,住院费用和医疗总费用在上述设定下仍显著下降。只要门诊保障待遇覆盖本文样本医院,改革城市的医院门诊费用显著增长。然而,在将所有改革城市纳入的设定下,医院门诊费用的变动不显著。本文认为,可能原因在于部分改革城市的门诊统筹范围仅覆盖基层:(1)这些机构未被本文数据所涵盖,导致改革效应难以在样本医院中体现,稀释了整体估计结果;(2)改革可能提升了参保者对基层的门诊利用,在一定程度上削弱了对医院门诊的需求增长。

6. 减少控制组样本

本文还采用倾向得分匹配DID,在城市和医院层面分别进行匹配,提高控制组可比性并提升处理组的占比。在城市层面,基于城市基期的5个特征变量(同表1前定变量),利用Logit模型估算改革倾向得分,进行1:5近邻匹配,得到与11个改革城市($N=1287$)特征相近的25个控制组城市($N=3260$)。在医院层面,进一步引入

医院基期的5个特征变量,^①进行Logit回归和1:5匹配,获得114家处理组($N=768$)与190家控制组医院($N=1290$)。匹配后DID结果与主回归结果一致。

此外,还从基准回归的225个控制组城市(2783家医院)中,随机抽取与处理组规模相当的样本子集(11个城市或203家医院),重复进行1000次估计,并绘制回归系数的密度分布图。结果显示,医疗总费用的主回归系数位于分布中心,约91%和99%的估计系数为负值,进一步验证了主结果的稳健性。

六、机制分析

(一)总量提升效应

本文将医院层面的门诊和住院费用分解为就诊人次数和次均费用:前者一定程度上反映了改革对医疗服务可及性的广延边际影响,后者则更多体现了医患共同决策下的集约边际调整。已有研究表明,由于药品和检查的高利润空间,医院会利用信息不对称进行需求诱导,表现为“以药养医”和“以检养医”(杜创,2013)。为此,本文考察了次均费用中服务、药品和检查费用在改革后的变化。需要说明的是,相关被解释变量均为对数形式。

表2列(1)(2)表明,职保门诊共济对改革城市医院门诊费用的正向影响主要源于门诊人次数的增加,而次均门诊费用在改革后各期均无显著变化。^②具体而言,门诊人次在改革后第1年和第2—3年显著增加5.6%和7%,但在第4—5年增加不显著。这表明,总量提升效应(门诊需求扩张)是改革后门诊费用短期上升的主导机制。但可能随着职保门诊共济在促进基层就医、分级诊疗和减少个账浪费方面的作用逐渐显现(傅卫和赵东辉,2020),医院门诊人次数的增长趋于放缓。

在此基础上,虽然无法直接区分门诊人次数的增加中,哪些源于门诊可及性改善的合理需求,哪些可能反映不合理的道德风险,但可以通过次均门诊费用的构成变化加以初步判断。表2列(3)—(5)结果显示,尽管次均门诊费用总额未显著变化,但其费用结构出现明显改进。具体表现为:次均服务费用在改革后第2—3年和第4—5年分别显著提升7.2%和13.6%;次均检查费用则持续下降,平均降幅为13.0%;而次均药品费用在各期均无显著变化。上述结果可能源于供需双方的共同调整。一方面,改革改善了门诊可及性,使部分原先“小病不治”的患者转向“小病及治”。这类患者病情较轻,诊疗过程更多依赖医生问诊、基础治疗等劳务性环节,而非高成本的辅助检查。另一方面,改革缩小了住院与门诊待遇差距,减少了“小病大治”现象,从而降低了与不必要住院或供方诱导住院相关的入院前过度检查。同时,在改革引导下,医院也更注重提升门诊服务能力和体现技术劳务价值,推动费用结构向服务环节倾斜。

^① 变量包括医院财政收入对数、固定资产对数、编制床位数对数、建筑面积对数、医务人员数对数。

^② 改革后次均门诊费用未显著变化,可能源于两类相反效应的抵消:一方面,门诊可及性改善使部分原先“小病不治”的患者转向“小病及治”,新增患者病情较轻,拉低次均门诊费用;另一方面,部分病情较重、原本会选择住院的患者改在门诊环节接受治疗,其诊疗成本较高,可能推高次均费用。

表2 机制分析:职保门诊共济改革对门诊费用分解和构成的影响

因变量	门诊费用分解		次均门诊费用构成		
	门诊 人次数	次均 门诊费用	次均 服务费用	次均 药品费用	次均 检查费用
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
A. 平均效应					
实施职保门诊共济改革	0.061** (0.026)	-0.023 (0.024)	0.055* (0.029)	0.010 (0.034)	-0.130*** (0.030)
B. 动态效应					
职保门诊共济改革实施1年内	0.056** (0.025)	-0.011 (0.025)	0.026 (0.035)	0.016 (0.033)	-0.094*** (0.031)
职保门诊共济改革实施2—3年	0.070** (0.035)	-0.041 (0.029)	0.072** (0.033)	0.004 (0.038)	-0.179*** (0.035)
职保门诊共济改革实施4—5年	0.052 (0.041)	-0.023 (0.039)	0.136*** (0.048)	0.005 (0.054)	-0.139*** (0.051)
观测值	19677	19677	19677	19677	19677
R ²	0.315	0.249	0.101	0.136	0.206

(二)结构优化效应

1. 核心机制:门诊—住院服务结构的优化

表3列(1)(2)显示,职保门诊共济导致处理组(相较于控制组)住院费用下降的27%来自住院人次数减少(广延边际),尤其在改革后第2—3年住院人次数显著减少3%;其余73%来自次均住院费用的下降(集约边际),且降幅从改革后第1年的4.3%逐步扩大至第4—5年的12%。表3列(3)—(5)显示,次均住院费用构成中,次均服务费用的降幅较小(平均5.7%),且仅持续到改革后第2—3年;而次均药品费用和检查费用的降幅较大(平均分别为8.7%和8.4%),并随改革推进而逐渐扩大,到第4—5年分别达到18.9%和14.1%。这表明,从长期来看,门诊共济优化了次均住院费用结构,提升了反映医务人员劳务价值的服务费用占比,降低了药品和检查费用占比。

表2和表3的结果印证了本文提出的结构优化效应核心机制:门诊共济通过增加门诊服务利用,对住院服务产生了明显的替代效应,从而优化了门诊—住院费用结构。其作用机制主要体现在两个方面:一方面,改革减少了因门诊报销缺失而导致的过度住院和低标入院(朱凤梅,2021)。但由于住院与门诊的报销待遇差距尚未完全消除,其结构优化效应更多体现为集约边际的改善,广延边际作用相对有限。另一方面,改革通过及时治疗有效预防小病恶化,减轻住院患者的疾病严重程度,从而降低了次均住院费用。此外,次均住院费用的中长期下降及其费用结构优化,还可能源于供方引导效应下医院中长期的资源配置调整。门诊共济削弱了医院依赖住院(尤其药品和检查)盈利的动机,推动医疗资源由住院向门诊环节倾斜,

促使诊疗模式从“以药养医、以检养医”转向提升服务质量和效率,从而形成控费长效机制。后文将提供医院行为变化的直接证据。

表3 机制分析:职保门诊共济改革对住院费用分解和构成的影响

因变量	住院费用分解		次均住院费用构成		
	住院人 次数	次均 住院费用	次均 服务费用	次均 药品费用	次均 检查费用
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
A. 平均效应					
实施职保门诊共济改革	-0.023 (0.016)	-0.062*** (0.016)	-0.057** (0.022)	-0.087*** (0.026)	-0.084*** (0.017)
B. 动态效应					
职保门诊共济实施改革1年内	-0.024 (0.018)	-0.043*** (0.015)	-0.063*** (0.023)	-0.052** (0.025)	-0.067*** (0.018)
职保门诊共济实施改革2—3年	-0.030* (0.017)	-0.073*** (0.017)	-0.052* (0.027)	-0.107*** (0.028)	-0.093*** (0.017)
职保门诊共济实施改革4—5年	0.007 (0.028)	-0.120*** (0.021)	-0.039 (0.030)	-0.189*** (0.038)	-0.141*** (0.024)
观测值	19677	19677	19677	19677	19677
R ²	0.516	0.538	0.127	0.229	0.591

本文进一步结合是否向退休人群倾斜的政策特征差异,开展异质性分析,以验证结构优化效应核心机制的有效性。首先,退休人群的高住院率问题更为突出,门诊共济的“治小病、防大病”替代机制在慢性病高发的退休人群中效果可能更为明显。因此,本文推断,若政策向退休职工倾斜,“门诊替代住院”机制将更突出,医疗费用的控制效果也更显著。根据改革城市的门诊起付线、封顶线和报销比例中是否存在任一项退休人员优待,将其分为5个倾斜城市和6个非倾斜城市,分别作为处理组进行回归。图2A-C显示,政策向退休职工倾斜的城市中,门诊费用增长持续到改革后第2—3年,住院费用的长期降幅则更为明显,因而医疗总费用的长期控制效果主要体现在此组城市,这与本文的理论预期一致。

2. 拓展机制:医疗机构层级结构的优化

门诊共济改革的结构优化效应还包括一个拓展机制,即可能通过对基层医疗机构实行更高报销比例等差异化待遇设计,引导患者从高层级医院向基层分流,从而有效抑制高层级医院门诊费用的过快增长。为检验该机制,根据政策文件中基层与高层级医院的门诊报销比例差距(0—20%)、基层报销比例及年封顶线三个指标,对11个改革城市进行综合排序,将排名前6位的城市定义为基层倾斜程度较高组,后5位的城市定义为倾斜程度较低组,分别作为处理组进行回归。

如图2D-F所示,相较于非改革城市,倾斜程度较高的改革城市中,门诊费用仅

在短期增加3.1%，而倾斜程度较低的改革城市的门诊费用呈现持续且更大幅度的增长。这表明，当各级医疗机构的门诊待遇相近时，患者更倾向于选择高层级医院就医，而梯次设置的门诊待遇有助于引导患者向基层分流，形成有序的诊疗格局。同时，两组的住院费用降幅相似，因而医疗总费用的控制效果更明显地体现在基层倾斜程度较高的城市。这为门诊共济改革通过医疗机构层级间的服务结构优化提供了初步的实证支持，也为强化门诊待遇向基层倾斜的政策力度提供了参考。^①

(三) 供方引导效应

1. 医保买方势力

本文从医院层面考察医保资金占医院医疗收入的变化情况。表4列(1)(2)显示，相较于控制组，改革后处理组医院医疗收入中职工统筹基金的占比显著增加3.6%。同期，居保基金占比未见显著变化。这表明，改革提升医保购买能力的渠道，主要是职工统筹基金份额的扩张，而非其他医保类型的变化。

在此基础上，引入城市层面的补充证据，即考察职工门诊共济前后医保在公立医院医疗市场的买方势力变化，使用医保赫芬达尔指数(对数)作为衡量变量。表4列(3)(4)显示，改革后该指数显著提高56%—60.3%，佐证了医院层面职工统筹基金占比提高所反映的趋势，即改革增强了职工统筹基金的买方市场势力，有助于提升医保的战略购买能力及其对医院行为的引导作用。

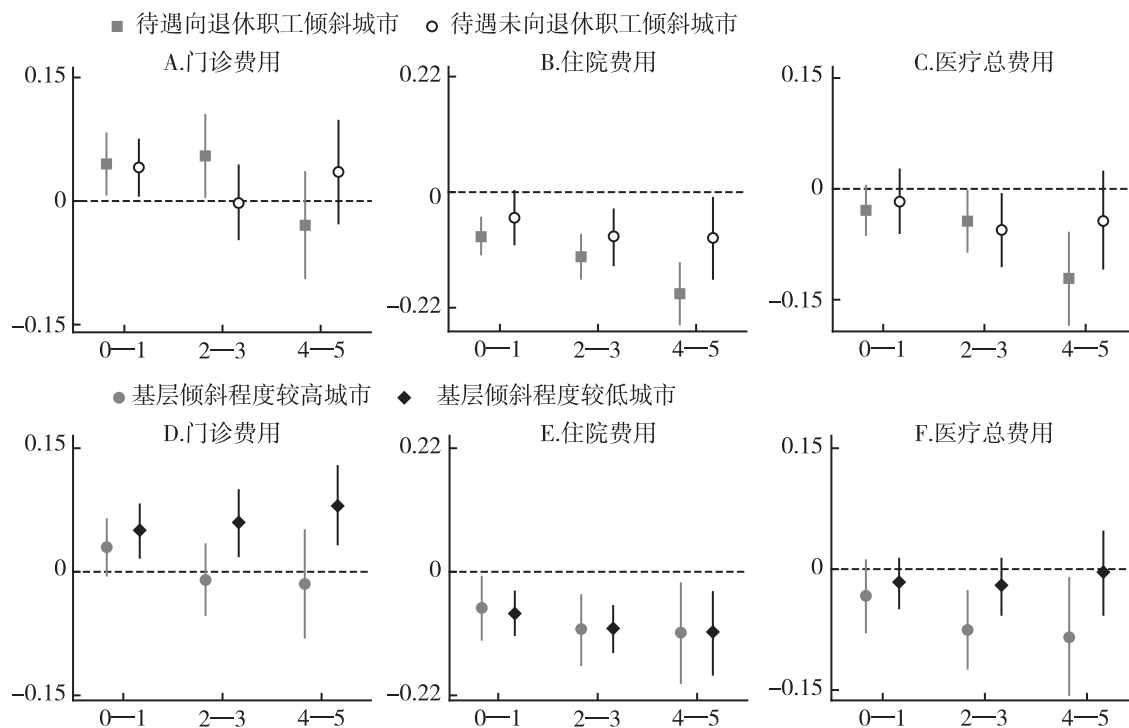


图2 异质性分析：基于政策差异化待遇

注：横轴为职工门诊共济改革实施后的年数，纵轴为分组估计系数和95%置信区间。下同。

① 本文还基于医院基期编制床位数规模进行了异质性分析，相关内容详见本刊网站登载的附录。

表 4 机制分析:职保门诊共济改革对医院收入构成和医保买方市场势力的影响

因变量	医院医疗收入构成		医保赫芬达尔指数	
	职工医保基金	居民医保基金	HHI1	HHI2
	占比 (1)	占比 (2)	(3)	(4)
A. 平均效应				
实施职保门诊共济改革	0.036*** (0.009)	0.016 (0.025)	0.560** (0.249)	0.603** (0.257)
B. 动态效应				
职保门诊共济改革实施 1 年内	0.050*** (0.010)	0.020 (0.025)	0.358* (0.194)	0.431** (0.182)
职保门诊共济改革实施 2—3 年	0.052*** (0.013)	0.054 (0.033)	0.835** (0.381)	0.839** (0.389)
观测值	13454	13454	1140	1140
R ²	0.028	0.069	0.308	0.330

注:使用 2011—2015 年数据;列(1)(2)为医院层面,控制变量同表 1;列(3)(4)为城市层面,控制城市固定效应、年份固定效应及前定变量一年份固定效应。

为进一步验证医保买方势力机制的有效性,本文还从医院收入结构和市场地位两个视角进行了异质性分析。理论上,如果门诊共济改革确实通过提升医保的买方市场势力,达到有效控制医疗费用的目的,那么可以推断,以职工医保基金为主要收入来源的医院,以及市场地位较低的医院,将表现出更明显的改革效果。

本文以基期医院来自职保基金的收入占比中位数(6.3%)为界,进行分组回归。如图 3A—C 所示,职保收入占比较高的医院,改革后处理组(相较于控制组)的住院

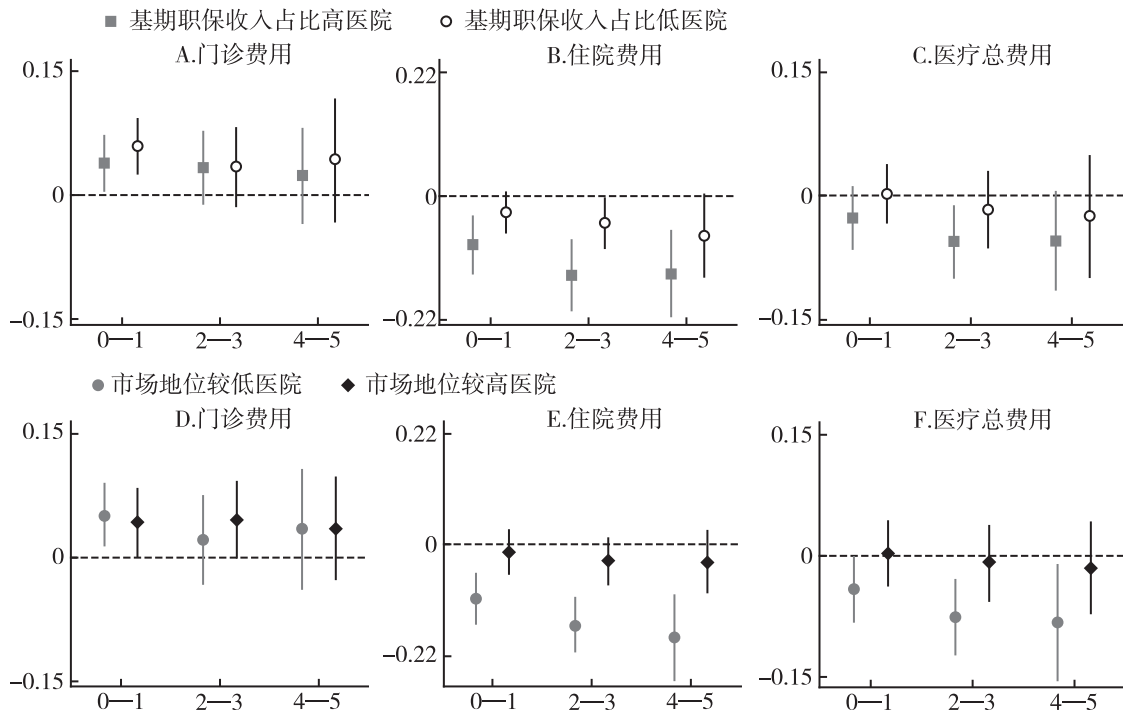


图 3 异质性分析:基于医院收入构成和市场地位

费用降幅更大,医疗总费用的下降主要体现在此类医院中。而占比较低的医院,医疗总费用均无显著变化。这一发现符合医保买方势力机制的理论预期。

本文根据基期单家医院医疗总收入占所在城市医院总收入的比重,衡量医院在本地市场的相对地位,并以中位数(4.5%)为界进行分组分析。图3D-F显示,改革后两组医院的门诊费用均在短期内显著增加,但住院费用和医疗总费用的持续下降主要体现在市场地位较低的医院中。该结果进一步支持医保买方势力机制的理论解释,即改革提升了医保基金的相对市场势力,对市场地位较低的医院展现出更强的引导作用和控费效果。^①

2. 医院服务结构与资源配置

表5探究职保门诊共济改革对医院医疗服务结构和服务能力的影响。列(1)显示,相较于非改革城市,改革使医院的门诊—住院转化率平均降低0.5个百分点,清晰反映出门诊与住院服务间的替代关系,表明改革促进了医院在医疗服务结构上适度向门诊倾斜,为缓解门诊患者过度住院现象提供了支持性证据。列(2)进一步表明,职保门诊共济改革显著提升了医院的门诊服务能力和模式创新水平,改革后1年内、2—3年、4—5年,门诊手术收入分别增加21.1万元、34万元和44.2万元,即以往需要住院手术的部分病情在门诊阶段得以解决。更重要的是,列(3)—(6)显示,医院年末开放床位数(对数)在中长期显著下降(约3.6%),床位使用率无显著变化。在改革后2—3年和4—5年,平均住院日显著降低3.1%和4.3%,床位周转次数(对数)显著增加1.6次和2.7次。根据经典的罗默法则,每千人床位数与每千人住院天数高度正相关。这说明,职保门诊共济改革促使公立医院重视门诊服务,同时减少床位供给以维持床位使用率不变,提升住院服务效率和医疗质量,从而推动公立医院向高质量发展目标迈进。

表5 机制分析:职保门诊共济改革对医院医疗服务结构和能力的影响

因变量	门诊服务能力			住院服务能力		
	门诊住院转化率 (1)	门诊手术收入 (2)	开放床位数 (3)	床位使用率 (4)	平均住院日 (5)	床位周转次数 (6)
A. 平均效应						
实施职保门诊共济改革	-0.005** (0.002)	0.283*** (0.089)	-0.027 (0.018)	-0.001 (0.013)	-0.015 (0.011)	1.124* (0.579)
B. 动态效应						
职保门诊共济改革	-0.004* (0.002)	0.211** (0.093)	-0.019 (0.019)	0.001 (0.012)	0.001 (0.011)	0.490 (0.583)
实施1年内						
职保门诊共济改革	-0.006** (0.003)	0.340*** (0.104)	-0.036* (0.020)	-0.005 (0.015)	-0.031** (0.014)	1.581** (0.675)
实施2—3年						
职保门诊共济改革	-0.008** (0.004)	0.442** (0.185)	-0.039 (0.027)	0.001 (0.017)	-0.043** (0.017)	2.693*** (0.916)
实施4—5年						
观测值	19677	19677	19677	19675	19675	19677
R ²	0.723	0.800	0.948	0.557	0.647	0.727

① 本文还基于城市层面的公立医院市场集中度指标开展异质性分析,详见本刊网站登载的附录。

表6考察了职保门诊共济改革对医院人力资源配置和规模扩张的影响。由于医生数和护士数仅从2013年起纳入财务统计,而处理组在2010—2012年实施改革,因此无法进行DID估计。表6列(1)(2)的随机效应结果表明,职保门诊共济改革实施年数与医生数(对数)无显著关联,而护士数(对数)在改革后2—3年及4—5年(相较于控制组)显著下降。该结果符合医院在人力配置上受改革影响所呈现的结构特征:医生岗位受编制和专业准入约束、培养周期长,作为门诊服务的核心力量,其数量保持稳定。而护理人力与床位规模及住院周转联系更紧密,编制比例较低且调整更灵活。随着改革提高住院服务效率并抑制床位扩张,病房护理的边际需求逐步下降,这一趋势最终在中长期表现为处理组护士数量的相对收缩。

表6列(3)(4)基于式(1)的结果显示,职保门诊共济改革后,公立医院的负债规模(对数)和年度固定资产净值增长率在中长期均显著下降,反映出与规模扩张相关的新增债务明显减少,举债扩张倾向得到有效抑制。该结果与改革通过优化医院资源配置、控制床位和设备的过度扩张进而控制住院费用增长的机制相一致,为本文提出的控费路径提供了有力的实证支持。

表6 机制分析:职保门诊共济改革对医院规模扩张的影响

因变量	医生数 (1)	护士数 (2)	负债金额 (3)	固定资产净值 增长率 (4)
A. 平均效应				
实施职保门诊 共济改革	-0.034 (0.072)	-0.107 (0.083)	-0.044 (0.040)	-0.121** (0.053)
B. 动态效应				
职保门诊共济改革实 施1年内	-0.074 (0.072)	0.008 (0.041)	-0.005 (0.037)	-0.063 (0.050)
职保门诊共济改革实 施2—3年	-0.036 (0.078)	-0.078* (0.042)	-0.072 (0.049)	-0.164** (0.079)
职保门诊共济改革实 施4—5年	-0.020 (0.077)	-0.122** (0.055)	-0.138** (0.061)	-0.250*** (0.089)
观测值	8436	8432	19675	19413
R ²	0.676	0.649	0.845	0.199

七、结论与政策建议

本文以医保结构性改革为研究视角,利用全国公立医院财务数据,探讨我国在推进全民健康覆盖进程中职工医保门诊共济改革如何实现对医疗总费用的合理控制。结果表明,门诊共济改革实施后,与非改革城市相比,改革城市医院的住院费用节约效果显著且持续,超过门诊费用的短期增长,实现医疗总费用的中长期有效

控制。其中,门诊费用的短期增长主要由门诊人次增加推动,而住院费用的控制得益于住院人次数和次均住院费用的双重下降。异质性分析显示,在对退休人员实施待遇倾斜的改革城市中,控费效果更为显著,反映出“小病大治”动机减弱和“小病及时治”带来的门诊—住院费用结构优化。在向基层医疗机构待遇倾斜较多的城市,门诊费用增幅较小,医疗总费用控制效果更突出,表明改革有助于引导患者优先选择基层医疗机构门诊就医,推动不同层级机构间的费用结构优化。

机制分析指出,职保门诊共济改革的中长期控费效应不仅体现在需求侧,还包括供给侧的引导机制。一方面,改革增强了医保在购买医疗服务时的买方势力。另一方面,通过降低门诊—住院转化率、促进门诊服务模式创新和提升住院服务效率,降低公立医院过度扩张床位的动机,推动其服务模式向高质量转型。

综上所述,以职保门诊共济改革为代表的医保结构性改革,不仅有助于推进全民健康覆盖,还能实现供需两侧协同发力,引导公立医院优化服务结构和资源配置,构建激励相容的控费长效机制,推动形成规范有序的就医格局,进一步增强全民健康保障能力。根据上述研究结论,本文提出以下政策建议。

第一,稳步提升普通门诊共济保障水平,逐步推动门诊与住院待遇政策的衔接与统一。合理的门诊统筹待遇设计是实现控费目标和优化就医结构的基础。建议以医保基金支付能力、人均可支配收入或社平工资、门诊费用分布、居民就医行为等为依据,建立门诊统筹待遇的科学测算与动态调整机制。起付线可结合次均费用、就诊频率等指标设定。封顶线应与起付线联动,并在基金结余充足地区适度调高或取消。在报销比例上,可探索费用分段累进机制,对低费用段设置较低比例,对高费用段比例逐步提高,以增强对大病的保障能力。应统筹考虑普通门诊、门诊慢特病和住院保障之间的衔接,避免保障断档或重复覆盖。建议将部分费用较低的门诊慢特病病种并入门诊统筹,逐步实现从病种保障向费用保障的转型。同时,应整合门诊与住院的药品和诊疗项目报销目录,逐步提升门诊统筹的报销比例与封顶线,最终实现门诊与住院保障政策的制度统一。

第二,深化门诊医保支付方式改革,激励供方提供高健康价值、连续性的医疗服务。目前门诊医保支付方式仍处于探索阶段。各地应结合不同层级医疗机构的服务功能、主要病种特征与服务对象需求,因地制宜推进门诊支付方式改革,并与住院支付方式建立起有效衔接机制。建议依托基层医疗卫生机构,推行门诊统筹按人头付费,结合家庭医生签约制度,积极开展主动式健康管理。在已实施住院DRG/DIP支付的地区,探索门诊病例分组下的点数法或基于分值的点数法付费。同时,应借鉴国际经验,推动按绩效付费,将医疗质量、患者体验和健康结果等纳入支付评价体系。在慢性病管理中,可探索捆绑付费模式,将患者全流程的门诊和住院服务打包制定支付标准,以治疗结果为终点,促进医疗机构提升服务质量和效率。

第三,充分发挥医保的战略购买功能,引导医疗资源配置优化,推动分级诊疗格局的形成。医保应依据分级诊疗的目标和参保人需求结构的变化,充分发挥分

类分项预算的调节作用,加大对基层医疗机构的预算倾斜力度,并通过战略购买推动紧密型医联体建设。首先,应将基层医疗机构全面纳入医保定点管理,合理拉开不同层级医疗机构的待遇差距。在此基础上,适度提高基层医疗机构的报销比例,并取消门诊起付线,以增强基层医疗机构的就诊吸引力。在强基层建设的同时,对未经基层首诊的参保人,适当下调高层级医院的报销比例,形成明确的分流激励机制。还应逐步放宽基层医疗机构用药限制,确保基层与上级机构间的用药衔接顺畅。其次,医保应积极推进以紧密型医联体为单位的总额预算管理,明确医联体内部各级机构的分工定位和医保考核内容,完善多元复合的支付体系,从而激励医联体主动合理控费、优化资源配置。最后,医保还应建立以价值医疗为导向、兼顾服务数量与质量的医联体绩效考核机制,推动形成以健康为中心的整合型服务体系。

第四,促进优质医疗资源扩容下沉,实现多层次医疗资源的协同联动。鼓励综合医院优化门诊流程和资源配置,通过设立一站式门诊服务中心,完善多学科协同诊疗制度,推广中西医结合的综合诊疗模式等,提升门诊服务吸引力与承载能力。健全日间医疗和手术服务体系,优化床位结构,提升住院服务效率与精准性。推进紧密型城市医联体和县域医共体建设,通过统一管理、技术帮扶、人员培训和信息互联等手段,全面增强基层医疗机构的服务能力和协同水平。强化医疗信息系统互联互通和数据共享,完善检查检验结果互认、医保结算衔接机制,拓展数智健康技术应用,推动基层医疗机构更好发挥首诊分流、慢病管理与康复服务等功能。畅通双向转诊通道,下沉专家号源与住院床位,构建覆盖“诊前一诊中一康复”全过程的连续性服务体系,形成分工合理、衔接紧密、运行高效的区域医疗服务网络,为城乡居民提供公平可及、系统连续和优质高效的健康服务。

参考文献

- 曹清华、宋海伦,2022:《城镇职工医保门诊统筹的政策效应分析——基于 CHARLS 数据的实证检验》,《社会保障研究》第4期。
- 陈秋霖、傅虹桥、李玲,2016:《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》第6期。
- 杳钰淇、黄炜、雷晓燕,2023:《实物类转移支付的道德风险:以中国城职保个人账户为例》,《世界经济》第5期。
- 杜创,2013:《价格管制与过度医疗》,《世界经济》第1期。
- 封进、陈昕欣、胡博,2022:《效率与公平统一的医疗保险水平——来自城乡居民医疗保险制度整合的证据》,《经济研究》第6期。
- 封进、余中央、楼平易,2015:《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》第3期。
- 傅卫、赵东辉,2020:《职工医保门诊共济改革与分级诊疗制度建设》,《中国医疗保险》第12期。
- 何文、申曙光,2018:《医保“保小病”能否兼顾健康保障与费用控制?》,《保险研究》第11期。
- 赖毅、李玲、陈秋霖,2022:《两保合一 对医疗费用的影响:基于单一支付者制度的视角》,《管理世界》第7期。
- 李珍、陈晋阳、王红波,2021:《医保基金战略购买:基本概念、国际经验与中国镜鉴》,《中国卫生政策研究》第5期。

- 刘宏、段雪怡、王天宇, 2024:《价值医疗视角下的医保门诊共济保障与居民健康》,《管理世界》第2期。
- 马超、杜妍蓉、唐润宇, 2022:《DIP支付方式改革、医疗费用控制与医院短期策略性应对》,《世界经济》第11期。
- 世界银行, 2019:《深化中国医药卫生体制改革:建设基于价值的优质服务提供体系》,中国财政经济出版社。
- 王贞、封进、刘一恒, 2023:《门诊待遇非线性定价与住院率——来自城乡居民基本医保的证据》,《经济研究》第12期。
- 王震、朱凤梅, 2020:《职工医保门诊保障模式改革基金收支情况测算》,《中国医疗保险》第11期。
- 姚宇, 2014:《控费机制与我国公立医院的运行逻辑》,《中国社会科学》第12期。
- 朱凤梅, 2021:《职工医保门诊统筹对道德风险发生的影响——兼论患者成本分担变动的政策效果》,《北京社会科学》第9期。
- 朱凤梅、张小娟、郝春鹏, 2021:《门诊保障制度改革:“以门诊换住院”的政策效应分析——基于中国职工医保抽样数据的实证检验》,《保险研究》第1期。
- Baicker, K., and D. Goldman, 2011, “Patient Cost-sharing and Healthcare Spending Growth”, *Journal of Economic Perspectives*, 25(2), 47—68.
- Buchmueller, T., S. Miller, and M. Vujicic, 2016, “How Do Providers Respond to Changes in Public Health Insurance Coverage? Evidence from Adult Medicaid Dental Benefits”, *American Economic Journal: Economic Policy*, 8(4), 70—102.
- Dafny, L., M. Duggan, and S. Ramanarayanan, 2012, “Paying a Premium on Your Premium? Consolidation in the U.S. Health Insurance Industry”, *American Economic Review*, 102(2), 1161—1185.
- Dalton, C. M., G. Gowrisankaran, and R. J. Town, 2020, “Salience, Myopia, and Complex Dynamic Incentives: Evidence from Medicare Part D”, *Review of Economic Studies*, 87(2), 822—869.
- Einav, L., and A. Finkelstein, 2018, “Moral Hazard in Health Insurance: What We Know and How We Know It”, *Journal of the European Economic Association*, 16(4), 957—982.
- Finkelstein, A., 2007, “The Aggregate Effects of Health Insurance: Evidence from the Introduction of Medicare”, *Quarterly Journal of Economics*, 122(1), 1—37.
- Herndon, J. B., 2002, “Health Insurer Monopsony Power: The All-or-none Model”, *Journal of Health Economics*, 21(2), 197—206.
- Kaestner, R., and A. T. L. Sasso, 2015, “Does Seeing the Doctor More Often Keep You Out of the Hospital? The Relationship”, *Journal of Health Economics*, 39, 259—272.
- Kondo, A., and H. Shigeoka, 2013, “Effects of Universal Health Insurance on Health Care Utilization, and Supply-Side Responses: Evidence from Japan”, *Journal of Public Economics*, 99, 1—23.
- Lai, Y., H. Fu, L. Li, and W. Yip, 2022, “Hospital Response to a Case-based Payment Scheme under Regional Global Budget: The Case of Guangzhou in China”, *Social Science and Medicine*, 292, 114601.
- Lu, Y., J. Shi, and W. Yang, 2019, “Expenditure Response to Health Insurance Policies: Evidence from Kinks in Rural China”, *Journal of Public Economics*, 178, 104049.
- Meltzer, D., J. Chung, and A. Basu, 2002, “Does Competition Under Medicare Prospective Payment Selectively Reduce Expenditures on High-Cost Patients?”, *RAND Journal of Economics*, 33(3), 447—468.
- World Health Organization, 2015, “Case-based Payment Systems for Hospital Funding in Asia: An Investigation of Current Status and Future Directions”, *Comparative Country Studies*, 1(2), 82—105.
- Yip, W. C., Y. C. Lee, S. L. Tsai, and B. Chen, 2019, “Managing Health Expenditure Inflation Under a Single-payer System: Taiwan’s Health Insurance”, *Social Science and Medicine*, 233, 272—280.
- Zhou, M., S. Zhao, and M. Fu, 2021, “Supply-induced Demand for Medical Services under Price Regulation: Evidence from Hospital Expansion in China”, *China Economic Review*, 68, 101642.

Structural Reform of Medical Insurance and the Control of Total Healthcare Expenditures

LIU Hong^a, TAN Jiahui^a and CHEN Qiulin^b

(a: School of Labor and Human Resources, Renmin University of China;

b: University of Chinese Academy of Social Sciences)

Summary: The rapid rise in total health expenditure threatens the financial sustainability of China's basic medical insurance and places growing pressure on both the government and households. Under universal health coverage, a key reform challenge is to realign supply- and demand-side incentives to rebalance outpatient and inpatient services, contain excessive spending, and ease the overall financial burden. In 2021, the government introduced a structural reform reallocating funds from individual medical savings accounts to the pooled fund to cover ordinary outpatient services—a landmark step toward universal health coverage.

This paper exploits a quasi-natural experiment based on outpatient pooling reforms piloted in selected cities between 2010 and 2015, which closely resemble the nationwide policy adopted in 2021. Using national administrative data from public hospital financial reports (2009-2015), we develop a dynamic difference-in-differences model to identify the reform's causal effects on medical costs. We further explore three underlying mechanisms: (1) a volume effect from enhanced outpatient reimbursement; (2) a substitution effect between outpatient and inpatient care; and (3) a supply-side response in hospital service delivery.

Our findings reveal three key insights. First, compared to those in non-reform cities, public hospitals in reform cities experienced only a modest 4.6% increase in outpatient expenditures in the short term, while inpatient expenditures declined steadily. In the medium to long term (2-5 years after the reform), the relative reduction in inpatient costs reached 11.2%, leading to an estimated 5% decrease in total healthcare expenditures. Second, the modest rise in outpatient expenditures was primarily driven by an increase in outpatient visits, whereas the reduction in inpatient costs resulted from both fewer admissions and lower average cost per admission. The effects were more pronounced in cities where outpatient reimbursement policies were more favorable to retirees and primary healthcare institutions. Third, the mechanism analysis suggests that the reform not only strengthened the bargaining power of public medical insurance as a strategic purchaser, but also incentivized hospitals to enhance outpatient service capacity and improve inpatient service efficiency over the medium to long term. Furthermore, the reform contributed to curbing the excessive expansion of hospital bed capacity.

This study contributes to the literature in three ways. First, it examines the institutional shift from individual medical savings accounts to an outpatient pooling system from a structural reform perspective—an area that remains underexplored compared to the extensive literature on incremental reforms such as coverage expansion, benefit enhancement, and cross-regional portability. Second, it evaluates the general equilibrium and dynamic effects of benefit design, highlighting how providers respond in the medium to long term. This perspective provides new insights into supply-side incentives, the development of integrated care delivery systems, and sustainable cost containment strategies. Third, by leveraging rich, high-quality administrative data from public hospitals, the study offers credible evidence on the impact of outpatient pooling reform on healthcare expenditures. It further uncovers the underlying mechanisms through which the policy affects service delivery and costs.

Our findings offer empirical support for strengthening the role of medical insurance within China's coordinated “three-medical linkage” reform and provide policy insights for enhancing outpatient reimbursement, promoting an orderly healthcare delivery system, controlling healthcare expenditure growth, and advancing universal health coverage.

Keywords: Outpatient Pooling; Healthcare Expenditures; Public Hospitals; Provider Incentive Mechanism

JEL Classification: H51, I13, I18

(责任编辑: 朴 行)(校对: 王红梅)