

治理中心化能否推动基本公共服务供给的均等化? *

——以医疗保障局成立为例

刘凯 罗垚 王天宇

摘要:推进基本公共服务均等化的难点之一是民生领域长期以来采用“去中心化”治理模式所造成的政策碎片化问题。医保局的成立为我们以医疗保障领域为例,探讨治理模式的“中心化”转型在消除政策碎片化、提升基本公共服务供给均等化过程中的作用提供了契机。本文基于一套覆盖2010~2022年所有地市级政府的职工医保政策数据库,通过机器学习和标准病人等方法,从筹资、待遇、支付和基金监管4个维度刻画职工医保政策区域差异的演变,并探讨区域差异的形成机制。研究发现,医保局的成立直接降低了地市间的单位缴费比例、住院报销比例、预付制种类和基金监管力度政策差异,并且对财力不均和府际竞争两种加剧地方医保政策差异的机制起到削弱作用。进一步的分析表明,医保局主要通过“抬低抑高”和“路径解耦”两种机制缩小政策区域差异。本文首次提供了医保治理中心化作用的实证证据,从经济和社会二分的视角回应了对中国发展模式的分权与集权之争,也为推进基本公共服务均等化过程中由单一侧重财政转移支付向更加关注治理模式优化的政策思路转变提供启示。

关键词:基本公共服务均等化 区域差异 医疗保险 治理中心化 医疗保障局

一、引言

在推进基本公共服务均等化的进程中,一个无法忽略的现实问题是基本公共服务清单中所涉及的社会治理和社会保障领域的政策呈现出高度的碎片化特征(何艳玲、钱蕾,2018;顾昕,2022)。其中,医疗保障作为关乎人民群众健康福祉的民生工程,一直以统筹区过多、各地政策差异巨大、区域间公平性偏低等问题为人诟病。政策差异实际上反映了地方政府行为的异质性,而这种异质性又嵌入在深层次的中央与地方关系及其治理框架中。自党的十八大以来,中央与地方事权划分、党和国家机构改革等一系列重大改革举措相继推出并深入推进,社会治理和社会保障领域实际上经历了从各自为政到逐步统一的治理模式转变,其中医疗保障局(以下简称“医保局”)的成立标志着医疗保障治理模式的中心化转型。本文尝试探讨医保局的成立在减少地方政策差异、消除政策碎片化过程中的作用,也期冀为推动基本公共服务供给均等化的治理策略提供参考。

自新中国成立后到改革开放初期,我国实行计划经济体制,无论是经济政策还是社会治理,都高度集权化和中心化(Centralization)。改革开放后,围绕着经济政策的制定和实施,又逐步形成了一整套以“去中心化”(Decentralization)为显著特征的央地关系和治理原则(李永友等,2021),在支出端赋予地方高度自主权的“财政分权制”和以经济绩效为考核指标的“晋升锦标赛”概括了此阶段的地方政府行为激励模式,也构成了对中国经济奇迹的主流解释(钱、温加斯特,1997;周黎安,2008;许,2011)。在经济政策领域形成的央地关系和地方政府行为模式不可避免地影响到了社会政策的制定,社会治理和社会保障也采取了“去中心化”治理模式。自20世纪90年代以

收稿时间:2024-10-18;反馈外审意见时间:2025-1-16、2025-5-12;拟录用时间:2025-11-10。

*本研究得到教育部人文社会科学研究规划基金项目“央地关系视角下城乡居民基本医疗保险政策区域差异的特征、成因和影响研究”(批准号:23YJA840012)和国家社会科学基金一般项目“推进基本公共服务均等化背景下居民养老保险地区差距成因、影响和对策研究”(批准号:22BJY056)的资助。感谢匿名评审专家以及中国人民大学仇雨临和刘宏、浙江大学何文炯和刘晓婷、香港科技大学和经纬等老师提出的宝贵建议。王天宇为本文通讯作者。

来,中央在推进民生保障制度建设时,往往只出台战略规划和指导意见,而地方政府负责具体政策的设计和执行,由此造成各地将教育、养老、医疗和社会救助标准与自身财力直接挂钩(贾俊雪、郭庆旺,2008;傅勇,2010)。对此,中央采取的主要应对策略是不断增加对地方的转移支付。理论上,纵向财政再分配通过使各地方政府筹集最后一单位资金的边际成本相等而保持公共服务的成本有效(达尔比、威尔逊,1994)。但转移支付在实际运行中产生了较多的副作用。例如,地方政府将一般性转移支付资金优先安排到经济领域(缪小林等,2017),对于专项转移支付“跑部钱进”(焦长权、王伟进,2023)。同时,经济领域的府际竞争也向民生领域逐步蔓延,形成逐顶竞争和逐底竞争的双重模式(彭浩然等,2018;谢菲、岳经纶,2022)。这样的“分权+转移支付+府际竞争”模式虽然有利于激励地方政府推动基本公共服务的快速扩面,却客观上造成了各地社会政策的碎片化和福利待遇的不平等。

在此背景下,从去中心化到再中心化的治理模式转变未尝不是一次可行的制度实验。治理模式涉及中央和地方之间的权力分配结构,其中包括了政策试点、政策制定、政策执行、政策监督和考核等具体事务权限的央地分配。治理中心化的核心要义在于通过中央的政策统筹和权力集中,上移政策制定权限,加强执行监督,从而提升各地政策的一致性和协调性,有效破解公共服务供给中的碎片化和不均衡问题。作为基本公共服务的重要组成部分,医疗保障制度的治理模式在2018年前后以医保局成立为标志发生了重大转变,为学界提供了一次观察“中国之治”的绝佳机会。长期以来,医保工作在横向的部门职能划分上呈现出九龙治水的局面,即人力资源和社会保障(下文简称“人社”)、卫生、民政、财政和物价等多部门参与;在纵向的治理关系上采取分权治理,通过授予地方政府政策制定和执行的自主权,推动医保高效扩面,维持各地适度的保障水平。然而,这种治理模式也造成了政策碎片化难题:地方各自为政,在筹资、待遇、支付、基金监管和经办服务等核心职能上差异明显。在人口跨区域大规模流动和医疗资源分布不平衡的现实背景下,医保供给的区域差异进一步造成区域间同病不同待遇、就医负担和服务利用差异明显等不公平问题。2018年3月,十三届全国人大一次会议表决通过《国务院机构改革方案》,国务院据此组建了国家医疗保障局。中央以国家医保局为抓手,开展了部门职能整合和治理权限上移等系统性改革。如图1所示,在部门职能分配方面,新建立的医保局整合了此前分散在不同部门的医保职能,实现了医保事务的集中管理。在治理权限分配方面,国家医保局履行对地方医保局的业务指导和监督职责。尽管地方医保局对地方政府的行政隶属关系仍未变化,但治理权限的上移大幅压缩了地方的政策调整权限,从而有助于全国范围内的政策统筹协调。医保治理实现了中心化转型,开始向职能整合、业务指导强化、地方自主政策权限收缩等新模式转变。本文关注的问题是:医保治理从去中心化向再中心化的转变能否带动政策从“碎片化”走向“统一化”,进而推动医保供给的均等化,并扭转地方财力不均、府际竞争等塑造政策碎片化的要素的作用?

为了回答这些问题,本研究建立了一套覆盖2010年到2022年所有地市级政府的医疗保障政策数据库,通过机器学习和标准病人等方法,从筹资、待遇、支付方式 and 基金监管4个维度刻画医保政策区域差异的演变,并检验治理中心化对医保政策区域差异的影响。具体而言,本文聚焦于职工医保,以地市医保局的成立为分界点,搭建自然实验框架,探讨治理中心化转型对政策区域差异的直接影响以及对财政能力和府际竞争两种机制的调节作用。

本文的边际贡献可能体现在以下几个方面:第一,采用深入到地市级层面的长时段医保

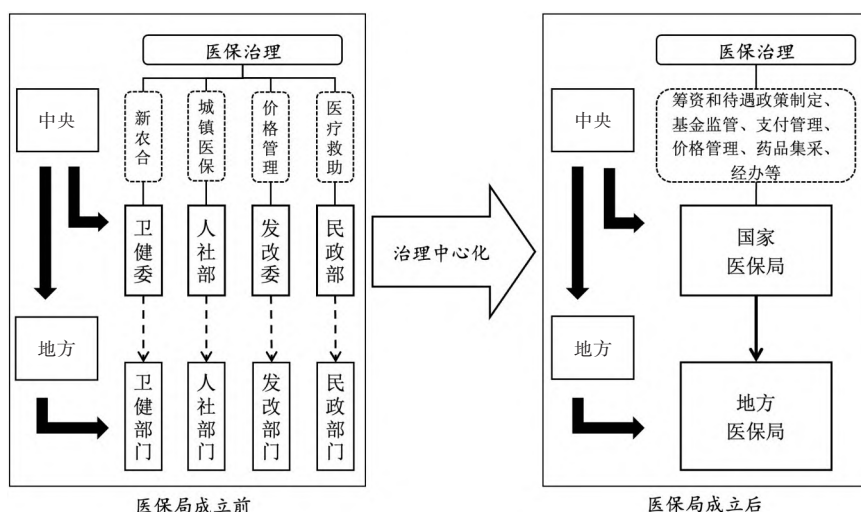


图1 医保局成立前后的治理格局变化

注:黑色粗箭头代表行政管理关系。虚线细箭头代表弱业务指导关系,实线细箭头代表强业务指导关系。虚线框内为医保职能。

政策数据,全面刻画了医保政策区域差异的演变趋势;第二,提出并验证了社会政策出现地方差异的两个机制——财力不均和府际竞争,为中国情境下自上而下的社会政策出现自下而上的地方性特征提供成因解释;第三,以医保局成立为自然实验,首次给出了治理中心化在缩小社会政策地方差异过程中作用的实证证据;第四,提出的“治理中心化推动基本公共服务供给均等化”论点,是对中国近年来在社会政策领域所取得成就的理论总结,与经济领域分权治理形成的“晋升锦标赛”模式形成对照,也构成了对纵向财政再分配理论的反思。从政策含义来看,本文的研究结果为总结医保治理的演进规律、提升医保政策的区域协调性提供新的思路,也揭示了在推进基本公共服务均等化的征途上,由单一侧重财政转移支付的分配策略转向更加关注央地权责配置的治理策略的现实意义,为决策者提供参考。

二、文献综述与机制讨论

(一)治理的“去中心化”和“中心化”

治理理论兴起于20世纪90年代。西方语境下治理理论的一般观点是强调“多中心”的权力分配结构,即权力分配从中心化走向去中心化,从一元中心分散到多个权力节点,这些权力节点可能是地方政府、社会组织或市场部门(奥斯特罗姆,2010;薛澜等,2015)。在国家治理体系中,去中心化是指中央政府将公共行政权力下放给地方政府,使后者在政策制定和资源配置方面享有更大的自主权(王诗宗,2010)。去中心化的主要优势在于地方政府能够根据本地实际情况,灵活配置公共服务资源,提升公共服务的可及性(法盖,2004)。特别是在公共服务体系建立初期,去中心化模式被认为能够有效调动地方积极性,加速基本公共服务的扩面(和,2023)。

然而,“多中心”结构和去中心化模式并不总是适用于所有治理情境。已有研究重点讨论了治理理论的中国适用性问题(郁建兴、王诗宗,2010;陈进华,2019)。对于基本公共服务的供给,去中心化可能导致地方政策的高度异质化,进而导致区域和人群间的服务数量与质量出现显著分化,与社会公平原则相悖(李实、杨一心,2022)。一方面,去中心化模式下地方政府制定公共服务政策极受制于本地的财力约束,地方财力的显著差异会造成区域间资源配置的不均等(李实、杨一心,2022;刘等,2022)。另一方面,去中心化导致地方政府各自为政,根据自身需求和利益调整政策,削弱了可能产生跨区域影响的政策的整体协调性(肖、朱,2022)。

因此,治理模式的适用性不能仅通过权力分配的形式加以判断。已有研究主张引入“治理有效性”或“治理效能”标准,为治理的主导模式提供合法性和正当性依据(夏志强,2020)。基本公共服务均等化战略的核心价值目标是维护社会公平正义,使全体人民共享发展成果。如何在这些价值目标的引导下合理划定和分配政府权责,成为导向有效治理的关键问题之一(缪小林、张蓉,2022)。其中,推动治理模式从去中心化到中心化的转变便成为可行的策略之一。从国际经验来看,加拿大、英国、德国、意大利、丹麦和波兰等国近年来开始推动医疗卫生体制的治理模式从去中心化转向中心化,通过中央政府的统一管理来减少地方政策的异质性,提升了政策的公平性和连贯性(特利齐,2018)。

(二)基本公共服务供给的区域差异及其成因

基本公共服务均等化既涉及需求侧的公众参与和公平性感知,也强调供给侧的服务标准统一和财政能力均衡(缪小林、张蓉,2022)。基本公共服务供给侧改革是促进供需有效衔接的重要保障(姜晓萍、吴宝家,2022)。《国务院关于印发“十三五”推进基本公共服务均等化规划的通知》(国发〔2017〕9号)分别从供给侧和需求侧明确了国家基本公共服务制度框架,其中供给侧包括社会保险、医疗卫生等八大领域。《关于印发〈“十四五”公共服务规划〉的通知》(发改社会〔2021〕1946号)对实现“基本公共服务均等化水平明显提高”目标的要求之一是“地区、城乡、人群间的基本公共服务供给差距明显缩小”^①。可见,促进基本公共服务供给的均等化、降低供给层面的政策差距是基本公共服务均等化的重要内涵之一。

在医疗保障领域,地区间供给差距可细分为筹资、待遇、支付、基金监管和经办等具体职能上的差距,这些差距体现在一系列制度化参数和政策文件中。在筹资方面,《国务院关于建立城镇职工基本医疗保险制度的决定》(国发〔1998〕44号)提出“用人单位缴费率应控制在职工工资总额的6%左右”,但长期以来各地实际执行

的费率差异较大,少数地区低于6%,多数介于6%~8%之间,还有的超过10%(何文炯,2023)。在待遇方面,各地医保目录宽窄不一,病种覆盖范围、起付线、报销率和封顶线等政策设定均有极大差异(郑功成,2020)。在支付方面,2019年国家医保局统一部署预付制试点前,各地进行过方向不一的试点探索。例如,北京市、无锡市、三明市等地自主开展了按疾病诊断相关分组(Diagnosis-Related Groups,下文简称“DRG”)付费试点,上海市、天津市等地试点了按人头付费(彭颖等,2018;朱玄、王萍,2024)。在基金监管方面,由于医保制度的地区分割统筹,加上各地基金收支水平不一,基金监管政策存在较大区域差异(郑功成,2022)。

对于以医疗保障为代表的基本公共服务供给区域差异的成因,已有文献中最常见的解释有3种:去中心化治理、地方财政能力差异和府际竞争。第一种解释认为社会政策领域的去中心化模式导致行政管理层级过低,地方自主权过大,直接导致了基本公共服务供给的区域差异。以医疗保险为例,一部分文献认为行政管理层级过低是医保政策碎片化的主因(黄,2015;彭浩然、岳经纶,2020;何文炯,2021)。管理层级过低导致政策碎片化的一个直接证据是医保统筹层次偏低。付明卫和徐文慧(2019)发现2009年全国存在2620个职工医保统筹区,其中85%是县区级统筹;2019年只有约50%的地级市实现“统收统支型”市级统筹。然而,这种“行政管理层级决定论”默认每个统筹区的医保行政组织都可能制定个性化政策,未将行政管理层级和政策制定权限区分开来,忽略了政策碎片化的根源——“碎片化的权力结构”(岳经纶、王春晓,2017)。一个反例是,尽管目前大部分地区仍实行市级统筹,但由于国家医保局上收了目录制定权限,目前医保药品目录已实现全国统一。另一部分文献则关注去中心化造成的地方政策自主性问题。社会政策领域长期奉行“中央确定原则、地方分散决策”的模式,医保领域尤其如此(吕国营,2020;顾昕,2022)。在政策设计方面,地方普遍运用自由裁量权制定“土政策”,导致政策目标多样化、政策工具不统一等结果(李乐乐、唐馨怡,2023)。在政策执行方面,地方政府的执行力差异较大。当上级政令力度不强时,下级政府会不执行或选择性执行(黄,2015)。

第二种解释认为在属地管理的行政体系下,地方财政能力对于社会保障水平发挥关键作用,各地财力不均会导致政策出现区域差异。地方财力对最低生活保障和养老保险标准的影响已被多项研究证实(郭等,2021;杨、鲁伊斯,2021)。在职工医保领域,至少有两种机制会导致地方财力和政策区域差异之间的关联。首先,职工医保的基金可持续性和行政经费水平与本地财政能力直接挂钩。《社会保险法》规定,地方财政对医保基金发挥兜底作用。虽然职工医保基金收入名义上不依赖财政直接补贴,但近年来医疗费用的持续上涨增加了职工医保基金的支付压力,加大了财政补贴的可能性^②。当职工医保基金接近或出现赤字状态时,各地的财政状况会影响本地医保政策的可持续性和改革走向。三明医改肇始于职工医保出现赤字而政府财力又较弱的地方现实(刘凯、和经纬,2017)。此外,医保领域改革任务繁重,目录调整、支付方式改革、信息系统建设、基金监管方式创新和集体采购谈判等工作均需大量的前期行政经费投入,这些投入全部来自地方政府财政拨款^③。地方的财政能力会影响从政策设计到经办实施的各个环节,而财政能力的差异则会逐渐积累为政策层面的区域分化(刘等,2023)。

其次,职工医保的部门管理模式和行政经费来源会导致医保政策受到地方对上级财政依赖的影响。一方面,职工医保和居民医保同属一个部门管理,后者的筹资主要依赖于财政补贴尤其是中央转移支付,二者的协同管理会导致前者也可能受到地方财政依赖的影响。居民医保属于中央与地方共同财政事权,中央按地区分档分类承担10%~80%不等的筹资补助责任。由于职工医保和居民医保的目录制定、基金监管、支付等环节均有交叉甚至共用一套政策,居民医保对财政的依赖也显然会影响到两者共用的政策制定程序。另一方面,如上文所述,职工医保的行政经费支出来自于一般公共预算,而许多地方政府的一般公共预算支出极为依赖于上级政府的一般性转移支付(焦长权,2022)。有研究发现,地方财政依赖度的不同会导致差异化的政策执行、创新和试点行为(朱旭峰、赵慧,2016;拉蒂根,2022)。

第三种解释认为地方政府之间的横向竞争会加剧政策异质性。曹正汉(2011)认为中国国家治理的基本特征是治官权与治民权分立形成的“上下分治”体制。中央通过党管干部原则,掌握着最重要的治官权,包括选拔、监督和奖惩官员的权力。人事权的集中治理模式形成了以竞争为主的官员晋升考核与激励机制,周黎安(2007,2008)将其称之为“晋升锦标赛”。

官员“晋升锦标赛”的侧重点在不同时期有所不同,大致包括以下两个阶段。第一阶段是经济指标主导时期。改革开放后,“以经济建设为中心”的发展路线使得经济发展成为评价地方官员政绩、决定地方官员升迁最重要的考核指标,形成了“唯GDP论”现象(周黎安,2007,2008;姚洋、张牧扬,2013)。而社会政策被认为是一种消耗当地财政资源而不产生经济效益的政策,当时并非地方政府官员绩效评价的重要指标,因此地方官员对其缺乏创新主动性,从而产生逐底竞争机制(朱旭峰、赵慧,2016)。已有研究发现养老保险征缴过程中存在着为招商引资而展开的逐底竞争(彭浩然等,2018)。第二阶段是多元化指标主导时期。党的十八大以来,中央逐渐加大对民生事业的关注和投入,地方官员的考核重点从“唯GDP论”转向综合考核,于是出现了“福利锦标赛”现象(刘伟,2020;谢菲、岳经纶,2022)。张(2020)发现中央政府对民生事业的重视重塑了地方行政官员和技术官僚的“晋升锦标赛”机制,激励地方加大对医疗卫生项目的投入,因此导致逐顶竞争。但与“福利锦标赛”相比,“经济锦标赛”依然占据主导地位,因此医疗保障可能会存在逐顶竞争和逐底竞争并存的状态(张,2020)。无论是逐顶还是逐底,都可能起到加剧同一个竞争区域内基本公共服务供给不均等的作用。

(三) 医保治理的中心化及其作用机制

上一节的文献回顾表明,去中心化的治理模式下,地方政府以各自的财政能力为基础展开府际竞争,导致了我国医保政策的碎片化。破解这一链条的根本在于重新调整央地之间的事权分配格局,限制地方政府的自由裁量权。随着医保局的成立,我国的医保治理模式开始了向再中心化的转变,医保政策的制定权限逐渐上移,地方的政策试点、制定和调整自主权大幅减少。

具体而言,在筹资和待遇方面,国家医保局着力建设医疗保障待遇清单制度,对医保基本制度、参保政策、筹资政策、待遇支付政策、基金支付范围等事项进行了相对明确的规则约束和边界划分,要求“地方不得自行设立超出基本制度框架范围的其他医疗保障制度”^④。同时,推动实现全国医保药品目录的统一,取消省级政府的目录调整权限^⑤。在支付方面,推进DRG和DIP预付制改革工作。在基金监管方面,开展医保基金飞行检查,推进医保信息业务编码标准化工作,推进全国统一的医疗保障信息系统建设(王贞等,2025)。此外,推进药品集中带量采购全国性联盟机制建设,推行药品价格国家谈判,使得医保战略购买能力得到了极大增强(鲁全,2022)。

上述系列改革举措改变了医保事权的央地分配格局,其关键机理在于医保职能的整合和行政系统中纵向条线关系的加强,一定程度上扭转了地方分散决策、自主试点和因地调整的传统治理模式。其中,地方医保局是治理中心化的关键抓手,承担落实中央政令和管理本地医保事务的职责。国家医保局关于待遇清单、预付制改革、信息系统等方面的具体改革举措需要依托于地方医保局加以推广。值得指出的是,虽然国家医保局在2018年成立,但各地医保局的成立时间并不相同。一些城市的医保局或类似机构先于国家医保局成立,大部分城市的医保局在国家医保局成立之后的一至两年内挂牌成立。其中,福建省于2016年在全国率先成立省级层面的专门医保部门——医保管理委员会,整合了卫生、人社、民政等多部门与医保相关的职权。此后,福建省三明市和其他8个地市分别于2016年和2017年成立了专门的医保部门。安徽省于2017年底成立了省医保管理委员会,并在合肥市、蚌埠市和滁州市开展相关试点工作。这些省市的医保部门成立后,推动了省内各地政策的统一。《管理世界》网络发行版附录一的附表1展示了各地医保局的成立时间。

除了对政策区域差异的直接影响外,医保治理中心化还可能调节财政能力和府际竞争对政策区域差异的影响。一方面,治理中心化有助于降低医保事业对地方财政的依赖,进而削弱财政能力对政策区域差异的影响。首先,医保管理工作的成本效益比得到了提高。医保局成立后,虽然其所需的人财物等资源大部分仍由同级政府配置,但部门职能的整合、支付方式的优化、基金监管力度的加强和跨区域药品集采的推行都大幅加强了医保战略购买能力,有力降低了医保治理的制度性成本,增强了医保管理的成本效益比,因而可能降低医保事业对地方财政的依赖。其次,核心政策的重复制定压力得以减轻。随着政策权限的上移,原本需要省及以下各级医保部门耗费大量人力和财力的目录制定、支付方式改革、药品招标采购等核心重点工作,都改由国家局制定统一方案或集中实施落地,这无疑降低了地方医保部门对当地财政的依赖。再次,医保领域的央地财政关系得到了明确。医保局成立后,中央逐步扩大医保专项转移支付,并进一步明确了其流向和用途。财政部联合国家

医保局等多部门于2019年发布了《医疗服务与保障能力提升补助资金管理办法》，并在2022年修订时明确“医疗保障服务能力建设方面的转移支付资金重点用于各地医保信息化标准化、基金监管、医保支付方式改革、经办管理服务体系建设、药品和医用耗材集中带量采购、医疗服务价格改革、医保目录实施监管等方面工作”^⑥。医保专项转移支付的扩大和明确有望降低医保事业对地方财政的依赖，有效缩小医保服务能力的地区差异。

另一方面，治理中心化压缩了地方政府在医保治理中的自由裁量空间，进而可以减弱府际竞争对政策区域差异的影响。首先，管理权限的上移使得地方政府失去了部分领域的关键决策权力。随着医保待遇调整、目录制定、支付方式改革、基金监管等诸多政策权限的进一步上移，地方官员在福利逐顶或逐底竞争中对医保逐渐失去抓手。笔者在2023年的实地调研观察到，某人均GDP排名靠前的地市想探索一项关于医保待遇水平和地区经济发展水平相挂钩的政策，被国家医保局答复“不可行，必须兼顾地区间待遇的差异，必须按照国家规定予以规范”。其次，政策模糊性地降低提升了政策执行的标准化和统一性。随着治理中心化的推进，国家医保局对部分仍由地方自主决策的政策领域做出了更加清晰明确的规定，降低了地方政府通过参考邻近地区进而设定本地标准的可能性。在筹资及待遇方面，医保待遇清单制度确立了相对明确的医保筹资渠道、缴费基数和基准费率，以及起付标准、支付比例、最高支付限额等待遇政策框架，各地调整空间较小。在支付方式方面，《国家医疗保障疾病诊断相关分组(CHS-DRG)分组与付费技术规范》、《国家医疗保障按病种分值付费(DIP)技术规范》等标准细则的颁布为地方提供了更加清晰的操作依据。在基金监管方面，国家医保局对过去人社部有关“两定点”的协议内容进行了完善与细化，重点明确了具体的违约行为及处理措施^⑦。上述举措降低了地方政府在相互竞争中产生差异化政策设定的可能性，有效提升了国家政策在地方落实过程中的一致性。

综上所述，医保治理中心化对医保供给均等化的作用机制主要体现为三方面：一是直接降低政策区域差异；二是削弱地方财政能力对政策区域差异的影响；三是减弱府际竞争对政策区域差异的影响。图2展示了医保治理中心化对医保政策区域差异的影响路径。

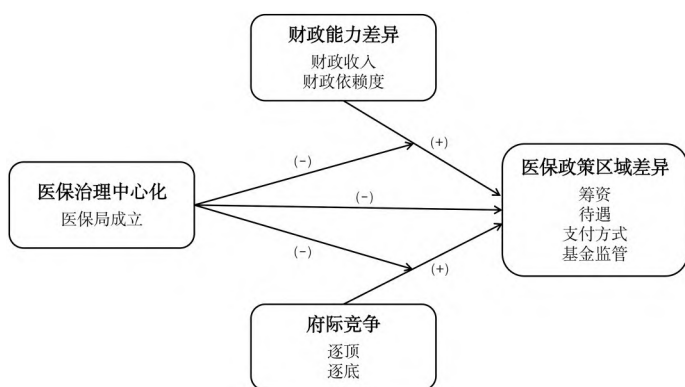


图2 医保治理中心化对政策区域差异的影响路径

三、研究设计

（一）数据来源

本研究基于大数据技术建立了一套覆盖全国所有地级行政单位的医疗政策数据库。数据搜集过程分为以下两步。

第一步，采用自动文本收集技术，从各地市官方网站获得医疗政策文本，并通过人工采集方法从北大法宝网和中国知网补充未自动爬取的政策文本，建立医疗政策数据库。该数据库涉及各地市人民政府及相关职能部门（医保、卫生、人社、财政、发改、药监、民政等）发布的医疗政策文本，文件类型包括各部门发布的政策文件、规范性文件、非规范性文件、部门规章、规划计划、法律法规等。本研究将标题中包含“医疗”“卫生”“健康”“药”“病”“医院”“诊所”“门诊”或“住院”等词语的文件界定为医疗政策相关文件，共计110余万份。同时，采用命名实体识别技术，提取每份文件的发布时间和发布机构，仅保留2010~2022年间由市级机构发布的文件，共计29.6万余份。此外，考虑到后文其他数据（例如财政收入）的可得性问题，本研究排除了自治州、地区、盟以及较晚成立的海南省三沙市、儋州市的文本，仅分析291个地级市的政策文本，共计24.8万余份^⑧。

第二步，采用TF-IDF(Term Frequency-Inverse Document Frequency)方法和标题识别法提取职工医保政策文本。本研究采用TF-IDF技术从每个政策文件中提取5个关键词。如果一份文件的至少1个关键词或标题中含有“职工基本医疗保险”“职工医保”“职工医疗保险”等字样，即将该文件视为职工医保相关文件，最终形

成一套覆盖2010~2022年的291个地级市的城镇职工基本医疗保险政策数据库,总计12066份文件。

(二)政策指标构建方法

本文使用标准病人方法和机器学习方法,分别提取各地职工医保政策中的筹资、待遇、支付方式、基金监管等相关政策数据。其中,支付方式和基金监管政策缺乏统一的制度架构,各地政策的特殊性极强,难以通过简单指标加以测度。为此,本研究采用基于大语言模型的机器学习方法对各地的支付方式改革和基金监管情况进行测度。相较而言,筹资和待遇政策具有相对统一的制度架构,各地均有明确的单位缴费比例、个人缴费比例、起付线、政策范围内报销比例和封顶线等指标,且政策规定和实际执行标准通常没有差别。然而,各地对不同人群和就医场景设定了针对性筹资和待遇政策,使得指标的跨区域直接比较难以开展。例如,2022年中山市分别按照“统账结合”模式和“单建统筹”模式设定了不同的职工医保单位缴费比例,两种模式下费率分别为4.8%和3.1%;而同年广州市未作此区分,费率统一设定为5.45%。又如,2022年烟台市采用分段计算、累加支付的方式设定三级医院的职工医保政策范围内报销比例,起付线至10000元部分报销85%,10000元以上至封顶线部分报销90%;而同年济宁市将起付线至封顶线的报销比例统一设定为85%。为了提升筹资和待遇政策的区域间可比性,本研究采用一种简化方法——“标准病人”(Standardized Patients)方法,开展相关指标测度。

1. 标准病人方法

“标准病人”方法指通过提供标准化的个体信息、临床选择和互动程序实现对医疗情景的一般化设定的数据搜集方法,常用于医疗服务质量和价格的比较研究(达斯等,2016;司等,2025)。

本研究参考“标准病人”思路,通过挖掘就医患者的最常见特征,设定其相应的参保和待遇参数,从而简化不同地区的医保筹资和待遇情况,实现对医保政策标准的测度和分析。本文从3个方面对“标准病人”进行具体设定。第一,人口学信息。考虑到住院服务需求因素,本研究设定标准病人年龄为50岁。同时,为了消除职业或岗位性质的影响,本文设定标准病人为市级企业单位在职职工。第二,参保信息。设定标准病人连续多年参加本市城镇职工基本医疗保险,且不考虑大病保险、大额补充医疗保险等参保情况。同时,设定职工医保采用“统账结合”模式,而非“单建统筹”等其他模式。第三,就医信息。设定标准病人当年首次住院,住院过程中均使用甲类药品,并分别采集10000~15000元政策范围内费用段在不同级别医院的报销比例。在多层培训和预采集的基础上,研究团队从职工医保政策库中采集每个地区在上述条件下的筹资和待遇标准。标准病人的详细设定方法参见《管理世界》网络发行版附录一的附表2。

2. 机器学习方法

近年来,大语言模型在自然语言处理领域取得了显著进展。以BERT(Bidirectional Encoder Representations from Transformers)、GPT等为代表的预训练语言模型在文本分类、情感分析、生成式对话等多种任务中展现了独特优势(雷福德等,2019)。本研究采用中文版轻量化BERT模型——孟子语言理解模型(Mengzi-BERT-base model),通过有监督的机器学习方法识别支付方式改革和基金监管政策文本。相较于其他预训练模型,孟子语言理解模型使用针对中文的优化切分器,更加适用于中文文本分类、实体识别、关系抽取、阅读理解等任务(张等,2021)。

具体而言,本研究将政策文本的识别视为文本分类任务,分三阶段开展识别。第一阶段,建立政策类别框架。本研究梳理了中央和典型试点地区关于推进预付制改革和医保基金监管的相关政策,进而开展逻辑归纳,识别了9类具体政策措施,详见《管理世界》网络发行版附录一的附表3。第二阶段,识别政策大类标签。本研究从政策数据库中随机抽取500份政策文件,开展人工标注,识别出支付方式改革和基金监管相关的政策语句。在此基础上,开展机器学习,利用人工标注数据分别训练了两个二分类模型,识别政策数据库中的相关政策语句。第三阶段,识别细分类别标签。在识别出的大类语句中,随机抽取其中5%的语句进行细分类人工标注(支付方式改革5子类和医保基金监管4子类)。此后进一步训练子模型,识别出政策子类相关语句。

在第二、三阶段,本研究采用“训练+测试”的方法建立语言模型,提升标注精度。本研究随机选取80%的人工标注数据作为训练集。训练完成后,将余下的20%人工标注数据作为测试集,验证模型的识别精度。《管

理世界》网络发行版附录一的附表4显示,各类模型的测试准确率均达到90%以上,F1分数介于[0.688,0.979]之间,显示机器学习模型具有良好的识别性能。

(三)变量设置

1. 因变量

本文的因变量包括职工医保单位缴费比例、住院报销比例、预付制种类、基金监管力度等4个指标,分别作为筹资、待遇、支付和基金监管的代表性测量指标。其中,单位缴费比例和住院报销比例通过标准病人方法采集得到。本研究未使用个人缴费比例、住院起付线和住院封顶线等其他筹资和待遇指标,有如下几点原因。(1)职工医保个人缴费比例的区域差异极小,观测期内96.9%的观测值均为2%。(2)住院起付线体现了医保待遇的个人责任,其水平通常不会很高。相比于住院起付线,住院报销比例更能反映职工医保的待遇水平,尤其是对于住院花费较高的患者。(3)城镇职工基本医疗保险大多与大病保险、大额补充医疗保险等直接衔接,许多城市所公布的封顶线为基本医保封顶线和补充医保封顶线的叠加,难以分离。

本研究在汇总支付方式和基金监管政策语句的基础上,进一步设定了“预付制种类”和“基金监管力度”两个变量。“预付制种类”的测量方法如下:(1)挑出每个地市每年机器预测概率大于90%的职工医保支付方式改革政策语句;(2)分别对DRG或DIP、总额预付、单病种付费、按床日付费、按人头付费等5类预付制语句进行0/1二分类赋值,1表示语句概率大于90%;(3)分别对5类语句计算每个地市当年的语句数量,将取值大于等于1的语句数量编码为1,表示当地存在一种相应的预付制;(4)汇总5类预付制的种类,最终得到“预付制种类”变量,该变量取值为0~5。

“基金监管力度”的测量方式如下:(1)挑出每个地市每年机器预测概率大于90%的职工医保基金监管政策语句;(2)对完善监管体制机制、打击欺诈骗保、建设信息系统和加强协议管理等4类语句进行加总,计算每个地市每年的基金监管政策语句数量;(3)计算基金监管政策语句数量在全部职工医保政策语句数量中的占比^①,得到“基金监管力度”变量,该变量取值为0~1。为了进一步验证“基金监管力度”指标的测量质量,本文分别开展了案例分析和效度分析,详见《管理世界》网络发行版附录一的附表5及其注释。

2. 自变量

本文的核心自变量包括地市医保局成立、财政能力和府际竞争3个维度。本文使用“医保局是否成立”作为主要解释变量:一个地市的医保局成立前,该变量赋值为0,成立后赋值为1。

在财政能力方面,本文使用“人均财政收入”和“财政依赖度”作为解释变量。其中,“财政依赖度”表示地市一般公共预算支出对上级转移支付的依赖程度,由[(财政预算支出-财政预算收入)/财政预算支出]得到(朱旭峰、赵慧,2016)。

在府际竞争方面,本文选择各地市“单位缴费率”“住院报销比例”“预付制种类”和“基金监管力度”4个指标对应的当年省内地市最高水平和最低水平作为解释变量,分别考察“逐顶竞争”和“逐底竞争”效应。若本地相关指标随着省内地市最高水平的增加而增加,则表明存在“逐顶竞争”效应;若本地相关指标随着省内地市最低水平的下降而下降,则表明存在“逐底竞争”效应。

3. 控制变量

本文从地方经济社会发展、医疗资源供给、医疗服务需求、医保市级统筹改革、政府注意力分配等角度选择控制变量,控制了人均GDP、人口密度、城镇化水平、职工平均工资、医院床位资源、医生资源、人均预期寿命、老龄化程度、职工医保市级统筹、职工医保政策占比等变量。具体测量方法参见《管理世界》网络发行版附录一的附表6。

本文所使用的所有变量及其描述性统计参见表1。自变量之间的相关系数参见《管理世界》网络发行版附录一的附表7。

(四)模型设置

本研究采用RIF-I-OLS方法检验职工医保政策区域差异的影响因素。该方法基于再中心影响函数(Re-

centered influence function, RIF), 通过构建不平等指数(如基尼系数、集中指数等)的 RIF 估计值作为因变量, 进而估计个体层面自变量对群体层面不平等指数的 RIF 估计值的边际影响(里奥斯-阿维拉, 2020)。在本文中, RIF-I-OLS 方法的设定分为如下 3 个步骤。

1. 构建政策区域差异指数

本文采用基尼系数的计算思路来衡量职工医保政策的区域差异。在 4 个因变量的原始取值基础上, 本文使用基尼系数计算方法得到对应政策指标的区域差异指数(Disparity Index, DI)。DI 的计算公式如下:

$$DI = 1 - \sum_{i=1}^n (q_i + q_{i-1,t}) (p_i - p_{i-1,t}) \quad (1)$$

其中, i 表示各地市 ($i=1, 2, \dots, n$, 按照具体指标取值水平从低到高排列), t 表示年份。 q_i 表示单个政策指标的累计比例, p_i 表示地市数量的累计比例。

2. 计算政策区域差异指数的 RIF 估计值

RIF 估计值用于评估个体观测值对所构建分布统计量 $v(\cdot)$ 的相对贡献(里奥斯-阿维拉, 2020), 是联系群体层面指标(例如 DI) 与个体层面指标(例如地市医保局成立)的桥梁。本研究在 DI 的基础上, 使用 RIF 方法分别计算了 4 个政策指标的观测值对 DI 的相对贡献, 具体计算方法如下:

$$RIF(y_{it}; v^{DI}) = v^{DI}(F(y_{it})) + IF(y_{it}; v^{DI}) \quad (2)$$

其中, y_{it} 表示各政策指标的原始取值, $v^{DI}(F(y_{it}))$ 表示 DI 的分布统计量。 $IF(y_{it}; v^{DI})$ 为 DI 的影响函数(Influence function), 能够在不重新计算统计量的情况下, 捕捉个体观测值 y_{it} 对于群体层面 DI 的极限影响。

3. 检验医保局成立对政策区域差异的影响

本研究分别将 4 个政策指标 DI 的 RIF 估计值作为因变量, 使用多时点双重差分(Staggered DID)模型估计核心自变量对于 DI 的影响。多时点 DID 模型可用于评估政策试点存在多个采纳时间的情况。古德曼-培根(2021)识别了一种特殊的政策试点情况: 观测初期所有地区均未建立试点, 而观测后期所有地区均建立了试点。在此情况下, 多时点 DID 模型由一系列动态变化的早期处理组(Early treated units)和晚期处理组(Late treated units)构成。本研究即属于这种情况, 详细解释参见《管理世界》网络发行版附录一的附图 1。具体模型设置如下:

$$RIF(y_{it}; v^{DI}) = \beta_0 + \beta_1 treat_{it} + \beta_2 fiscal_{it} + \beta_3 compete_{it} + \delta X_{it} + \lambda_t + \eta_i + \rho BG_{2009} \times \omega_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, $treat_{it}$ 代表地市 i 在 t 年是否已建立医保局, 其系数 β_1 表示医保局成立对政策区域差异的总体影响。 $fiscal_{it}$ 代表两个财政因素——“人均财政收入”和“财政依赖度”, $compete_{it}$ 代表两个府际竞争因素——“省内地市最高水平指标”和“省内地市最低水平指标”。 X_{it} 为控制变量, λ_t 和 η_i 分别表示年份固定效应和地市固定效应, ε_{it} 为扰动项。

采用多时点 DID 模型识别因果效应面临一个实际挑战——地方政府建立医保局的试点并不一定是随机的, 往往与其经济社会特征相关, 而经济社会特征也会影响医保政策的区域差异。为了处理遗漏变量和样本选择等问题引起的内生性, 本文参照刘宏等(2024)以及黄和刘(2023)的做法, 在模型中加入地市层面的前定变量和年份虚拟变量的交乘项 $BG_{2009} \times \omega_t$, 以控制可能同时影响地市成立医保局的决策和医保政策区域差异的年份变化的因素。前定变量 BG_{2009} 包括整个观测期前一年(2009年)地市层面的人均财政收入、财政依赖度、人均 GDP、人口密度、城镇化水平、职工平均工资、医院床位资源、医生资源和职工医保政策占比。

表 1 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差
因变量			
单位缴费比例 (%)	3328	6.9404	1.1140
住院报销比例 (%)	3281	85.7066	4.8174
预付制种类	3146	0.3967	0.8925
基金监管力度	2272	0.1880	0.2314
核心自变量			
医保局成立	3783	0.3146	0.4644
人均财政收入(万元)	3783	0.4820	0.6191
财政依赖度	3783	0.5618	0.2228
省内地市最高水平单位缴费比例 (%)	3783	8.1085	0.9267
省内地市最低水平单位缴费比例 (%)	3783	5.8772	1.2948
省内地市最高水平住院报销比例 (%)	3783	91.0349	2.9518
省内地市最低水平住院报销比例 (%)	3783	79.8007	6.0404
省内地市最高水平预付制种类	3705	1.7260	1.4581
省内地市最低水平预付制种类	3705	0.0065	0.0802
省内地市最高水平基金监管力度	3587	0.5522	0.2846
省内地市最低水平基金监管力度	3713	0.0132	0.0545
控制变量			
人均 GDP(十万元)	3783	0.5404	0.3458
人口密度(千人/平方公里)	3783	0.4156	0.3337
城镇化水平	3783	0.4146	0.2426
职工平均工资(万元)	3783	6.2063	2.4829
医院床位资源(张/千人)	3783	4.6245	1.9183
医生资源(人/千人)	3783	2.4390	1.1844
人均预期寿命(岁)	3783	76.6263	2.0020
老龄化程度	3783	0.1110	0.0286
职工医保市级统筹	3523	0.8226	0.3821
职工医保政策占比	3783	0.0519	0.0902

注: 住院报销比例针对三级医院。

四、实证结果及分析

(一)描述性统计结果

图3展示了地级市层面职工医保4个政策指标的均值、方差和DI[®]。在各地医保局完成全覆盖前,各项政策指标的地区间方差和DI普遍较大,反映出职工医保政策的高度碎片化特征。具体而言,单位缴费比例和住院报销比例的均值呈现波动性增长,但其方差和DI在2015年之后也呈现增长趋势,表明各地的筹资和待遇差异持续拉大。而预付制种类和基金监管力度的方差和DI波动较为明显,表明在缺乏国家统一部署的情况下,各地在支付方式改革和基金监管体系建设上步调不一,形成了多元化且差异巨大的地方格局。这一阶段职工医保政策的演进主要受地方自主决策驱动,政策差异根植于去中心化的治理模式。

随着国家医保局成立并完成地市层级全覆盖,各项政策的方差和DI出现了明显下降。其中,单位缴费比例和住院报销比例的方差和DI呈现逐年下降趋势,反映了医保局成立后各地职工医保筹资和待遇政策的逐渐趋同。预付制种类的方差和DI在2019年后出现大幅下降,表明国家医保局通过推行统一的DRG和DIP改革,有效压缩了地方的政策裁量空间。基金监管力度的方差和DI呈现波动性下降趋势,反映了国家医保局通过实施标准化的基金监管措施(如飞行检查、统一信息编码等),促使各地基金监管规则向全国统一的框架靠拢。这一阶段职工医保政策的演进集中体现了治理中心化的效能,通过上收政策制定权限、强化业务指导与标准统

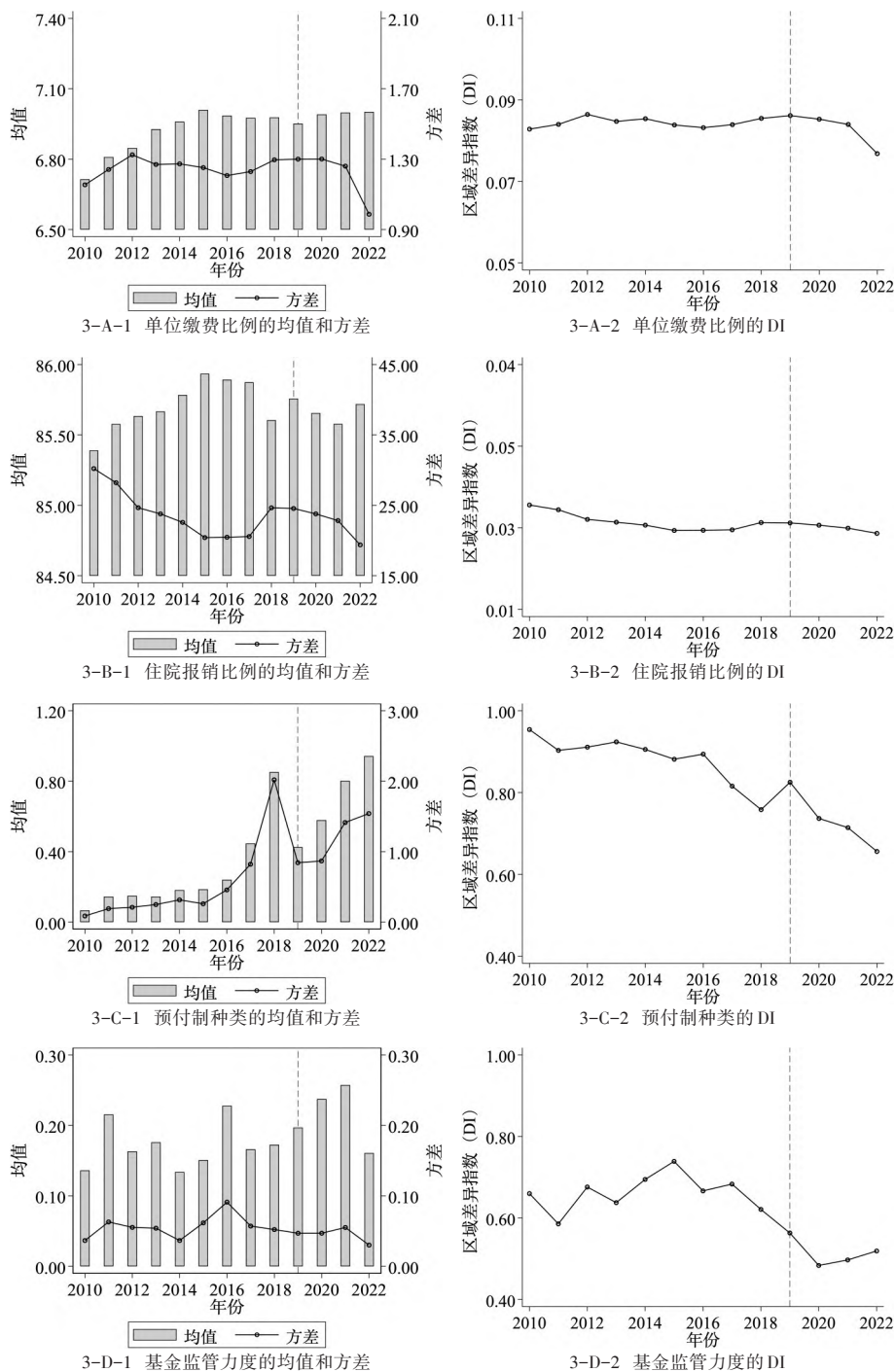


图3 职工医保政策指标的均值、方差和DI

注:2019年为医保局完成地市全覆盖年份。住院报销比例针对三级医院。“区域差异指数”(DI)的取值范围为[0, 1],0表示各地医保政策指标不存在差异,取值越接近于1,表示各地政策差异越大。

一,推动了职工医保政策从分散探索迈向整体协调。《管理世界》网络发行版附录二的附图2展示了分财政样本的职工医保政策指标均值和方差。各地医保局成立前,单位缴费比例、住院报销比例和预付制种类的均值和人均财政收入之间呈现不同程度的正向关联。医保局成立后,这种正向关联的程度均有所下降。

(二)医保局成立对职工医保政策区域差异的影响

在分析医保局成立、财政和府际竞争对职工医保政策区域差异的影响之前,本研究首先验证了这些因素也是职工医保政策指标本身的重要决定要素。相关结果参见《管理世界》网络发行版附录二的附表8。

表2以4个政策指标DI的RIF估计值为因变量,展示了医保局成立、财政和府际竞争对政策区域差异的影响。结果表明,医保局成立显著缩小了单位缴费比例、预付制种类和基金监管力度的区域差异。在财政因素方面,人均财政收入的增长显著降低了单位缴费比例的区域差异,但同时显著提升了基金监管力度的区域差异。财政状况对不同医保政策指标的区域差异产生相反的影响方向,可能有如下原因:地方财政对于职工医保基金发挥“兜底”功能,可能对单位缴费率和基金监管力度均存在替代效应。然而,单位缴费率的调整机制较为灵活,存在快速调整的空间。随着地方财政状况的改善,缴费率较高的地市的基金兜底压力下降,地方政府出于降低企业负担、推动经济发展的考虑,可能会适度调低单位缴费比例,导致单位缴费比例区域差异下降。与之相反,监管体制建设、协议管理、信息系统建设等常态化基金监管举措的调整刚性较强。对于基金监管力度较高的地市,监管系统建设越完备,越难以在短期内调整监管参数;对于基金监管力度较低的地市,监管系统建设尚处于初期,而财政状况改善带来的基金兜底压力下降,可能会进一步削弱其加强基金监管的改革动力,因而拉大了基金监管力度区域差异。在府际竞争因素方面,省内地市最高住院报销比例的提升显著拉大了住院报销比例的区域差异,表明“逐顶竞争”加剧了医保待遇的区域间差异。而省内地市最低水平指标的降低同时显著拉大了4个指标的区域差异,显示出“逐底竞争”同样加剧了这些指标的区域间差异。此外,预付制种类指标存在较为特殊的“逐顶竞争”效应。省内地市最高预付制种类的系数显著为负,表明“逐顶竞争”缩小了预付制种类的区域差异。这是因为本文设定的预付制种类最高为5种,因而在各地“逐顶竞争”的过程中,预付制种类差异会逐渐缩小,最终达到5种这一“标准”形态。

医保局成立对政策区域差异的影响在不同年份可能有所变化。为了进一步识别这种动态效应,本文将观测年份和各地医保局建立年份作差,获得各地市在每个观测年份已建立医保局的相对时长,并构建如下模型:

$$RIF(y_{it}; v^{it}) = \beta_0 + \sum_{t=0}^3 \tau_t D_{it} + \beta_1 fiscal_{it} + \beta_2 compete_{it} + \delta X_{it} + \lambda_i + \eta_i + \rho BG_{t=2009} \times \omega_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, D_{it} 为4组哑变量,分别代表地市医保局建立后当年、1年、2年和3年及以上, τ_t 分别代表医保局建立后对应年份间的影响。其他符号含义同公式(3)。

表3显示,随着医保局建立时长的增加,单位缴费比例区域差异逐年显著减少。医保局建立后当年、1年和3年及以上,基金监管力度、预付制种类和住院报销比例的区域差异分别显著减少。相比于其他结果指标,医保局成立对住院报销比例区域差异的缩减效应具有明显的滞后性,这可能是由于医保待遇具有较强的向下刚性,各地对于提升医保待遇较为谨慎。

表4揭示了医保局成立对财政和府际竞争作用于医保政策区域差异的调节效应。交互项结果表明,医保局成立显著增强了人均财政收入增加对单位缴费比例区域差异的缩减效应,显著削弱了财政依赖度增加对单

表2 医保局成立对职工医保政策区域差异的影响

	单位缴费比例 区域差异	住院报销比例 区域差异	预付制种类 区域差异	基金监管力度 区域差异
医保局成立	-0.0112** (0.0053)	-0.0035 (0.0050)	-0.1107* (0.0665)	-0.2112** (0.0858)
人均财政收入	-0.0174* (0.0097)	0.0015 (0.0021)	0.0148 (0.0582)	0.1908** (0.0760)
财政依赖度	-0.0053 (0.0127)	-0.0047 (0.0044)	-0.0078 (0.1074)	0.1072 (0.1483)
省内地市最高水平指标	0.0024 (0.0022)	0.0005* (0.0003)	-0.0399*** (0.0056)	0.0229 (0.0324)
省内地市最低水平指标	-0.0131*** (0.0033)	-0.0008*** (0.0002)	-0.3335*** (0.0642)	-1.3308*** (0.2248)
观测值	3099	3059	2977	2125
R ²	0.7708	0.7027	0.2905	0.3120

注: *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01。括号内为稳健标准误。住院报销比例针对三级医院。在不同模型中,“省内地市最高水平指标”依次代表了一个省份所有地市中单位缴费比例、住院报销比例、预付制种类、基金监管力度的最高水平,“省内地市最低水平指标”同理。本文所有回归模型均对人均财政收入、财政依赖度、省内地市最高和最低水平指标进行了去均值处理,均控制了城市固定效应和年份固定效应,且均控制了人均GDP、人口密度、城镇化水平、职工平均工资、医院床位资源、医生资源、人均预期寿命、老龄化程度、职工医保市级统筹、职工医保政策占比等变量。为节约篇幅,本文所有回归表格均未报告对固定效应的控制情况以及控制变量和常数项的系数。

位缴费比例区域差异的拉大效应。此外,医保局成立还显著抑制了省内地市最高水平指标对单位缴费比例和住院报销比例区域差异的拉大效应。这意味着医保局成立后,府际间的“逐顶竞争”效应开始朝向有利于区域间政策统一的方向转变。与之相反,医保局成立后,省内地市最低单位缴费比例对该指标区域差异的拉大效应进一步增强,单位缴费比例的“逐底竞争”效应更为明显。这可能是因为医保局成立后,为了减少经济下行对企业的影响,国家于2019年开始实施“减税降费”政策,而地方在落实这些政策时存在执行差异。在参照省内其他地市的单位缴费比例时,部分地区向后看齐的激励较大,因而单位缴费比例降幅较大,而另一些地区经济状况相对较好,单位缴费比例降幅较小,导致该指标的区域差异有所增加。

(三)进一步的分析

为了进一步刻画表2和表4所反映的具体影响机制,本研究将公式(3)中的因变量 $RIF(y_u; v^D)$ 替换为4个政策指标的原始值 y_u ,并根据每个观测年份对应的上一年度政策指标中位数将地市划分为“ \leq 中位数”(以下简称“低水平地区”)和“ $>$ 中位数”(以下简称“高水平地区”)两个动态组别,分别进行回归,识别不同指标水平地区的差异化驱动要素。这种动态分组方法可能存在因“均值回归”现象导致的偏误,即上一年度表现极端(过高或过低)的组,在下一年度有更高的概率向中位数回归。但由于现实中医保基金普遍采用现收现付制,地方政府的医保参数调整较为依赖医保基金的近期绩效表现,因而基于上年度指标水平进行动态分组能够较好地反映政策实践中的决策机制。

表5显示,对于基金监管力度低水平地区,医保局成立显著促进了该指标的进一步增长;而对于高水平地区,医保局成立的效应不显著。对于单位缴费比例、住院报销比例和预付制种类低水平和高水平地区,医保局成立的系数方向分别为负向和正向。这些结果表明,医保局的成立在一定程度上通过“拾低抑高”效应缩小了政策区域差异。在财政因素方面,对于单位缴费比例高水平地区,人均财政收入的增加显著降低了该指标;而对于低水平地区,人均财政收入的效应不显著,这进一步证明了财政状况和单位缴费比例区域差异的关联性。在府际竞争因素方面,对于单位缴费比例和预付制种类低水平地区,省内地市最低水平指标的下降显著降低了这些指标;而对于高水平地区,省内地市最低水平指标的效应不显著。这进一步刻画了表2中省内地市最低水平指标拉大单位缴费比例和预付制种类区域差异的具体表现。

表6显示,在财政因素方面,对于单位缴费比例低水平地区,医保局成立显著弱化了财政依赖度和该指标之间原本的负向关联;对于预付制种类低水平地区,医保局成立削弱了人均财政收入和该指标之间原本的负向关联;对于基金监管力度高水平地区,医保局成立削弱了人均财政收入和该指标之间原本的正向关联。可见,医保局成立促使单位缴费

表3 医保局成立对职工医保政策区域差异的动态效应

	单位缴费比例 区域差异	住院报销比例 区域差异	预付制种类 区域差异	基金监管力度 区域差异
医保局成立当年	-0.0116** (0.0054)	-0.0044 (0.0052)	-0.0437 (0.0751)	-0.2282** (0.0989)
医保局成立后1年	-0.0220*** (0.0074)	-0.0075 (0.0064)	-0.1509* (0.0906)	-0.1434 (0.1040)
医保局成立后2年	-0.0302*** (0.0092)	-0.0121 (0.0090)	-0.0601 (0.1099)	-0.1456 (0.1304)
医保局成立后 3年及以上	-0.0433*** (0.0124)	-0.0183* (0.0111)	0.0345 (0.1347)	-0.0975 (0.1593)
人均财政收入	-0.0185* (0.0097)	0.0009 (0.0021)	0.0226 (0.0587)	0.1970** (0.0765)
财政依赖度	-0.0068 (0.0128)	-0.0058 (0.0045)	0.0015 (0.1076)	0.1173 (0.1489)
省内地市最高 水平指标	0.0030 (0.0022)	0.0005* (0.0003)	-0.0397*** (0.0056)	0.0210 (0.0326)
省内地市最低 水平指标	-0.0139*** (0.0033)	-0.0008*** (0.0002)	-0.3358*** (0.0644)	-1.3367*** (0.2333)
观测值	3099	3059	2977	2125
R ²	0.7712	0.7036	0.2920	0.3125

注:* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。括号内为稳健标准误。除医保局成立的相对时长变量,表中其他变量的含义同表2。

表4 医保局成立对财政效应和府际竞争效应的调节机制

	单位缴费比例 区域差异	住院报销比例 区域差异	预付制种类 区域差异	基金监管力度 区域差异
医保局成立	-0.0131** (0.0055)	-0.0025 (0.0051)	-0.0955 (0.0671)	-0.1713* (0.0890)
人均财政收入	-0.0136 (0.0091)	0.0011 (0.0022)	0.0271 (0.0625)	0.2116*** (0.0769)
财政依赖度	0.0207* (0.0121)	-0.0027 (0.0047)	-0.0713 (0.1104)	0.0475 (0.1538)
省内地市最高水平 指标	0.0100*** (0.0024)	0.0007** (0.0003)	-0.0478*** (0.0067)	-0.0008 (0.0385)
省内地市最低水平 指标	-0.0057* (0.0033)	-0.0008*** (0.0002)	-0.3891*** (0.1099)	-1.5720*** (0.1973)
医保局成立×人均 财政收入	-0.0131*** (0.0048)	0.0007 (0.0015)	0.0151 (0.0457)	-0.0067 (0.0500)
医保局成立×财政 依赖度	-0.0635*** (0.0199)	-0.0047 (0.0067)	0.2447 (0.1543)	0.2266 (0.1811)
医保局成立×省内 地市最高水平指标	-0.0114*** (0.0033)	-0.0006*** (0.0002)	0.0194 (0.0118)	0.0619 (0.0735)
医保局成立×省内 地市最低水平指标	-0.0102*** (0.0027)	0.0000 (0.0003)	0.0954 (0.1354)	0.6510 (0.4255)
观测值	3099	3059	2977	2125
R ²	0.7806	0.7036	0.2923	0.3141

注:* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。括号内为稳健标准误。表中所有变量的含义同表2。

比例调整、支付方式改革和基金监管等工作适度降低对地方财政的依赖,进而使得这些指标的高水平地区和低水平地区呈现较为一致的趋势。在府际竞争方面,医保局成立前,只有单位缴费比例高水平地区存在向省内地市最高单位缴费比例看齐的“逐顶竞争”激励,由此拉大和单位缴费比例低水平地区的区域差异;医保局成立后,单位缴费比例低水平地区和省内最高水平指标的正向关联也得以增强。这反映医保局成立加强了单位缴费比例的省内联动性,从而缩小了不同单位缴费比例地区之间的差距。这些结果为表4中显示的调节效应提供了更为直观的证据。

(四)稳健性检验

本文针对关键设定进行了一系列稳健性检验,包括平行趋势检验、安慰剂检验、替换因变量、替换机器学习模型、替换核心自变量、剔除早期医保局试点样本、缩短观测期、排除同期医疗服务供给侧政策的影响等,结论依然稳健,详见《管理世界》网络发行版附录三。

表5 医保局成立对职工医保政策指标的差异化影响

	单位缴费比例		住院报销比例		预付制种类		基金监管力度	
	≤中位数	>中位数	≤中位数	>中位数	≤中位数	>中位数	≤中位数	>中位数
医保局成立	0.0015 (0.1010)	-0.0230 (0.0670)	1.1185 (1.2109)	-0.0580 (0.6437)	0.0869 (0.2540)	-0.4953 (0.5472)	0.2352** (0.0946)	0.0328 (0.0689)
人均财政收入	0.0001 (0.0816)	-0.3183* (0.1683)	-0.0810 (0.8337)	-0.3716 (0.3634)	-0.1918 (0.2351)	1.1875 (0.7388)	-0.0800 (0.1087)	-0.0218 (0.0676)
财政依赖度	0.1505 (0.2112)	-0.0493 (0.2360)	0.6850 (1.6630)	-1.4518 (0.9785)	-0.0475 (0.3161)	0.2334 (1.6714)	-0.1996 (0.1820)	0.1491 (0.1394)
省内地市最高水平指标	0.0942*** (0.0259)	0.3423*** (0.0719)	0.2218*** (0.0602)	0.3492*** (0.0740)	0.1924*** (0.0225)	0.1942*** (0.0721)	0.2725*** (0.0466)	0.2250*** (0.0313)
省内地市最低水平指标	0.3380*** (0.0618)	0.0187 (0.0423)	0.1411*** (0.0340)	0.0449*** (0.0172)	1.7363*** (0.3682)	0.7506 (0.7881)	0.3800* (0.2038)	0.9529*** (0.2015)
观测值	1854	1156	1630	1305	2422	485	793	1280
R ²	0.7656	0.8199	0.7303	0.8142	0.3660	0.6265	0.4940	0.4055

注:*p<0.10,**p<0.05,***p<0.01。括号内为稳健标准误。“≤中位数”和“>中位数”指按照该指标上一年度的中位数划分的两个样本。表中所有自变量的含义同表2。

表6 医保局成立对财政效应和府际竞争效应的差异化调节机制

	单位缴费比例		住院报销比例		预付制种类		基金监管力度	
	≤中位数	>中位数	≤中位数	>中位数	≤中位数	>中位数	≤中位数	>中位数
医保局成立	0.0749 (0.1101)	-0.0579 (0.0689)	1.4900 (1.2886)	0.2491 (0.6742)	0.0905 (0.2450)	-0.5863 (0.5097)	0.2008** (0.0991)	0.0259 (0.0734)
人均财政收入	0.0408 (0.0796)	-0.3233* (0.1821)	-0.4484 (0.9380)	-0.2981 (0.3775)	-0.6484** (0.2529)	1.2995 (0.8203)	0.1114 (0.1657)	0.0064 (0.0692)
财政依赖度	-0.0463 (0.2048)	-0.0691 (0.2583)	-0.0355 (1.7521)	-1.5349 (1.0131)	-0.4568 (0.3297)	0.7619 (1.8052)	-0.0261 (0.2176)	0.1614 (0.1468)
省内地市最高水平指标	0.0303 (0.0320)	0.3276*** (0.0742)	0.1909*** (0.0642)	0.3726*** (0.0777)	0.1820*** (0.0243)	0.1874** (0.0949)	0.2727*** (0.0586)	0.2144*** (0.0381)
省内地市最低水平指标	0.2848*** (0.0623)	-0.0025 (0.0396)	0.1888*** (0.0442)	0.0534** (0.0210)	1.9908*** (0.5142)	-6.3322 (26.0857)	0.7377 (0.4793)	1.1021*** (0.2711)
医保局成立×人均财政收入	0.0575 (0.0627)	-0.0267 (0.1183)	1.0002 (0.7765)	0.0073 (0.1909)	0.6157*** (0.2062)	-0.7377 (0.4618)	-0.2296 (0.1470)	-0.0845* (0.0441)
医保局成立×财政依赖度	0.9245*** (0.2587)	-0.1294 (0.3245)	2.5407 (2.1080)	0.8501 (0.8689)	0.4115 (0.5438)	-1.5681 (2.0951)	-0.2634 (0.3133)	-0.0877 (0.1504)
医保局成立×省内地市最高水平指标	0.1367*** (0.0406)	0.0229 (0.0592)	0.0500 (0.0472)	-0.0628 (0.0413)	0.0311 (0.0456)	0.0109 (0.1297)	0.0018 (0.1086)	0.0364 (0.0653)
医保局成立×省内地市最低水平指标	0.0330 (0.0260)	0.0385 (0.0465)	-0.0563 (0.0446)	-0.0181 (0.0192)	-0.5186 (0.7339)	0.7096 (26.0745)	-0.5583 (0.5341)	-0.4145 (0.3611)
观测值	1854	1156	1630	1305	2422	485	793	1280
R ²	0.7714	0.8202	0.7326	0.8149	0.3705	0.6321	0.4976	0.4085

注:*p<0.10,**p<0.05,***p<0.01。括号内为稳健标准误。“≤中位数”和“>中位数”指按照该指标上一年度的中位数划分的两个样本。表中所有自变量的含义同表2。

五、结论与政策启示

基本公共服务均等化是实现我国社会公平正义和共同富裕的坚实基础。在基本公共服务的供给过程中,各地在教育、医疗、社会保障等领域的政策呈现出高度的“碎片化”现象,导致公共服务供给水平在不同地区间存在显著差异。传统的政策干预主要依靠加大一般性财政转移支付力度和民生政绩考核力度,但这些方式无法有效解决根植于治理结构中的权力碎片化问题。在此背景下,本研究以医疗保障为例,探讨治理中心化在推动基本公共服务供给均等化中的作用。

研究表明,医保局的成立显著降低了职工医保筹资、待遇、支付和基金监管等政策的区域差异,有效提升了政策的整体统一性。同时,医保局成立减弱了地方财力差异对政策区域差异的影响,表明治理中心化有助于加强医保事权和财权的协同治理,提升医保政策的统一性。此外,治理中心化增强了地方政府对中央政策的依从性,抑制了府际竞争对医保政策差异的放大作用,从而在整体上提升了医保政策的规范化程度。进一步的分析发现,医保局缩小政策区域差异的效应主要通过“抬低抑高”的直接效应和“路径解耦”的间接效应两种机制实现:医保局成立通过“抬低抑高”直接提升了基金监管力度较低地区的监管力度,并适度缩小了单位缴费比例、住院报销比例和预付制种类在低水平和高水平地区之间的差异;医保局成立通过“路径解耦”使得单位缴费比例较低地区、预付制种类较低地区和基金监管力度较高地区降低了自身财力与这些政策指标的关联性,并提高了省内不同地区单位

缴费比例的联动性,即医保局成立削弱了地方财政能力和府际竞争对医保政策制定的驱动,使财政差异与竞争差异不再以原有方式转化为政策差异。这些有利于同时纠正保障不足和保障过度问题,提升医保供给的均等性。

需要说明的是,由于数据限制,本文所设计的支付方式和基金监管政策指标来自于政策文本,不涉及其实际执行中的具体表现。同时,本文仅关注政策供给层面的基本公共服务均等化,未纳入对患者负担、医疗服务利用、医疗资源分布和医保基金利用效率等需求和过程层面指标的分析。未来需要利用更多元的政策数据和微观数据,对治理中心化的影响开展深入分析。

本文的论证过程和结论,从经济和社会二分的视角回应了对中国发展模式持续至今的分权与集权之争。经济工作的目标是效率和增长,各地的经济禀赋千差万别,只有充分放权,让了解地方情况的干部识别当地比较优势,才能制定有效的发展策略。但社会治理的目标是维护社会公平,让全体成员共享发展成果,所涉及事项又通常具有较强的外部性,只有上移治理权限,才能规范地方政府行为,达成有效治理。

基于本文的分析结论,针对基本公共服务供给,提出如下政策建议。第一,对于具有公共物品属性和对跨区域政策一致性要求较高的领域,适度调整中央和地方的权责分配,增强治理中心性。对于公共物品属性较强的领域(例如环境治理),治理中心化可以利用跨越行政边界的正外部性;对于那些易受人口跨区域流动影响且区域间政策差异负面影响较大的领域(如教育和社会保障),治理中心化有助于提升受益公平性,降低公共服务供给不均等导致的社会问题。第二,在提升社会领域治理中心性、重塑事权格局的同时,配套调整各级政府的财政支出责任和地方机构的管理方式。当前,各类民生项目的省以下财政支出责任划分并无统一规则,各级政府间的治理职责和财权不相匹配的现象广泛存在,阻碍治理效能的发挥。与基本公共服务供给相关的各行政机构普遍采用属地管理方式,与治理权限的中心化并不匹配。当前,已有部分地级市实行市级以下医疗保障部门垂直管理。应进一步扩大这些试点的范围,并探索省以下机构的垂直管理。第三,在推进基本公共服务均等化的同时,要考虑到地方的实际需求和水平,避免“一刀切”现象的出现。对于医保等符合上述治理中心化特征的领域,也要对不同指标分类管理。例如,医保基金监管应统一出台政策并加强以大数据为基础的集中治理体系建设;而医保待遇制定则应尊重地方的特殊性。对于涉及地方特色和本地需求较强的领域(如文化体育),应留有充分的地方自主空间^⑩。

(作者单位:刘凯,中国人民大学劳动人事学院、中国人民大学中国就业与民生研究院;罗焱,北京大学政府管理学院;王天宇,中国人民大学劳动人事学院)

注释

①资料来源:《国务院关于印发“十三五”推进基本公共服务均等化规划的通知》(国发〔2017〕9号),https://www.gov.cn/zhengce/content/2017-03/01/content_5172013.htm;《关于印发〈“十四五”公共服务规划〉的通知》(发改社会〔2021〕1946号),https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2022-01/10/content_5667482.htm。

②2013年,全国共有225个职工医保统筹区出现当期收不抵支,占全部统筹区的32%,其中22个统筹区出现累计收不抵支;2016年,由于统筹层次提升,当期收不抵支的职工医保统筹区数量变为100个,占全部统筹区的30%,但累计收不抵支的统筹区数量增加到28个。参见:https://m.haiwainet.cn/middle/352345/2016/0301/content_29686285_1.html;以及人社部《2016社会保险运行报告》。

③在财政“四本账”(一般公共预算、政府性基金预算、社保基金预算和国有资本经营预算)中,医保行政经费列入一般公共预算。

④资料来源:《国家医保局 财政部关于建立医疗保障待遇清单制度的意见》(医保发〔2021〕5号),https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2021-08/11/content_5630791.htm。

⑤资料来源:《医保药品目录品种范围实现全国统一》,https://www.gov.cn/lianbo/bumen/202404/content_6944662.htm。

⑥资料来源:《关于修订基本公共卫生服务等5项补助资金管理暂行办法的通知》(财社〔2022〕31号),http://sbs.mof.gov.cn/zhengcefabu/202205/t20220520_3811940.htm。

⑦资料来源:《关于当前加强医保协议管理确保基金安全有关工作的通知》(医保办发〔2018〕21号),https://www.nhsa.gov.cn/art/2018/11/28/art_104_6440.html。

⑧截至2025年,我国共有333个地级行政单位,包括293个地级市、30个自治州、7个地区和3个盟。本研究使用的财政数据和控制变量数据主要来自于《中国城市统计年鉴》,后者仅统计了地级市的情况,未包含自治州、地区和盟的情况。因此,本文未分析地级市以外地级单位的政策文本。此外,由于海南省三沙市和儋州市分别于2012年和2015年成立,成立时间较晚,政策文本的时段和其他地市差别较大,因而本文也未分析这两个地市的政策文本。

⑨除了支付方式改革和基金监管2类政策语句,本研究还识别了推进参保扩面、完善筹资缴费、完善补充保险、建立门诊共济、提升医保报销率、扩大医保目录和支付范围、推进异地结算、加强经办建设、提升统筹层次、改革药品招采和推进药价谈判等11类政策语句。“基金监管力度”指标的计算以基金监管政策语句数量为分子,以全部类别(13类)政策语句数量为分母。个别地方政策文件在

治理中心化能否推动基本公共服务供给的均等化?

医疗管理与健康治理

少数年份可能未包含这些政策类别的具体表述,在此情况下,分母为0,导致“基金监管力度”指标出现缺省值。

⑩总体而言,筹资和待遇指标的区域差异指数(DI)较小,单位缴费比例和住院报销比例的DI在2010~2022年期间均小于0.1。而支付和基金监管指标的DI较大,二者在同期几乎均大于0.5。造成不同指标间量级差异的原因有二。其一,作为职工医保制度的刚性要素,筹资和待遇政策在各地制度建立时便被确立下来,且中央政府有较明确的指导意见。而支付方式和基金监管政策缺乏较明确的统一框架,地方拥有较大的自由裁量权。其二,为了便于开展区域间比较,本研究采用标准病人方法简化了筹资和待遇指标,每个地市的指标只反映了特定条件下的筹资和待遇水平。

⑪中外文人名(机构名)对照:钱(Qian);温加斯特(Weingast);许(Xu);达尔比(Dahlby);威尔逊(Wilson);奥斯特罗姆(Ostrom);法盖(Faguet);和(He);刘(Liu);肖(Xiao);朱(Zhu);特利齐(Terlizzi);黄(Huang);郭(Guo);杨(Yang);鲁伊斯(Ruiz);拉蒂根(Ratigan);张(Zhang);达斯(Das);司(Si);雷福德(Radford);里奥斯-阿维拉(Rios-Avila);古德曼-培根(Goodman-Bacon)。

参考文献

- (1)曹正汉:《中国上下分治的治理体制及其稳定机制》,《社会学研究》,2011年第1期。
- (2)陈进华:《治理体系现代化的国家逻辑》,《中国社会科学》,2019年第5期。
- (3)付明卫、徐文慧:《中国基本医疗保险省级统筹的影响因素和经验模式研究》,《消费经济》,2019年第5期。
- (4)傅勇:《财政分权、政府治理与非经济性公共物品供给》,《经济研究》,2010年第8期。
- (5)顾昕:《人民的健康(上):走向去碎片化的中国医保改革》,浙江大学出版社,2022年。
- (6)何文炯:《深化医保改革 助力共同富裕》,《中国医疗保险》,2021年第3期。
- (7)何文炯:《基于共同富裕的职工医保制度优化》,《长白学刊》,2023年第2期。
- (8)何艳玲、钱蕾:《“部门代表性竞争”:对公共服务供给碎片化的一种解释》,《中国行政管理》,2018年第10期。
- (9)贾俊雪、郭庆旺:《政府间财政收支责任安排的地区经济增长效应》,《经济研究》,2008年第6期。
- (10)姜晓萍、吴宝家:《人民至上:党的十八大以来我国完善基本公共服务的历程、成就与经验》,《管理世界》,2022年第10期。
- (11)焦长权:《迈向共同富裕之路:社会建设与民生支出的崛起》,《中国社会科学》,2022年第6期。
- (12)焦长权、王伟进:《迈向共同富裕的财政再分配——政府间转移支付的动态效应与制度逻辑》,《社会学研究》,2023年第1期。
- (13)李乐乐、唐馨怡:《政策扩散理论视角下我国DRG政策演变及扩散机制研究——基于2009—2022年DRG政策的量化文本分析》,《社会保障研究》,2023年第2期。
- (14)李实、杨一心:《面向共同富裕的基本公共服务均等化:行动逻辑与路径选择》,《中国工业经济》,2022年第2期。
- (15)李永友、周思娇、胡玲慧:《分权时序与经济增长》,《管理世界》,2021年第5期。
- (16)刘宏、段雪怡、王天宇:《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》,2024年第2期。
- (17)刘凯、和经纬:《“补供方”与“补需方”对医疗费用的影响比较——基于三明市新医改的实证研究》,《北京行政学院学报》,2017年第6期。
- (18)刘伟:《政策扩散的理论、实践与发展》,科学技术文献出版社,2020年。
- (19)鲁全:《中国医疗保险管理体制变革研究:府际关系的视角》,《中国行政管理》,2022年第2期。
- (20)吕国营:《新时代中国医疗保障制度如何定型?》,《社会保障评论》,2020年第3期。
- (21)缪小林、王婷、高跃光:《转移支付对城乡公共服务差距的影响——不同经济赶超省份的分组比较》,《经济研究》,2017年第2期。
- (22)缪小林、张蓉:《从分配迈向治理——均衡性转移支付与基本公共服务均等化感知》,《管理世界》,2022年第2期。
- (23)彭浩然、岳经纶:《中国基本医疗保险制度整合:理论争论、实践进展与未来前景》,《学术月刊》,2020年第11期。
- (24)彭浩然、岳经纶、李晨烽:《中国地方政府养老保险征缴是否存在逐底竞争?》,《管理世界》,2018年第2期。
- (25)彭颖、雷涵、王海银、王力男、徐嘉婕、金春林:《我国各地按病种收付费改革进展与启示》,《中国卫生资源》,2018年第6期。
- (26)王诗宗:《治理理论与公共行政学范式进步》,《中国社会科学》,2010年第4期。
- (27)王贞、封进、刘一恒:《医保基金监管的震慑效应:理论与实证分析》,《管理世界》,2025年第10期。
- (28)夏志强:《国家治理现代化的逻辑转换》,《中国社会科学》,2020年第5期。
- (29)谢菲、岳经纶:《我国地方政府创新的动力何在:地方竞争、制度变迁与政策企业家的视角及启示》,《公共治理研究》,2022年第3期。
- (30)薛澜、张帆、武冰瑶:《国家治理体系与治理能力研究:回顾与前瞻》,《公共管理学报》,2015年第3期。
- (31)姚洋、张牧扬:《官员绩效与晋升锦标赛——来自城市数据的证据》,《经济研究》,2013年第1期。
- (32)郁建兴、王诗宗:《治理理论的中国适用性》,《哲学研究》,2010年第11期。
- (33)岳经纶、王春晓:《三明医改经验何以得到全国性推广?基于政策创新扩散的研究》,《广东社会科学》,2017年第5期。
- (34)郑功成:《“十四五”时期中国医疗保障制度的发展思路与重点任务》,《中国人民大学学报》,2020年第5期。
- (35)郑功成:《中国医疗保障基金:政策演进、实践评估与可持续发展》,《江淮论坛》,2022年第5期。
- (36)周黎安:《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,《经济研究》,2007年第7期。
- (37)周黎安:《转型中的地方政府:官员激励与治理》,格致出版社,2008年。
- (38)朱旭峰、赵慧:《政府间关系视角下的社会政策扩散——以城市低保制度为例(1993—1999)》,《中国社会科学》,2016年第8期。
- (39)朱玄、王萍:《天津市腹膜透析按人头付费改革实施效果评价》,《中国医疗保险》,2024年第1期。
- (40) Dahlby, B. and Wilson, L., 1994, “Fiscal Capacity, Tax Effort, and Optimal Equalization Grants”, *Canadian Journal of Economics*, vol.27(3), pp.657~672.
- (41) Das, J., Holla, A., Mohpal, A. and Muralidharan, K., 2016, “Quality and Accountability in Health Care Delivery: Audit-Study Evidence from Primary Care in India”, *American Economic Review*, vol.106(12), pp.3765~3799.
- (42) Faguet, J. P., 2004, “Does Decentralization Increase Government Responsiveness to Local Needs?: Evidence from Bolivia”, *Journal of Public Economics*, vol.88(3~4), pp.867~893.
- (43) Goodman-Bacon, A., 2021, “Difference-in-differences with Variation in Treatment Timing”, *Journal of Econometrics*, vol.225(2), pp.254~277.

- (44) Guo, Y., Wang, F. and He, A. J., 2021, "Local Policy Discretion in Social Welfare: Explaining Subnational Variations in China's De Facto Urban Poverty Line", *The China Quarterly*, vol.249, pp.114~138.
- (45) He, A. J., 2023, "Scaling-up Through Piloting: Dual-track Provider Payment Reforms in China's Health System", *Health Policy and Planning*, vol.38(2), pp.218~227.
- (46) Huang, W. and Liu, H., 2023, "Early Childhood Exposure to Health Insurance and Adolescent Outcomes: Evidence from Rural China", *Journal of Development Economics*, vol.160, No.102925.
- (47) Huang, X., 2015, "Four Worlds of Welfare: Understanding Subnational Variation in Chinese Social Health Insurance", *The China Quarterly*, vol.222, pp.449~474.
- (48) Liu, K., Liu, W. and He, A. J., 2023, "Evaluating Health Policies with Subnational Disparities: A Text-mining Analysis of the Urban Employee Basic Medical Insurance Scheme in China", *Health Policy and Planning*, vol.38(1), pp.83~96.
- (49) Liu, K., Wang, T., Bai, C. and Liu, L., 2022, "Strengthening Local Governance in Health Financing in China: A Text-mining Analysis of Policy Changes Between 2009 and 2020", *Health Policy and Planning*, vol.37(5), pp.677~689.
- (50) Ostrom, E., 2010, "Beyond Markets and States: Polycentric Governance of Complex Economic Systems", *American Economic Review*, vol.100(3), pp.641~672.
- (51) Qian, Y. and Weingast, B. R., 1997, "Federalism as a Commitment to Preserving Market Incentives", *Journal of Economic Perspectives*, vol.11(4), pp.83~92.
- (52) Radford, A., Wu, J., Child, R., Luan, D., Amodei, D. and Sutskever, I., 2019, "Language Models are Unsupervised Multitask Learners", *OpenAI Blog*, vol.1(8), No.9.
- (53) Ratigan, K. E., 2022, *Local Politics and Social Policy in China: Let Some Get Healthy First*, Cambridge University Press.
- (54) Rios-Avila, F., 2020, "Recentered Influence Functions (RIFs) in Stata: RIF Regression and RIF Decomposition", *The Stata Journal*, vol.20(1), pp.51~94.
- (55) Si, Y., Chen, G., Su, M., Zhou, Z., Yip, W. and Chen, X., 2025, "The Impact of Physician-Patient Gender Match on Healthcare Quality: An Experiment in China", *Social Science & Medicine*, vol.380, No.118166.
- (56) Terlizzi, A., 2018, "Health System Decentralization and Recentralization in Italy: Ideas, Discourse, and Institutions", *Social Policy & Administration*, vol.53(7), pp.974~988.
- (57) Xiao, S. and Zhu, X., 2022, "Bureaucratic Control and Strategic Compliance: How do Subnational Governments Implement Central Guidelines in China?", *Journal of Public Administration Research & Theory*, vol.32(2), pp.342~359.
- (58) Xu, C., 2011, "The Fundamental Institutions of China's Reforms and Development", *Journal of Economic Literature*, vol.49(4), pp.1076~1151.
- (59) Yang, J. and Ruiz, M., 2021, "Are Pilot Experiments Random? Social Connections and Policy Expansion in China", *The Journal of the Economics of Ageing*, vol.18, No.100305.
- (60) Zhang, Y., 2020, "Promotion Tournament 2.0: Why Local Cadres Expand Health-care Provision in China?", *Governance*, vol.33(4), pp.897~914.
- (61) Zhang, Z., Zhang, H., Chen, K., Guo, Y., Hua, J., Wang, Y. and Zhou, M., 2021, "Mengzi: Towards Lightweight yet Ingenious Pre-Trained Models for Chinese", arXiv:2110.06696.

Can Governance Centralization Promote the Equalization of Basic Public Service Provision? Evidence from the Establishment of Healthcare Security Administrations

Liu Kai^{a,b}, Luo Yao^a and Wang Tianyu^a

(a. School of Labor and Human Resources, Renmin University of China; b. Institute for Employment and Welfare Studies, Renmin University of China; c. School of Government, Peking University)

Abstract: One major challenge in promoting the equalization of basic public services lies in the policy fragmentation resulting from the long-standing decentralized governance model in the field of people's wellbeing. The establishment of Healthcare Security Administrations (HSAs) provides an opportunity to examine, using the healthcare security sector as a case study, how a shift toward centralized governance can reduce policy fragmentation and enhance the equalization of basic public service provision. Drawing on a comprehensive database of Urban Employee Basic Medical Insurance (UEBMI) policies covering all prefecture-level cities from 2010 to 2022, this study employs machine learning techniques and the "standardized patient" approach to depict the evolution of regional disparities in UEBMI policies across four dimensions—financing, benefits, provider payment, and fund supervision—and to explore the mechanisms underlying such disparities. The results show that the establishment of HSAs directly reduced inter-city disparities in employer contribution rates, inpatient reimbursement rates, types of prepayment methods, and the intensity of fund supervision. It also mitigated the influence of two underlying mechanisms—fiscal capacity inequality and intergovernmental competition—that tend to exacerbate regional policy divergence. Further analysis reveals that HSAs primarily narrowed regional policy disparities through two mechanisms: a direct "raising-the-low and restraining-the-high" effect and an indirect "path-decoupling" effect. This study provides the first empirical evidence on the equalizing effects of governance centralization in China's healthcare security system. It contributes to the broader debate on decentralization versus centralization in China's development model from both economic and social perspectives, offering policy insights for shifting from a fiscal-transfer-focused approach to one that emphasizes governance optimization in promoting the equalization of basic public services.

Keywords: equalization of basic public services; regional disparities; health insurance; governance centralization; Healthcare Security Administrations

Can Governance Centralization Promote the Equalization of Basic Public Service Provision? Evidence from the Establishment of Healthcare Security Administrations

Liu Kai^{ab}, Luo Yao^c and Wang Tianyu^a

(a. School of Labor and Human Resources, Renmin University of China; b. Institute for Employment and Welfare Studies, Renmin University of China; c. School of Government, Peking University)

Summary: Since the 18th National Congress of the Communist Party of China, a trend toward recentralization has emerged in the field of social policy. One notable manifestation of this trend is the establishment of Healthcare Security Administrations (HSAs), which offers an opportunity to examine the relationship between governance centralization and the equalization of basic public service provision. The National Healthcare Security Administration (NHSA) was established in 2018, and local HSAs were established both before and after the national-level agency's creation. These agencies consolidated health insurance functions that had previously been dispersed across the health, civil affairs, and human resources and social security departments. Through vertical operational guidance and supervision, they have also promoted an upward shift of governance authority.

This study draws on a comprehensive dataset of Urban Employee Basic Medical Insurance (UEBMI) policies covering all prefecture-level cities from 2010 to 2022. It characterizes the evolution of regional disparities in UEBMI policies across four dimensions: financing, benefits, provider payment, and fund supervision. A staggered difference-in-differences design is used to examine the impact of the centralization of healthcare security governance on regional variations in these dimensions. The results show that the establishment of HSAs directly narrowed inter-city variation in employer contribution rates, inpatient reimbursement rates, types of prepayment methods, and the intensity of fund supervision. It also mitigated the influence of two underlying mechanisms that exacerbate regional policy divergence: fiscal capacity inequality and intergovernmental competition. Further analysis shows that HSAs primarily narrowed regional policy disparities through two mechanisms: "raising the low and restraining the high" and "path decoupling". The establishment of HSAs directly strengthened fund supervision in cities with previously weak oversight. It also modestly narrowed the gaps between cities with low and high levels of employer contribution rates, inpatient reimbursement rates, and types of prepayment methods. HSAs also weakened the associations between local fiscal capacity and key policy indicators. This effect was most pronounced in cities with low employer contribution rates, in those with fewer types of prepayment methods, and in those with high fund supervision intensity. Meanwhile, HSAs strengthened the alignment of employer contribution rates across different cities within each province.

This study makes several key contributions to the existing literature. First, drawing on a long-term dataset of health insurance policies at the prefectural level, it provides the first comprehensive analysis of the evolution of regional disparities in China's health insurance policies. Second, it proposes and empirically validates two mechanisms—fiscal capacity inequality and intergovernmental competition—that drive regional divergence in social policies, thereby explaining why social policies may acquire local characteristics in the Chinese context. Third, taking the establishment of HSAs as a natural experiment, this study provides the first empirical evidence on the role of governance centralization in reducing regional disparities in social policies. Fourth, this study advances the argument that governance centralization can promote the equalization of basic public service provision. This argument offers a theoretical synthesis of China's recent achievements in the social policy domain, stands in contrast to the "promotion tournament" model associated with decentralization in the economic domain, and prompts a reconsideration of theories of vertical fiscal redistribution.

Keywords: equalization of basic public services; regional disparities; health insurance; governance centralization; Healthcare Security Administrations

JEL Classification: H75, H77, I13, H11

附录一 研究设计细节

附表1 各地市医保局成立时间

医保局成立时间	地市
2016年	福建省三明市
2017年	福建省福州市、厦门市、泉州市、漳州市、莆田市、龙岩市、南平市、宁德市，甘肃省庆阳市，辽宁省锦州市
2018年	安徽省合肥市、蚌埠市、滁州市
2019年	其他城市

附表2 标准病人设定方法

标准病人	具体设定
人口学信息	<ul style="list-style-type: none"> ·年龄:50岁 ·单位类型:市级企业单位,非省级、县级等其他单位 ·职工身份:在职职工,非公务员、退休职工、灵活就业人员、农民工等人群
参保信息	<ul style="list-style-type: none"> ·医保类型:城镇职工基本医疗保险,不考虑大病保险、大额补充医疗保险等 ·参保年限:连续多年参保 ·账户类型:统账结合,非单建统筹等特殊类型
就医信息	<ul style="list-style-type: none"> ·医疗服务类型:当年首次住院,非门诊、慢特病服务 ·政策范围内住院费用段:10000~15000元 ·药品使用:甲类药品

注:(1)根据中国家庭追踪调查(CFPS)2010、2012、2014、2016、2018、2020年的数据,住院病人的平均年龄分别为52.5岁、52.8岁、53.9岁、56.2岁、56.4岁和54.8岁,不分调查年份的平均年龄为54.6岁。为了尽量消除退休的影响,同时不过度偏离住院平均年龄,本研究将标准病人的年龄设定为50岁。(2)根据中国健康与养老追踪调查(CHARLS)数据,2011、2013、2015、2018年个体过去一年住院总费用均值分别为13533元、15512元、14553元、14012元,而CFPS数据中2010、2012、2014、2016、2018、2020年分别为8664元、9746元、12150元、13634元、15366元、16767元,大多处于10000~15000元区间。此外,鉴于许多城市的报销比例采用分段计算、累加支付的方式,本文重点研究10000~15000元费用段的报销比例,该费用段不但接近调查数据平均费用均值,而且与略高于住院起付线的费用段相比,更能体现医保待遇政策的慷慨程度。(3)新冠疫情期间企业职工基本医疗保险费阶段性减征政策(2020年2月至6月)造成2020年单位缴费比例出现前后不一致的情况。本文在采集信息时,将2020年的单位缴费比例一律设定为未减征的水平。

附表3 职工医保支付和基金监管政策类别框架

政策大类	政策子类
支付方式改革	推进DRG或DIP
	推进总额预付
	推进单病种付费
	推进按床日付费
	推进按人头付费
医保基金监管	完善监管体制机制
	打击欺诈骗保
	建设信息系统
	加强协议管理

附表4 职工医保支付方式和基金监管政策的训练和测试

模型序号	政策类别	训练样本	测试样本	准确率	查准率	查全率	F1分数
大类1	支付方式	34704	8676	99.79%	97.3%	98.6%	0.979
大类2	基金监管	21180	5295	93.30%	84.5%	65.3%	0.737
子类1	DRG/DIP	231	56	95.10%	83.6%	85.0%	0.843
子类2	总额预付	480	117	95.60%	89.3%	92.5%	0.909
子类3	单病种付费	556	149	94.60%	87.4%	90.0%	0.887
子类4	按床日付费	128	33	94.50%	80.5%	85.3%	0.828
子类5	按人头付费	249	59	95.00%	92.4%	97.1%	0.947
子类6	监管体制机制	266	66	96.40%	85.7%	66.7%	0.750
子类7	欺诈骗保	163	41	97.30%	85.9%	78.0%	0.817
子类8	信息系统	331	83	93.40%	77.1%	62.1%	0.688
子类9	协议管理	102	25	98.10%	85.2%	61.7%	0.716

注:在训练过程中,设定训练轮次(epoch)最大为20,设定训练批次大小(Batch Size)为64。本文展示了4项机器学习模型性能度量指标:准确率(accuracy)、查准率(precision)、查全率(recall)和F1分数(F1-score)。对于政策语句预测的二分类(0/1,0表示不属于该类别,1表示属于该类别)问题,本文根据实际值(0/1)和预测值(0/1)构建了一个2x2混淆矩阵(confusion matrix),包括4组结果:True Positive(TP,即预测值为1,预测正确),False Positive(FP,即预测值为1,预测错误),True Negative(TN,预测值为0,预测正确),以及False Negative(FN,预测值为0,预测错误)。准确率=(TN+TP)/(TN+FP+FN+TP),查准率=TP/(TP+FP),查全率=TP/(TP+FN),F1分数=2×(Precision×Recall)/(Precision+Recall)。其中,查准率和查全率往往此消彼长:查准率高时,查全率可能偏低;反之亦然。而F1分数是一个同时考虑查准率和查全率的平衡指标。

附表5 2022年成都市、西安市、济南市基金监管行动比较

		基金监管指标高水平		基金监管指标中水平		基金监管指标低水平	
案例城市		成都		西安		济南	
案例内容		新闻内容示例		新闻内容示例		新闻内容示例	
组织建设	成立专项小组	√	成立工作领导小组,主动作为,打破工作壁垒,统一部署,系统推进工作				
	开展工作培训	√	2022年成都市医保系统基金监管暨行政执法培训班在青白江举办	√	组织分管领导、科室负责人及业务骨干参加“全市通办”系统线上培训会	√	学习《医疗保障基金使用监督管理条例》《山东省医疗保障基金监督管理办法》等医保政策法规、医保业务操作流程
	实现部门联动	√	强化医保、公安、卫健等部门的横向联动,建立部门间的线索通报、案件移送、研判会商、联合行动等工作机制	√	医保、税务及社会事务三部门将夯实部门合作,畅通信息共享”		
	邀请专家研讨					√	市医保局召开医保基金绩效评价专家研讨会
监管形式	自查自纠	√	通过自查自纠,48家机构查出重复收费、不合理诊疗等问题9类88个,全面自查清理违规费用99.1万	√	医保局将《医疗机构自查清单》下发辖区内定点医疗机构,对辖区内民营医院及公立医院开展自查整改		
	突击抽查	√	成都市医保基金监管“利剑行动”检查组到简阳市开展抽查复查工作,通过数据分析、病案病历抽查、现场询问等方式对被检医药机构进行了全面检查	√	在西安市市本级70家定点医疗机构及1446家定点零售药店中,现场随机抽取了市本级36家受检对象,接受社会各界和新闻媒体监督		
	常态监察	√	确保稽核落地见效,今年累计开展日常巡查检查195次	√	对定点医疗机构和定点零售药店医保基金使用情况进行常态化检查	√	今年是省市联合稽核的第二年度,决定将省市双定点的区管医院纳入联合稽核的同时,将省市两级联动拓展为省市区三级联动的稽核模式
	普遍筛查	√	稽核小组采取“四不两直”方式,分片区持续对定点零售药店开展“拉网式”检查				
	社会监督	√	有关领导宣读了《关于聘任医疗保障基金社会监督员的通知》,并向医疗保障基金社会监督员颁发聘书	√	组织召开医疗保障基金社会监督员工作专题会,医保基金社会监督员及定点医药机构代表参加会议	√	市医保局于1月21日召开2022年度医保基金社会监督员座谈会
	智能监测	√	2022年共筛查疑点数据3万余条,通过靶向监管拒付违规、不合理费用190余万元	√	西安市各区县医疗保障局积极推动国家医保信息平台上线运行	√	特别是智能监控系统建设应用起步早有特色,监管方式创新有亮点,基金日常监管成效突出
宣传动员	案例通报	√	会议通报了近期基金监管典型案例,对基金监管工作提出了具体要求	√	有效发挥违纪违法典型案例“后半篇文章”的治理效能,推动“以案促改”工作走深走实	√	定期曝光欺诈骗保典型案例,形成高压震慑态势,增强公众防范意识
	警示座谈	√	召开第三季度基金监管警示教育大会	√	区医疗保障局召开“以案促改”强化建设警示教育大会		
	专门约谈	√	同时对于日常协议监管中存在问题的定点医药机构及时组织约谈			√	结合5月全区定点医药机构现场督导检查情况,对相关违规医药机构开展现场约谈工作
	基层宣教	√	进社区开展“蓉城医保客厅·百姓大讲堂”系列活动,宣讲打击欺诈骗保政策知识	√	结合支部主题党日,到环北社区扎实开展医保政策进社区主题宣传活动	√	借助“双报到”、下沉社区抗疫的机会,现场向社区居民宣讲实名制就医、医保基金使用、打击欺诈骗保行为等政策规定
效果评估	查处费用总额	6099万元		—		3644万元	

注:为聚焦分析,案例分析以2022年为例。具体分析过程如下:首先,依据2022年各地级市的原始“基金监管力度”指标,本文将全国291个地级市划分为高、中、低3个等级。其次,综合考虑政务公开水平及案例可比性,本文在每一等级中选取一个省会(副省级)城市作为代表案例,分别为:成都市(基金监管指标高水平)、西安市(基金监管指标中水平)、济南市(基金监管指标低水平)。随后,通过手动采集各城市医疗保障局官网于2022年度发布的全部关于“医保基金监管”的新闻报道,构建案例分析文本库。最终收集文本条目分别为:成都市165条、西安市58条、济南市15条。最后,本文从组织建设、监管形式、宣传动员及效果评估4个维度出发,下设共计15项具体子维度,对3个城市的基金监管行动进行系统比较。总体来看,3座城市在组织建设、监管形式与宣传动员等维度上则呈现出明显差异,与本研究中“基金监管力度”指标对应的等级划分基本吻合。除上述案例分析外,本文还对“基金监管力度”指标的测量质量进行了两项效标关联度(Criterion-related validity)分析。其核心逻辑是:一个有效的“基金监管力度”测量指标,应当能够显著预测一个符合理论和现实预期的关键结果——更严格的基金监管政策规定能激发更多相关政府行动,进而有效遏制不合理医疗支出,降低参保人的实际医疗负担(王贞等,2025)。基于此,本文开展了如下两项分析。(1)检验基金监管政策语句和相关新闻数量的关系。首先,本文新建了一个地市级的医保基金监管新闻数据库,通过收集所有地级市的政府新闻报道网址,采用自动程序下载政府新闻内容。其次,本文建立一个小样本库,手工采集238条高质量的医保基金监管新闻报道,再采取机器学习方法识别新闻数据库中 and 医保基金监管相关的新闻报道,并计算每个地级市每年的相关新闻报道总量。再次,通过地市名称和年份将政策数据库和新闻数据库进行匹配,检验基金监管政策语句和相关新闻数量的关系。结果显示,职工医保基金监管政策语句总量与相关基金监管新闻总量呈现显著的正向关系。即,政策文本中关于基金监管的表述越多,该地区在实际工作中与基金监管相关的政府新闻报道也越频繁,从而验证了本文构建的“基金监管力度”政策变量能够有效捕捉现实世界中监管活动的强度与可见度。(2)分析基金监管政策力度与个体医疗负担的关系。本文利用中国国家家庭追踪调查(2014-2022)的个体数据,检验职工医保基金监管力度对参保职工年度自付医疗费用的影响。结果显示,在控制了个人年龄、教育程度、健康状况、工作状态、慢性病情况、家庭规模、家庭收入以及城市和年份固定效应后,“基金监管力度”的系数显著为负。这表明,在“基金监管力度”较高的地区,参保职工的年自付医疗费用确实显著更低。这些证据表明本文构建的“基金监管力度”指标具有良好的效标关联度。

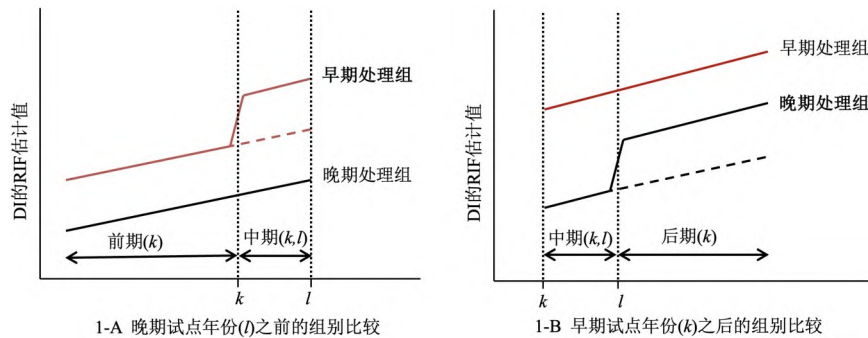
附表6 控制变量测量方法及数据来源

变量名称	测量方法及依据	数据来源
人均GDP	人均地区生产总值	中国城市统计年鉴
人口密度	地市辖区内每平方公里人口数	
城镇化水平	非农业人口占常住人口的比重	
职工平均工资	在岗职工平均工资。依据：职工医保的筹资和待遇水平与当地的职工社会平均工资高度相关	
医院床位资源	每千常住人口医院床位数	
医生资源	每千常住人口医生数	
人均预期寿命	省级层面的人均预期寿命。依据：控制居民健康程度，但缺乏地市层面的人均预期寿命、居民患病率等公开数据	中国统计年鉴
老龄化程度	省级层面65岁以上人口占比。依据：控制老龄化程度，但缺乏地市层面的年龄结构公开数据	
职工医保市级统筹	是否实施职工医保市级统筹。本文识别了各地市最早发布职工医保市级统筹政策文件的年份，该年份及之后“市级统筹”变量赋值为1，之前则赋值为0	本研究自建的医疗政策数据库
职工医保政策占比	地市层面的职工医保政策数量占所有医疗政策数量的比例。依据：政府的注意力分配是影响基本公共服务供给水平的重要因素，地方政府对医保政策的不同关注程度会影响医保政策的区域差异	

附表7 自变量间相关系数

变量	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	
1	1.00																					
2	0.00	1.00																				
3	-0.01	-0.64	1.00																			
4	0.00	0.11	-0.30	1.00																		
5	0.00	-0.17	0.09	0.22	1.00																	
6	0.02	0.09	-0.05	-0.14	-0.21	1.00																
7	0.01	-0.10	0.11	0.19	0.68	0.01	1.00															
8	0.00	0.13	-0.19	0.08	-0.25	0.10	-0.14	1.00														
9	0.00	-0.02	0.02	-0.01	0.04	-0.04	0.00	0.11	1.00													
10	-0.01	0.04	-0.10	0.02	-0.12	0.08	-0.10	0.09	0.10	1.00												
11	0.00	0.00	0.08	-0.09	0.09	0.04	0.08	-0.09	0.02	-0.06	1.00											
12	0.28	0.72	-0.70	0.17	-0.07	0.07	-0.05	0.14	-0.03	0.02	-0.03	1.00										
13	0.03	0.35	-0.45	0.07	-0.28	0.10	-0.29	0.25	-0.04	0.13	-0.06	0.27	1.00									
14	0.07	0.41	-0.34	-0.08	-0.07	0.14	-0.02	0.05	0.02	-0.02	0.04	0.42	0.11	1.00								
15	0.68	0.29	-0.17	0.10	0.02	0.07	0.11	0.10	-0.03	0.00	0.05	0.54	0.06	0.29	1.00							
16	0.20	0.51	-0.46	0.04	0.00	-0.06	-0.03	-0.04	0.03	-0.03	0.01	0.55	0.09	0.44	0.38	1.00						
17	0.26	0.69	-0.53	0.07	-0.10	0.02	-0.07	0.02	-0.01	-0.02	0.01	0.67	0.18	0.52	0.50	0.74	1.00					
18	0.45	0.14	-0.36	0.11	-0.31	-0.04	-0.32	0.24	0.01	0.09	-0.13	0.39	0.34	0.07	0.34	0.19	0.24	1.00				
19	0.57	-0.08	-0.11	0.16	0.22	-0.15	0.08	0.01	0.08	0.05	-0.15	0.22	0.12	-0.06	0.39	0.20	0.11	0.61	1.00			
20	0.26	0.04	-0.05	0.01	-0.11	0.00	-0.10	0.06	0.00	0.01	0.01	0.18	0.05	0.08	0.36	0.17	0.15	0.30	0.20	1.00		
21	0.07	0.01	-0.06	-0.01	-0.07	0.03	-0.09	0.09	0.00	0.04	0.01	0.05	0.07	0.02	0.04	-0.02	0.02	0.08	0.03	0.01	1.00	

注：图中序号所代表的自变量名称依次为：1. 医保局成立；2. 人均财政收入；3. 财政依赖度；4. 单位缴费比例（省内最高）；5. 单位缴费比例（省内最低）；6. 住院报销比例（省内最高）；7. 住院报销比例（省内最低）；8. 预付制种类（省内最高）；9. 预付制种类（省内最低）；10. 基金监管（省内最高）；11. 基金监管（省内最低）；12. 人均GDP；13. 人口密度；14. 城镇化水平；15. 职工平均工资；16. 医院床位资源；17. 医生资源；18. 人均预期寿命；19. 老龄化程度；20. 职工医保市级统筹；21. 职工医保政策占比。



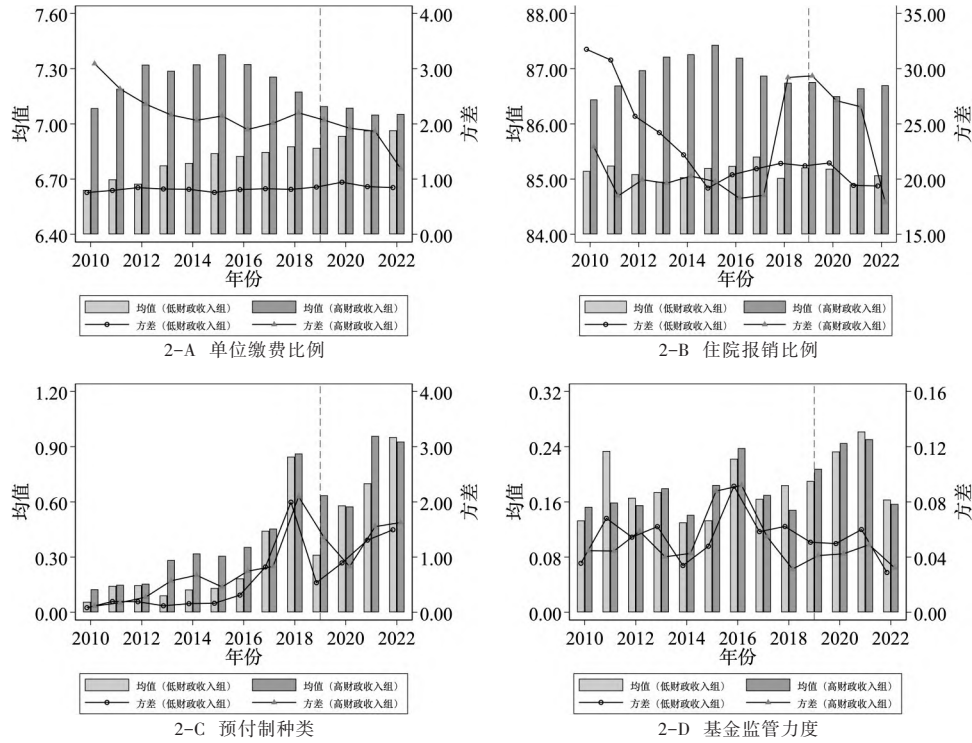
附图1 多时点DID估计示意图

注：根据古德曼-培根(2021)的设定，如果政策试点存在多个采纳时间，可将经典双向固定效应(Two-way fixed effects, TWFE)模型的总体DID估计量分解为一组2组2期(2x2)子样本的DID估计量。依据该思路，本研究公式(3)所采用的TWFE模型可进行如下理论上的拆解。(1)每次取医保局建立年份不同(k年和l年, k<l)的两组地市进行比较，其中k年建立医保局的地市设定为“早期处理组”，l年建立医保局的地市设定为“晚期处理组”。(2)将观测期分为三个阶段：前期([2010, k-1])，即两组均未建立医保局的时期；中期([k, l-1])，即早期处理组已建立医保局，而晚期处理组尚未建立医保局；后期([l, 2022])，即两组均已建立医保局。(3)确定k和l的所有可能组合。地市医保局的建立时间从2016年持续至2019年，因此k和l的组合有如下6种：2016 vs 2017, 2016 vs 2018, 2016 vs 2019, 2017 vs 2018, 2017 vs 2019, 2018 vs 2019。(4)估计所有组合子样本的DID估计系数和权重，生成试点效应的唯一DID估计量β(等于TWFE模型产生的DID估计量)。β是所有组合子样本的DID估计系数的加权平均，即β=∑_{k<l} s_{kl} [μ_{kl} β_{kl}^{2x2,k} + (1-μ_{kl}) β_{kl}^{2x2,l}]。其中，

$$\beta_{kl}^{2 \times 2, k} = (\bar{y}_k^{中期(k,l)} - \bar{y}_k^{前期(k)}) - (\bar{y}_l^{中期(k,l)} - \bar{y}_l^{前期(k)}), \beta_{kl}^{2 \times 2, l} = (\bar{y}_l^{后期(l)} - \bar{y}_l^{中期(k,l)}) - (\bar{y}_k^{后期(l)} - \bar{y}_k^{中期(k,l)}); s_{kl} \text{ 和 } \mu_{kl} \text{ 表示权重, } s_{kl} = \frac{n_k n_l (\bar{D}_k - \bar{D}_l) (1 - (\bar{D}_k - \bar{D}_l))}{\text{var}(\bar{D}_i)}, \mu_{kl} = \frac{1 - \bar{D}_k}{1 - (\bar{D}_k - \bar{D}_l)}, n_e \text{ 和 } n_l \text{ 分}$$

别表示早期处理组和晚期处理组的样本占比, D_k 和 D_l 分别表示早期处理组和晚期处理组的处理时间占比。

附录二 正文未报告的描述性统计及基准回归相关结果



附图2 分财政样本的职工医保政策指标均值和方差

注:低财政收入组包括当年人均财政收入低于全国平均值的地市,高财政收入组包括当年人均财政收入高于全国平均值的地市。2019年为医保局完成地市全覆盖年份。住院报销比例针对三级医院。

附表8 医保政策指标增长的动力

	单位缴费比例	住院报销比例	预付费制种类	基金监管力度
医保局成立	0.0762 (0.0678)	-0.0426 (0.4332)	0.1518 (0.1852)	0.0835* (0.0477)
人均财政收入	-0.0515 (0.1004)	-0.6888* (0.3668)	-0.0811 (0.1624)	-0.0347 (0.0475)
财政依赖度	0.0986 (0.1543)	-1.2271 (0.8782)	-0.0814 (0.2602)	-0.0027 (0.0917)
省内地市最高水平指标	0.2149*** (0.0309)	0.2412*** (0.0418)	0.1897*** (0.0192)	0.2494*** (0.0235)
省内地市最低水平指标	0.2005*** (0.0340)	0.1157*** (0.0240)	1.6868*** (0.3264)	0.7904*** (0.1411)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	3099	3059	2977	2125
R ²	0.8617	0.8417	0.3481	0.2927

注:本研究将公式(3)中的因变量 $RIF(y_{it}; v^{it})$ 替换为 y_{it} (即4个政策指标的原始值),分析各政策指标的驱动因素。结果显示,医保局成立显著增加了基金监管力度。人均财政收入的增长显著降低了住院报销比例。此外,职工医保政策的府际竞争效应十分明显。本地的4个指标随着省内地市最高水平指标的提升而显著提高,随着省内地市最低水平指标的降低而显著下降,表明“逐顶竞争”和“逐底竞争”并存。此外,医保局成立对单位缴费比例、住院报销比例和预付费制种类没有显著影响,其原因在正文表5中得到了一定解释。正文表5显示,对于单位缴费比例、住院报销比例和预付费制种类,医保局成立提升了低水平地区的指标水平,但降低了高水平地区的指标水平,因而对这些指标本身的变化没有显著影响,但可以降低这些指标的区域差异。* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。括号内为稳健标准误。住院报销比例针对三级医院。控制变量同正文表2。

附录三 稳健性检验结果

本文针对关键设定进行了一系列稳健性检验。第一,平行趋势检验。多时点DID模型识别因果效应需要满足平行趋势假设。附图3中的A系列子图显示,在地市医保局成立前,4个指标所涉及的医保局成立相对时间的回归系数均不显著,表明实验组和控制组对政策区域差异的相对贡献(DI的RIF估计值)的变动趋势不存在显著差异,满足平行趋势假设。同时,本文参考杜斯特曼等(2022)

的方法,绘制了去事前趋势的平行趋势图(附图3-B系列),结论依然稳健。

第二,安慰剂检验。尽管本文已控制了诸多城市特征变量以及前定变量和年份虚拟变量的交乘项,但仍可能存在未观测到的因素同时影响地市医保局建立和医保政策区域差异。为此,本文使用安慰剂检验方法检验未观测因素对估计结果的干扰。本文按照医保局成立的样本比例(31.46%,如正文表2所示)随机构造处理组,并随机分配处理时间,进而将该过程重复500次,得到500组伪医保局成立虚拟变量。若不存在未观测因素影响估计结果的情况,则这些虚拟变量的系数应为0。附图4显示,安慰剂检验产生的系数主要集中在0附近,且p值大多高于0.10,说明医保局成立对政策区域差异的影响并未明显受到未观测因素的干扰,从而印证了本文结论的稳健性。

第三,替换因变量。本文将针对三级医院的住院报销比例指标替换为针对二级医院的指标。对于支付方式和基金监管指标,将机器预测概率的门槛从90%降低为80%,将概率超过后者的语句识别为预付制和基金监管相关语句,进而重新设计因变量。此外,本文还改变了支付方式和基金监管指标的计算方法,在保持机器预测概率门槛90%的情况下,将每个地市的当年语句数量替换为自2010年以来的累计语句数量,并构建相关因变量。附表9显示,新的分析结果与主结果基本一致。

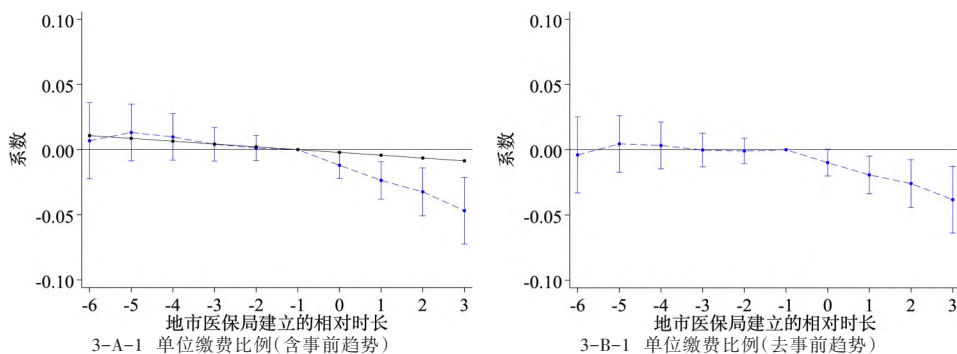
第四,替换机器学习模型。本文将孟子语言理解模型替换为百度文心大模型Ernie3.0-Base,重新训练模型并识别医保支付方式改革和基金监管相关的政策语句,进而挑选出预测概率大于90%的语句,重新构建预付制种类和基金监管力度变量。Ernie模型是一种基于BERT架构的增强型预训练语言模型,在中文理解任务上优于通用的BERT模型。附表10显示,对预付制种类和基金监管力度的回归结果保持稳健。

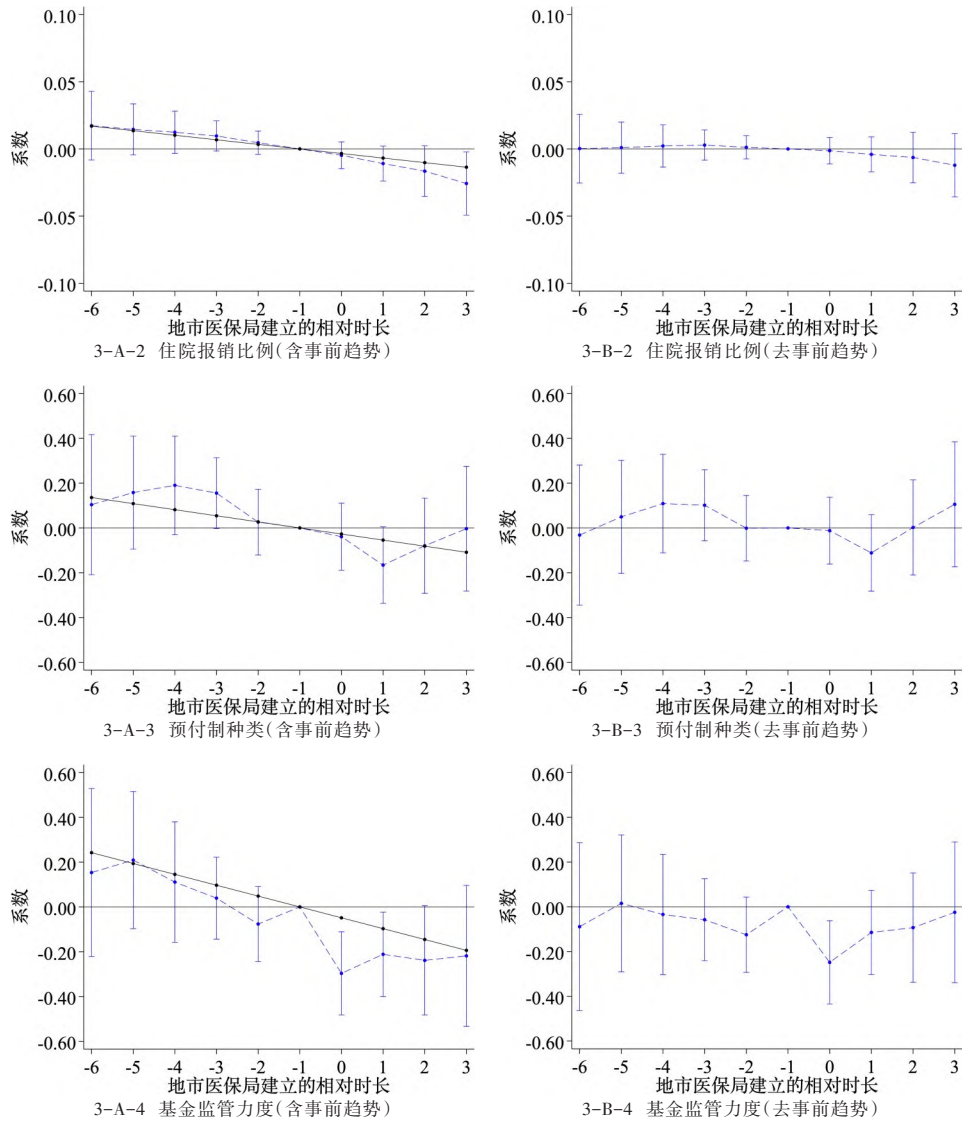
第五,替换核心自变量。首先,本文将“财政依赖度”替换为反映地方财政压力的“财政债务率”。财政依赖度反映地方政府对中央转移支付的依赖程度,而财政债务率直接测量政府的债务状况,考虑到各地普遍面临的债务负担问题,该指标较能反映地方的财政压力。参照吕炜等(2019)的界定,通过[(地市政府债余额+地市政投债余额)/地市政财预算收入]测得该指标。政府债务数据来自WIND数据库。附表11展示的结果与主结果基本符合。其次,采用分位数指标对反映“逐顶”和“逐底”竞争效应的核心自变量进行重新测度,以降低省内地市医保政策极端值的干扰。本文采用省内地市各政策指标的90%分位数替代省内地市最高水平指标,采用省内地市各政策指标的10%分位数替代省内地市最低水平指标。附表12展示的结果与主结果基本一致。

第六,剔除早期医保局试点样本。在国家医保局成立前,各地市开展的医保局试点代表的是省级层面的医保治理中心化,因而本文的主结果反映的是省级和国家级治理中心化的混合作用。本文通过剔除早期医保局试点样本来进一步检验国家层面治理中心化的作用。附表13显示,结果变化很小。需要注意的是,剔除早期医保局试点的观测值后,“医保局成立”自变量实际上表示了2019年前后的比较,这是因为剩余地市成立医保局的年份均为2019年。因此,此部分的分析未控制年份固定效应,但也使得“医保局成立”自变量的系数混合了医保局成立和时间层面不随地市变化的遗漏变量(例如国家层面的其他医改政策)的影响,这可能是医保局成立对单位缴费比例区域差异的影响不显著的原因。

第七,缩短观测期。在检验府际竞争的效应时,本文所构建的省内地市最高和最低水平指标可能同时反映了治理中心化的作用,即治理中心化可能会通过影响省内地市最高和最低水平指标的变化进而影响政策区域差异。为了尽量减少其造成的因果混淆问题,本文将观测期缩短至2010~2019年,并采用省内地市最高和最低水平指标的滞后一期。对于2019年成立医保局的大部分地市,2018年的省内地市最高和最低水平指标尚未受到医保局成立的影响。此外,缩短观测期还可以消除新冠疫情对医保政策区域差异的短期冲击。附表14显示,结果依然较为稳健。同时,由于2019年属于大部分医保局成立的当期,因而医保局成立对单位缴费比例区域差异未显示出显著影响,这与图3-A-1、图3-A-2、表3和附图3-B-1相呼应。

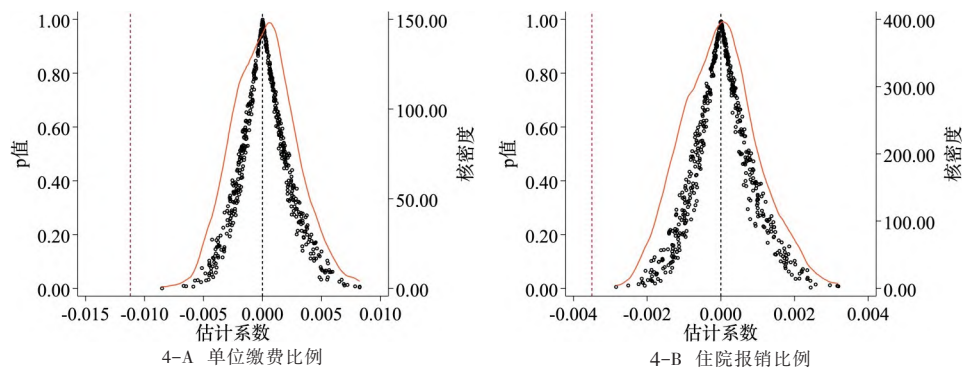
第八,排除同期医疗服务供给侧政策的影响。2009年新医改以来,以公立医院改革和基层医疗机构建设为代表的医疗服务供给侧改革常和医保改革协同推进。自2010年开始,城市公立医院综合改革分四批在全国范围内逐步推进。本研究进一步控制了地市“是否开展城市公立医院综合改革”的影响,一个地市开展改革前,该变量赋值为0,开展改革后赋值为1。此外,2010年,原国家卫生部启动“慢性非传染性疾病综合防控示范区”创建工作,涉及健康教育和健康促进、高危人群发现和干预、患者管理等多个方面。各区县自愿展示示范区建设,经卫生部门评估考核通过后成为示范区。本研究控制了地级市内“国家级慢性病综合防控示范区数量占其总区县数量的比重”。附表15显示,加入上述两个控制变量后,结果仍然稳健^①。

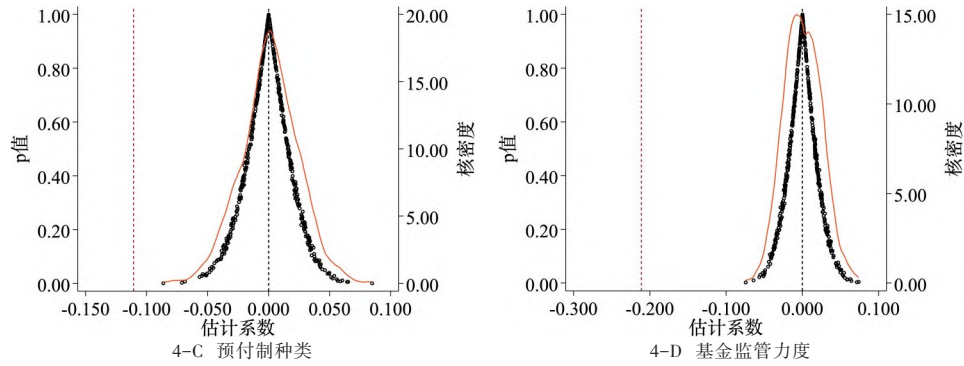




附图3 平行趋势检验

注:附图3-A系列中蓝色虚线为去事前趋势前的平行趋势线,黑色实线为-6至-1期的事前趋势拟合线;图3-B系列中蓝色虚线为去事前趋势后的平行趋势线。蓝色实线为90%置信区间。本研究的观察期为2010-2022年,而首个建立医保局的地市(三明市)的建立年份为2016年,没有多余-6期的观测值;最晚建立医保局的地市的建立年份为2019年,没有多余3期的观测值。本文将-6期之前的年份归并至-6期,将3期之后的年份归并至3期,并以-1期作为平行趋势检验的参考期。





附图4 安慰剂检验

注: x 轴为500次随机抽样生成的伪医保局成立虚拟变量的估计系数。黑色空心圈为估计系数的p值,红色实线为估计系数的核密度分布,红色虚线为医保局成立真实变量的估计系数。

附表9 稳健性检验:替换因变量

	住院报销比例(二级)区域差异		预付制种类(80%)区域差异		预付制种类(累计)区域差异		基金监管力度(80%)区域差异		基金监管力度(累计)区域差异	
	主效应	交互效应	主效应	交互效应	主效应	交互效应	主效应	交互效应	主效应	交互效应
医保局成立	-0.0035 (0.0044)	-0.0024 (0.0043)	0.0753 (0.0705)	0.1323 [*] (0.0727)	-0.0771 (0.0518)	-0.0905 [*] (0.0530)	-0.2095 ^{**} (0.0857)	-0.1708 [*] (0.0887)	-0.0714 [*] (0.0380)	-0.0686 [*] (0.0398)
人均财政收入	0.0029 [*] (0.0017)	0.0026 (0.0017)	0.0007 (0.0580)	-0.0009 (0.0616)	0.1132 ^{**} (0.0476)	0.1159 ^{**} (0.0500)	0.1835 ^{**} (0.0752)	0.2050 ^{***} (0.0761)	0.1067 ^{**} (0.0432)	0.1080 ^{**} (0.0460)
财政依赖度	-0.0019 (0.0034)	-0.0025 (0.0035)	0.0470 (0.1049)	-0.0382 (0.1073)	-0.0502 (0.0990)	-0.0215 (0.1054)	0.1109 (0.1467)	0.0461 (0.1527)	0.1269 (0.0838)	0.0986 (0.0881)
省内地市最高水平指标	0.0004 [*] (0.0002)	0.0004 (0.0002)	-0.0389 ^{***} (0.0046)	-0.0445 ^{***} (0.0053)	-0.0286 ^{***} (0.0073)	-0.0299 ^{***} (0.0080)	0.0113 (0.0313)	-0.0120 (0.0365)	0.2731 ^{***} (0.0516)	0.2372 ^{***} (0.0630)
省内地市最低水平指标	-0.0009 ^{***} (0.0003)	-0.0009 ^{***} (0.0002)	-0.2158 ^{***} (0.0562)	-0.1521 [*] (0.0898)	-0.0730 ^{***} (0.0178)	-0.2232 ^{**} (0.0924)	-1.3514 ^{***} (0.2266)	-1.5838 ^{***} (0.1873)	-0.5056 ^{***} (0.1589)	-0.9875 ^{***} (0.2609)
医保局成立×人均财政收入		0.0009 (0.0012)		0.0437 (0.0414)		-0.0193 (0.0314)		-0.0088 (0.0498)		0.0058 (0.0264)
医保局成立×财政依赖度		0.0037 (0.0044)		0.3029 ^{**} (0.1517)		-0.1195 (0.1193)		0.2332 (0.1787)		0.0362 (0.0929)
医保局成立×省内地市最高水平指标		-0.0002 (0.0002)		0.0120 (0.0098)		0.0106 (0.0132)		0.0617 (0.0714)		0.1296 (0.0936)
医保局成立×省内地市最低水平指标		-0.0001 (0.0002)		-0.1107 (0.1082)		0.1484 (0.0924)		0.6246 (0.4205)		0.6158 ^{**} (0.2818)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	3053	3053	3081	3081	2977	2977	2153	2153	2959	2959
R ²	0.7558	0.7561	0.3057	0.3077	0.7083	0.7089	0.3190	0.3211	0.6482	0.6495

注: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。括号内为稳健标准误。住院报销比例针对二级医院。控制变量同正文表2。

附表10 稳健性检验:替换机器学习模型

	预付制种类区域差异	预付制种类区域差异	基金监管力度区域差异	基金监管力度区域差异
医保局成立	-0.2014 ^{**} (0.0827)	-0.1294 (0.1036)	-0.2121 ^{**} (0.0906)	-0.1801 [*] (0.0929)
人均财政收入	-0.0293 (0.0588)	-0.0138 (0.0626)	0.2136 ^{***} (0.0820)	0.2374 ^{***} (0.0820)
财政依赖度	-0.0486 (0.1187)	-0.0713 (0.1241)	0.0755 (0.1637)	0.0322 (0.1771)
省内地市最高水平指标	-0.0800 ^{***} (0.0096)	-0.0677 ^{***} (0.0105)	0.0740 ^{**} (0.0348)	0.0244 (0.0433)
省内地市最低水平指标	-0.0156 (0.0332)	-0.0094 (0.0352)	-1.4939 ^{***} (0.2289)	-1.7947 ^{***} (0.3535)
医保局成立×人均财政收入		-0.0086 (0.0444)		-0.0431 (0.0478)
医保局成立×财政依赖度		0.1381 (0.1700)		0.1385 (0.1965)
医保局成立×省内地市最高水平指标		-0.0452 ^{**} (0.0218)		0.1355 [*] (0.0728)

医保局成立×省内地市最低水平指标		-0.0701 (0.0985)		0.6942* (0.3903)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	3198	3198	2056	2056
R ²	0.3476	0.3489	0.2967	0.3001

注:*p<0.10,**p<0.05,***p<0.01。括号内为稳健标准误。控制变量同正文表2。

附表 11 稳健性检验:替换核心自变量(财政债务率)

	单位缴费比例区域差异		住院报销比例区域差异		预付制种类区域差异		基金监管力度区域差异	
	主效应	交互效应	主效应	交互效应	主效应	交互效应	主效应	交互效应
医保局成立	-0.0100* (0.0054)	-0.0070 (0.0052)	-0.0042 (0.0053)	-0.0031 (0.0054)	-0.1239* (0.0704)	-0.1267 (0.0704)	-0.2024** (0.0913)	-0.1565* (0.0941)
人均财政收入	-0.0156 (0.0098)	-0.0116 (0.0090)	0.0030 (0.0020)	0.0020 (0.0021)	0.0374 (0.0563)	0.0445 (0.0597)	0.1535* (0.0801)	0.1710** (0.0785)
财政债务率	-0.0008** (0.0004)	-0.0008* (0.0004)	0.0000 (0.0001)	-0.0000 (0.0001)	0.0019 (0.0026)	0.0022 (0.0036)	-0.0018 (0.0042)	-0.0075 (0.0067)
省内地市最高水平指标	-0.0011 (0.0021)	0.0076*** (0.0025)	0.0004 (0.0003)	0.0005* (0.0003)	-0.0370*** (0.0062)	-0.0420*** (0.0074)	0.0275 (0.0360)	-0.0161 (0.0411)
省内地市最低水平指标	-0.0124*** (0.0036)	-0.0053 (0.0036)	-0.0007*** (0.0002)	-0.0008*** (0.0003)	-0.3920*** (0.0752)	-0.4001*** (0.0911)	-1.2464*** (0.2605)	-1.6484*** (0.2442)
医保局成立×人均财政收入		-0.0067 (0.0049)		0.0016 (0.0017)		-0.0071 (0.0471)		-0.0453 (0.0490)
医保局成立×财政债务率		-0.0000 (0.0004)		0.0000 (0.0001)		-0.0003 (0.0034)		0.0054 (0.0054)
医保局成立×省内地市最高水平指标		-0.0134*** (0.0035)		-0.0005* (0.0003)		0.0143 (0.0133)		0.1481* (0.0823)
医保局成立×省内地市最低水平指标		-0.0082*** (0.0028)		0.0000 (0.0003)		0.0193 (0.1643)		0.8648** (0.4229)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	2763	2763	2703	2703	2573	2573	1898	1898
R ²	0.7975	0.8060	0.7267	0.7272	0.3030	0.3034	0.3270	0.3314

注:*p<0.10,**p<0.05,***p<0.01。括号内为稳健标准误。控制变量同正文表2。

附表 12 稳健性检验:替换核心自变量(省内地市百分位水平指标)

	单位缴费比例区域差异		住院报销比例区域差异		预付制种类区域差异		基金监管力度区域差异	
	主效应	交互效应	主效应	交互效应	主效应	交互效应	主效应	交互效应
医保局成立	-0.0111** (0.0052)	-0.0123** (0.0053)	-0.0038 (0.0049)	-0.0016 (0.0049)	-0.1399** (0.0653)	-0.1239* (0.0657)	-0.2041** (0.0853)	-0.1617* (0.0873)
人均财政收入	-0.0108 (0.0096)	-0.0107 (0.0093)	0.0023 (0.0020)	0.0016 (0.0021)	0.0029 (0.0580)	0.0140 (0.0623)	0.2017*** (0.0761)	0.2251*** (0.0762)
财政债务率	0.0041 (0.0125)	0.0213* (0.0120)	-0.0041 (0.0045)	-0.0030 (0.0046)	-0.0147 (0.1061)	-0.0725 (0.1088)	0.1178 (0.1460)	0.0505 (0.1503)
省内地市 90% 分位水平指标	0.0095*** (0.0020)	0.0129*** (0.0021)	0.0006** (0.0002)	0.0007*** (0.0003)	-0.0727*** (0.0069)	-0.0765*** (0.0081)	-0.0139 (0.0332)	-0.0556 (0.0378)
省内地市 10% 分位水平指标	-0.0101*** (0.0027)	-0.0035 (0.0027)	-0.0008*** (0.0003)	-0.0007** (0.0003)	-0.2002*** (0.0749)	-0.2093*** (0.0778)	-1.2360*** (0.1874)	-1.5895*** (0.1893)
医保局成立×人均财政收入		-0.0145*** (0.0049)		0.0017 (0.0016)		0.0125 (0.0449)		-0.0175 (0.0498)
医保局成立×财政债务率		-0.0594*** (0.0202)		0.0014 (0.0063)		0.2374 (0.1531)		0.2104 (0.1785)
医保局成立×省内地市 90% 分位水平指标		-0.0103*** (0.0033)		-0.0003 (0.0002)		0.0096 (0.0141)		0.1413* (0.0756)
医保局成立×省内地市 10% 分位水平指标		-0.0101*** (0.0035)		-0.0003 (0.0003)		0.0000 (0.0000)		0.7020** (0.3155)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	3099	3099	3059	3059	2977	2977	2152	2152
R ²	0.7727	0.7807	0.6995	0.7004	0.3031	0.3040	0.3193	0.3236

注:*p<0.10,**p<0.05,***p<0.01。括号内为稳健标准误。控制变量同正文表2。

附表 13 稳健性检验:剔除早期试点样本

	单位缴费比例区域差异		住院报销比例区域差异		预付制种类区域差异		基金监管力度区域差异	
	主效应	交互效应	主效应	交互效应	主效应	交互效应	主效应	交互效应
医保局成立	0.0187 (0.0223)	-0.0356 (0.0228)	-0.0121 (0.0092)	-0.0127 (0.0078)	-0.2606* (0.1395)	-0.2366 (0.1687)	-0.3637** (0.1559)	-0.3545** (0.1783)
人均财政收入	-0.0198** (0.0098)	-0.0148 (0.0092)	0.0016 (0.0019)	0.0018 (0.0021)	0.0238 (0.0579)	0.0359 (0.0623)	0.1703** (0.0774)	0.2005** (0.0800)
财政依赖度	-0.0033 (0.0129)	0.0211* (0.0120)	-0.0059 (0.0044)	-0.0037 (0.0045)	0.0368 (0.1069)	-0.0181 (0.1086)	0.1208 (0.1529)	0.0520 (0.1565)
省内地市最高水平指标	0.0041* (0.0023)	0.0123*** (0.0027)	0.0006** (0.0003)	0.0008*** (0.0003)	-0.0388*** (0.0058)	-0.0455*** (0.0069)	0.0297 (0.0334)	0.0041 (0.0399)
省内地市最低水平指标	-0.0151*** (0.0039)	-0.0068* (0.0039)	-0.0008*** (0.0002)	-0.0009*** (0.0003)	-0.3403*** (0.0661)	-0.3920*** (0.1162)	-1.2186*** (0.2361)	-1.3738*** (0.1890)
医保局成立×人均财政收入		-0.0127** (0.0060)		-0.0006 (0.0018)		0.0213 (0.0539)		-0.0101 (0.0547)
医保局成立×财政依赖度		-0.0696*** (0.0222)		-0.0042 (0.0072)		0.2231 (0.1696)		0.2788 (0.1953)
医保局成立×省内地市最高水平指标		-0.0113*** (0.0034)		-0.0006*** (0.0002)		0.0163 (0.0120)		0.0604 (0.0756)
医保局成立×省内地市最低水平指标		-0.0099*** (0.0028)		0.0000 (0.0003)		0.0917 (0.1401)		0.4838 (0.4979)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制
观测值	2931	2931	2902	2902	2808	2808	2003	2003
R ²	0.7726	0.7819	0.7092	0.7103	0.2895	0.2908	0.3037	0.3056

注:*p<0.10,**p<0.05,***p<0.01。括号内为稳健标准误。控制变量同正文表2。

附表 14 稳健性检验:缩短观测期(2010~2019)

	单位缴费比例区域差异		住院报销比例区域差异		预付制种类区域差异		基金监管力度区域差异	
	主效应	交互效应	主效应	交互效应	主效应	交互效应	主效应	交互效应
医保局成立	-0.0075 (0.0056)	-0.0105* (0.0058)	-0.0043 (0.0027)	-0.0029 (0.0030)	-0.0396 (0.0687)	-0.0110 (0.0696)	-0.2311** (0.0919)	-0.2504** (0.0996)
人均财政收入	-0.0241* (0.0126)	-0.0222* (0.0123)	-0.0003 (0.0021)	-0.0007 (0.0021)	-0.0162 (0.0741)	-0.0068 (0.0750)	0.1742 (0.1182)	0.1964 (0.1198)
财政依赖度	0.0014 (0.0150)	0.0116 (0.0146)	-0.0083 (0.0053)	-0.0065 (0.0051)	-0.2469* (0.1399)	-0.2673* (0.1404)	0.1249 (0.2229)	0.1162 (0.2241)
省内地市最高水平指标	0.0004 (0.0037)	0.0035 (0.0034)	0.0000 (0.0003)	0.0001 (0.0003)	0.0185** (0.0072)	0.0196** (0.0083)	0.0123 (0.0401)	0.0413 (0.0441)
省内地市最低水平指标	-0.0075*** (0.0024)	-0.0040 (0.0028)	-0.0003 (0.0003)	-0.0003 (0.0002)	-0.4069*** (0.1241)	-0.4217*** (0.1228)	0.0282 (0.2591)	0.0592 (0.2625)
医保局成立×人均财政收入		-0.0100 (0.0063)		0.0005 (0.0019)		0.0306 (0.0638)		0.0060 (0.0807)
医保局成立×财政依赖度		-0.0625** (0.0315)		-0.0145 (0.0138)		0.3183 (0.2042)		0.2453 (0.3251)
医保局成立×省内地市最高水平指标		-0.0074 (0.0047)		-0.0009*** (0.0003)		-0.0029 (0.0134)		-0.1574 (0.1057)
医保局成立×省内地市最低水平指标		-0.0099** (0.0048)		-0.0001 (0.0004)		0.0000 (0.0000)		-1.4174 (1.1901)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	2163	2163	2103	2103	2061	2061	1354	1354
R ²	0.8313	0.8352	0.7718	0.7735	0.3054	0.3063	0.3474	0.3498

注:*p<0.10,**p<0.05,***p<0.01。括号内为稳健标准误。控制变量同正文表2。

附表 15 稳健性检验:控制医疗服务供给侧改革

	单位缴费比例区域差异		住院报销比例区域差异		预付制种类区域差异		基金监管力度区域差异	
	主效应	交互效应	主效应	交互效应	主效应	交互效应	主效应	交互效应
医保局成立	-0.0104** (0.0053)	-0.0125** (0.0055)	-0.0035 (0.0050)	-0.0025 (0.0051)	-0.1171* (0.0653)	-0.1006 (0.0660)	-0.2135** (0.0857)	-0.1729* (0.0890)
人均财政收入	-0.0132 (0.0094)	-0.0122 (0.0090)	0.0013 (0.0021)	0.0009 (0.0022)	0.0138 (0.0586)	0.0291 (0.0622)	0.1850** (0.0758)	0.2131*** (0.0759)
财政依赖度	-0.0023 (0.0128)	0.0213* (0.0123)	-0.0048 (0.0044)	-0.0028 (0.0047)	-0.0168 (0.1084)	-0.0802 (0.1113)	0.1022 (0.1482)	0.0412 (0.1536)

省内地市最高水平指标	0.0032 (0.0021)	0.0104*** (0.0024)	0.0006** (0.0003)	0.0007** (0.0003)	-0.0390*** (0.0057)	-0.0467*** (0.0068)	0.0177 (0.0326)	-0.0093 (0.0385)
省内地市最低水平指标	-0.0127*** (0.0033)	-0.0057 (0.0033)	-0.0008*** (0.0002)	-0.0008*** (0.0003)	-0.3274*** (0.0654)	-0.3848*** (0.1108)	-1.3318*** (0.2264)	-1.5489*** (0.2010)
医保局成立×人均财政收入		-0.0097** (0.0049)		0.0006 (0.0015)		0.0097 (0.0447)		-0.0225 (0.0511)
医保局成立×财政依赖度		-0.0615*** (0.0202)		-0.0043 (0.0068)		0.2502 (0.1550)		0.2199 (0.1838)
医保局成立×省内地市最高水平指标		-0.0114*** (0.0033)		-0.0006*** (0.0002)		0.0185 (0.0120)		0.0721 (0.0746)
医保局成立×省内地市最低水平指标		-0.0096*** (0.0028)		0.0000 (0.0003)		0.0991 (0.1372)		0.6034 (0.4313)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	3086	3086	3046	3046	2964	2964	2116	2116
R ²	0.6809	0.6928	0.7022	0.7031	0.2908	0.2926	0.3145	0.3167

注：* $p < 0.10$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。括号内为稳健标准误。控制变量同正文表2。

注释

①中外文人名(机构名)对照：古德曼-培根(Goodman-Bacon)；杜斯特曼(Dustmann)。

参考文献

- (1) 吕炜、周佳音、陆毅：《理解央地财政博弈的新视角——来自地方债发还方式改革的证据》，《中国社会科学》，2019年第10期。
- (2) 王贞、封进、刘一恒：《医保基金监管的震慑效应：理论与实证分析》，《管理世界》，2025年第10期。
- (3) Dustmann, C., Lindner, A., Schönberg, U., Umkehrer, M. and Berge, P., 2022, "Reallocation Effects of the Minimum Wage", *The Quarterly Journal of Economics*, vol.137(1), pp.267-328.
- (4) Goodman-Bacon, A., 2021, "Difference-in-differences with Variation in Treatment Timing", *Journal of Econometrics*, vol.225(2), pp.254-277.