

医保统筹层次、医疗服务利用与健康福利

——兼论省级统筹下医疗费用上涨的中介机制

申宇鹏

[摘要] 本文基于中国劳动力动态调查 (CLDS) 2012—2018 年四期面板数据, 建立渐进双重差分模型, 系统检验城镇职工基本医疗保险统筹层次调整对个体医疗服务利用的影响, 同时探究相应的健康福利变化和中介机制。结果显示, 市级统筹未显著影响个体医疗服务利用, 却带来健康福利的提升, 而省级统筹在显著提高个体医疗服务利用的同时, 并未带来健康福利, 本文因而推断在此过程中产生了道德风险。进一步地, 省级统筹下医疗费用上涨存在医疗供给方诱导需求和医疗需求方过度医疗两种中介机制, 并且以上两种机制主要源自当前省级统筹模式导致的监管质量下降, 由此推断省级统筹的负向效应可通过完善监管等配套政策中和。据此建议, 医保统筹层次调整应首先以强化监管、做实市级统筹为宜。

[关键词] 医保统筹层次; 医疗服务利用; 健康福利; 中介机制; 渐进双重差分

一、前言

我国在社会保险建立初期制定了“宜地则地, 宜县则县”的统筹实施策略, 出现了“地区、行业割据”的状态, 基本医疗保险也大多采用县级统筹模式, 基金风险分散能力薄弱。逐步提高统筹层次, 是社会保险建立初期就明确的目标。^①2011 年 7 月, 《中华人民共和国社会保险法》正式施行, 要求“基本养老保险基金逐步实行全国统筹, 其他社会保险基金逐步实行省级统筹”。进一步地, 2020 年 2 月 25 日, 中共中央国务院印发《关于深化医疗保障制度改革的意见》, 明确提出“按照制度政策统一、基金统收统支、管理服务一体的标准, 全面做实基本医疗保险市地级统筹。探索推进市地级以下医疗保障部门垂直管理。鼓励有条件的省 (自治区、直辖市) 按照分级管理、责任共担、统筹调剂、预算考核的思路, 推进省级统筹”。此后, 各省市陆续颁布做实城镇职工基本医疗保险 (城职保) 市级统筹实施办法。作为国家治理能力现代化的重

[作者简介] 申宇鹏, 南开大学周恩来政府管理学院博士研究生。主要研究方向: 健康经济和医疗保障。

[基金项目] 天津市哲学社会科学规划项目“贫困老人和儿童的公平健康保障体系建设研究——以天津市为例” (TJLJ18 - 002)。

感谢导师南开大学朱铭来教授对论文写作的耐心指导与帮助。

① 朱恒鹏等: 《统筹层次提高如何影响社保基金收支——委托 - 代理视角下的经验证据》, 《经济研究》2020 年第 11 期。

要载体,提高统筹层次对发挥社保制度的保障功能,提升人民获得感和满足感,筑牢中华民族共同体非常重要。^①与此同时,制度转轨需要考虑其成本-收益变动,厘清提高统筹层次可能产生的经济成本和效益结果,对于各地区实践具有重要的指导意义,同时对于科学做实市级统筹、推进省级统筹,更进一步探讨全国统筹具有重要的理论价值。

另一方面,2011—2019年我国卫生总费用平均年增长率为13.25%,远超过同期GDP增长率。人均卫生费用也从2011年的1806.95元上涨到2019年的4702.80元,^②高速上涨的医疗费用支出给医保基金带来了巨大的压力。而医疗费用是否发生并非自我选择的结果,更多地与其他外生制度因素有关。^③由此引出的是,作为外生制度的医保政策,其统筹层次的提高是否会加剧医疗费用的上涨,进而造成医保基金不平衡?从成本-收益角度看,制度转轨是否会带来健康福利损失?

理论上,提高医保统筹层次对个体医疗服务利用存在两方面影响:一方面,提高医保统筹层次使得医保基金实现更大范围共济,进而为医保支付方式改革和药品谈判提供良好的制度环境,降低医疗服务价格,减轻医疗供需双方道德风险,从而降低患者医疗服务利用;^④另一方面,提高统筹层次带来的基金收支权力上解会弱化基层管理部门积极性,降低对医疗供需双方监管质量,^⑤尤其是对于目前的省级统筹而言,基金管理权上解到省级政府,但征缴和支出监管职责仍由市级政府承担,权责分离难免产生委托-代理问题,进而通过医疗供给方诱导需求和医疗需求方过度医疗进一步提高医疗费用,^⑥这种情况下,个体健康福利并未改善。

实证检验上述问题存在两方面困难:一是需要准确获得各地区城职保统筹层次变动的具体时间,并区分统收统支模式和风险调剂金模式;二是需要科学设定政策评估方法,以解决可能存在的内生性问题。基于此,本文利用中国劳动力动态调查(CLDS)2012年、2014年、2016年和2018年四期面板数据,以我国各省市城职保统筹层次的渐进式改革作为政策冲击,建立渐进双重差分模型,系统检验城职保由县级统筹提升到市级统筹和由市级统筹提升到省级统筹情况下个体的医疗服务利用变动,同时探究统筹层次调整带来的健康福利变化,进一步建立结构方程中的广义中介模型洞察省级统筹模式下个体医疗费用上涨的中介机制,并检验其产生的原因。

本文结果稳健地表明,城职保由县级统筹提升到市级统筹并未对个体医疗服务利用产生显著影响,却带来健康福利的提升,而由市级统筹提升到省级统筹显著提高了个体医疗费用和住院概率,使得医疗总费用增加约2488.129元,其中门诊增加214.416元,住院增加2271.195元,住院概率上升42.30%。然而,这种提升并未带来健康福利,表现为个体健康状况未发生明显变化,

① 朱恒鹏、徐静婷:《共享发展、共同体认同与社会保障制度构建》,《财贸经济》2016年第10期。

② 数据来源:国家统计局《中国统计年鉴2020》。

③ Naihua Duan, et al., "A Comparison of Alternative Models for the Demand for Medical Care," *Journal of Business & Economic Statistics*, 1983, 1(2).

④ 王虎峰:《中国社会医疗保险统筹层次提升的模式选择——基于国际经验借鉴的视角》,《经济社会体制比较》2009年第6期。

⑤ 王宗凡:《医保统筹层次并非越高越好》,《中国社会保障》2019年第4期。

⑥ 朱恒鹏等:《统筹层次提高如何影响社保基金收支——委托-代理视角下的经验证据》,《经济研究》2020年第11期。

本文因而推断在此过程中产生了道德风险。进一步研究表明,省级统筹下医疗费用上涨存在医疗供给方诱导需求和医疗需求方过度医疗两个传导路径,间接效应大小分别为0.019和0.065,而由市级统筹提升到省级统筹对医疗费用的直接效应为0.040,进而,省级统筹对医疗费用的总效应为0.124。另外,两条中介路径的影响均大于省级统筹影响,来自医疗供给方对医疗费用的影响要大于来自医疗需求方的影响。进一步分析表明,以上两条路径主要源自当前省级统筹模式导致的监管质量下降,由此推断省级统筹的负向效应可通过完善监管等配套政策中和。

本文的主要贡献体现在四个方面。第一,本文察觉到医保省级统筹模式导致的医疗费用上涨并未带来健康福利提升,提供了调整统筹层次需要审慎决策的特征事实,但是以往文献大多从风险分散视角解释社保统筹层次提高问题,导致这些研究过于关注社保基金收支平衡和可持续运行,而对微观个人医疗服务利用行为决策鲜有注意;第二,本文提出了省级统筹模式下医疗费用上涨的来自医疗供给方和医疗需求方的两条中介路径,丰富了从社会制度着眼分析个体经济行为决策的内在机理,以及具体针对医疗费用上涨做出了合理解释;第三,医保省级统筹对微观个体的负向效应并不意味着否认提高统筹层次的必要性,这种负向效应可以通过完善监管等配套政策弥补,相关发现为加强制度推行的顶层设计、坚持系统观念建立制度体系提供了经验证据;第四,本文对涉及的若干局部领域也有一定的丰富和补充,例如,建立了结构方程广义中介模型检验医疗费用上涨的两种作用路径,为中国完善医保制度,构建相匹配的管理体系,合理分配医疗资源,促进劳动力高质量供给提供了理论借鉴。

二、制度背景和文献综述

(一) 制度背景

1998年12月14日,国务院颁布《关于建立城镇职工基本医疗保险制度的决定》(国发〔1998〕44号,以下简称44号文),要求在全国范围内进行城镇职工医疗保险制度改革,建立统账结合型职工基本医疗保险制度。44号文的颁布意味着我国长期广泛实行的劳保医疗制度和公费医疗制度的终结,同时也标志着我国职工医保制度改革从试点走向全面建立。^①文件规定“基本医疗保险原则上以地级以上行政区(包括地、市、州、盟)为统筹单位,也可以县(市)为统筹单位,北京、天津、上海3个直辖市原则上在全市范围内实行统筹(以下简称统筹地区)。所有用人单位及其职工都要按照属地管理原则参加所在统筹地区的基本医疗保险,执行统一政策,实行基本医疗保险基金的统一筹集、使用和管理”。然而,由于各地市内部存在区域经济发展不平衡、企业经济情况差距大、医保经办部门条件有限以及制度建立初期基金平衡难以掌握等问题,市级统筹落实困难。^②为此,原中国劳动和社会保障部制定了“宜地则地,宜县则县”的实施策略,大多数地区据此选择了县级统筹。^③截至2009年,全国城职保共2620个统筹区,

① 朱铭来、郑先平:《关于建立健全职工医保门诊共济保障机制的思考》,《中国医疗保险》2020年第10期。

② 李健:《推进地级统筹需关注五大问题》,《中国医疗保险》2009年第10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。

其中 85% 为县级统筹。^①

随着我国经济发展水平的提高和卫生服务体系的完善，县级统筹模式弊端逐渐显现：“大数法则”难以有效实现，基金抵御风险能力弱；统筹范围过小与人员流动范围日渐扩大之间的矛盾造成异地就医困难；区域内部不公平等。鉴于此，党的十七大报告提出“要逐步提高社会保险统筹层次，制定全国统一的社会保险关系转移接续办法”。2009 年 3 月发布的《中共中央国务院关于深化医药卫生体制改革的意见》和《国务院医药卫生体制改革近期重点实施方案（2009—2011 年）》要求“随着经济社会发展，逐步提高筹资水平和筹资层次，缩小保障水平差距，最终实现制度框架的基本统一”。同年 7 月，人力资源和社会保障部、财政部联合下发《关于进一步加强基本医疗保险基金管理的指导意见》，规定进一步“增强基本医疗保险基金共济和保障能力”“提高基本医疗保险统筹层次”“到 2011 年基本实现市（地）级统筹”。在此期间，采取县级统筹地市陆续颁布市级统筹实施办法，据统计，各地规定市级统筹实施时间集中在 2009—2013 年（图 1）。

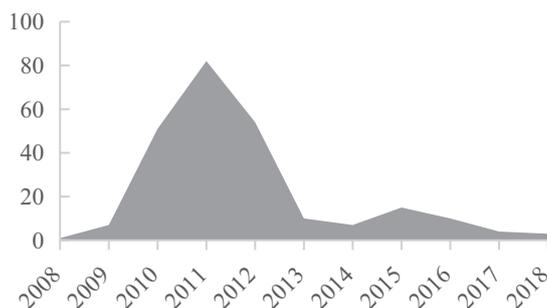


图 1 市级统筹实施时间

数据来源：作者根据各地区公开文件整理。

2011 年 7 月 1 日，《中华人民共和国社会保险法》正式施行，第 64 条要求“基本养老保险基金逐步实行全国统筹，其他社会保险基金逐步实行省级统筹，具体时间、步骤由国务院规定”。2012 年 3 月发布的《“十二五”期间深化医药卫生体制改革规划暨实施方案》规定“增强基本医保基金共济和抗风险能力，实现市级统筹，逐步建立省级风险调剂金制度，积极推进省级统筹”。截至 2021 年 10 月，共有 7 个省区采取省级统筹模式（表 1）。

根据各地区文件，无论是市级统筹，还是省级统筹，均存在统收统支和风险调剂金两种模式。以市级统筹为例，统收统支模式是指全市整合为一个统筹区，医疗保险基金收入全部纳入社保基金财政专户，由市级机构负责基金征缴和监管，医疗保险基金支出全部由设区市统一拨付并进行相关财务收支核算；风险调剂金模式是指县级按照基金一定比例（一般为 5%—10%）向市级统筹账户上解资金，县区级仍承担医保费用的征缴和待遇支付，市级仅在规定情况下对县级基金进行补助，此种模式强化了县级经办部门的风险责任，有助于激发其管理积极性。但是，基金实际仍在县级区域小范围内使用，尚未实现全市范围统筹，风险分散功能有限；虽然全市政策统一，由于需要照顾困难县收支水平，难以提高待遇标准；尽管多数地区规定可自由就医，

① 李健：《推进地级统筹需关注五大问题》，《中国医疗保险》2009 年第 10 期。

医保结算却仍需以县为单位核算,程序复杂,增加了管理成本。因此,风险调剂金模式难以称之为真正意义上的市级统筹或省级统筹模式。^①值得注意的是,现存省级统筹统收统支模式尚未实现统筹区合一,虽然实现了基金管理权上解到省级政府,但征缴和支出监管职责仍由市级政府承担。

表1 省级统筹实行概况

省市	统筹模式	实行时间	文件来源
上海	统收统支	2000.12.1	上海市人民政府第92号令
北京	统收统支	2001.4.1	北京市人民政府第68号令
天津	统收统支	2001.11.1	津政发〔2001〕80号
西藏	统收统支	2009.10.1	藏政办发〔2009〕157号
重庆	统收统支	2011.10.24	渝办发〔2011〕293号
海南	风险调剂金	2012.1.1	琼府办〔2012〕58号
	统收统支	2020.1.1	琼府〔2019〕59号
宁夏	风险调剂金	2017.1.1	宁政发〔2016〕101号

资料来源:作者根据公开文件整理。

在此背景下,2020年2月25日,中共中央国务院印发《关于深化医疗保障制度改革的意见》,要求“按照制度政策统一、基金统收统支、管理服务一体的标准,全面做实基本医疗保险市地级统筹。探索推进市地级以下医疗保障部门垂直管理。鼓励有条件的省(自治区、直辖市)按照分级管理、责任共担、统筹调剂、预算考核的思路,推进省级统筹”。此后,各省陆续颁布本地区深化医疗保障制度改革指导意见,各地市开始据此做实城职保市级统筹,力图实现统收统支。

(二) 文献综述

1. 统筹层次

国际上,“统筹”与“polling”(基金风险池)的概念相对应,按照规模大小划分为无风险共担池(no risk pool)、碎片化风险池(fragmented risk pool)、综合风险池(integrated risk pool)和单一风险池(unitary risk pool)四种类型。^②在未经整合情况下,由于风险选择(risk selection)和风险分割(risk segmentation)等问题的存在,风险难以进一步分散,因此需要对碎片化基金风险池进行必要整合。^③一般来说,基金风险池的整合即统筹层次的提高,是指统筹层级的提升和覆盖人群规模的扩大,通常以各国行政管理层级为对照。^④

在上述标准下,国外对医疗保险统筹层次的研究重点体现在三个方面。一是保障基金安全。Vliet等运用统计分析方法对竞争性健康保险公司基金池进行研究,发现规模更小、更分散的基

① 朱恒鹏等:《统筹层次提高如何影响社保基金收支——委托-代理视角下的经验证据》,《经济研究》2020年第11期。

② Wasem Jurgen, Buchner Florian, "Needs for Further Improvement: Risk Adjustment in the German Health Insurance System," *Health Policy*, 2003, 65(1).

③ Konstantin Beck, et al., "Risk Adjustment in Switzerland," *Health Policy*, 2003, 65(1).

④ 存在部分国家和地区统筹层次和行政管理层次不一致的情况,如美国的Medicare和Medicaid在管理上与其行政管理层次并不完全重合,而是依照联邦标准重新划分服务区域。

金筹集、使用和管理模式增加了逆选择动机,提高了监管难度,不利于基金安全。而集中化风险池能够通过优化制度流程、加强合规管理来提升医保基金安全性。^①二是优化卫生系统运行。Smith 和 Witter 通过对发展中国家医疗保险基金统筹模式的整理和比较,发现在四种风险池中,发展中国家常见的小型分散风险池对卫生系统的绩效造成了严重的不利后果,而最优的风险分散池应为较为集中化的基金池设计。^②而 Fung 则认为一味提高统筹层次容易导致“成本爆炸”,中央层面的基金统筹和第三方支付机制由于信息不完全等原因会降低地方经办积极性以及增大监管难度,不利于卫生系统稳定运行。^③三是改善效率和公平。世界银行 2010 年报告认为,医疗保障作为一项“公共产品”,通过政府力量推动其统筹层次的提高,有利于完善服务渠道,提升参保群体满意度,实现效率和公平。^④另外, Kuszewski 等通过对波兰卫生体制改革进程的研究,发现改革前分散化的医疗保险经办机构造成待遇不公平,同时阻碍了医保待遇的进一步提升,而改革后建立的风险评估体系通过提高统筹层次缓解了这一问题。^⑤

国内研究方面,相关文献多集中于对养老保险的探讨,大多认为养老保险统筹层次提高对于基金风险分散有着积极意义,^⑥而对医疗保险着墨不多,内容主要包括以下方面。一是提高医保统筹层次的必要性。部分学者认为目前大部分制度缺陷,都是由统筹层次太低带来的。例如,县级统筹模式下,小单元统筹区催生了大量异地就医需求;不同统筹区政策差异大,转移接续困难,严重阻碍了劳动力流动;基金结余难以调控;多头开发系统增加了管理成本等。提高医保统筹层次,有利于增强基金共济,缓解本级政府财政压力,促进劳动力流动与社会公平。^⑦二是提高统筹层次的制约因素。不同统筹区经济水平差异、缴费率和缴费基数选择、待遇支付水平、区域内老龄化水平和抚养比、上下级间信息不对称、财政体制限制等是阻碍医保统筹层次进一步提高的重要因素。^⑧

已有文献普遍关注到医保统筹层次提高的积极意义,少数学者开始讨论统筹层次提高可能的负面作用。王宗凡认为医保统筹层次并非越高越好,在医疗机构和医生的医疗服务行为对医疗费用和医保基金支出产生巨大影响的现实背景下,贴近管理的较低层级医保管理机构更有能力监管和约束医疗服务行为,而统筹层次的提升往往会降低基层机构监管积极性,造成医保基

① Van Vliet, et al., "A Statistical Analysis of Mandatory Pooling Across Health Insurers," *Journal of Risk & Insurance*, 2000, (7).

② Peter Smith, Sopia Witterb, "Risk Pooling in Health Care Financing: The Implications for Health," *Journal of Risk & Insurance*, 2004, (5).

③ K. K. Fung, "Decentralizing Tragic Choices: Pooling Health Risks with Health Unions," *American Journal of Economics & Sociology*, 2010, 57(1).

④ World Bank, *The Path to Integrated Insurance Systems in China*, World Bank Other Operational Studies, 2010, No. 27719.

⑤ Kacper Kuszewski, et al., "Health Care Systems in Transition: Poland," *Anatomia Clinica*, 2013, 35(3).

⑥ 孙祁祥、朱俊生:《人口转变、老龄化及其对中国养老保险制度的挑战》,《财贸经济》2008年第4期;郑功成:《实现全国统筹是基本养老保险制度刻不容缓的既定目标》,《理论前沿》2008年第18期;郑功成:《尽快推进城镇职工基本养老保险全国统筹》,《经济纵横》2010年第9期;林毓铭:《体制改革:从养老保险省级统筹到基础养老金全国统筹》,《经济学家》2013年第12期。

⑦ 郑秉文:《社保基金违规的制度分析与改革思路》,《中国人口科学》2007年第4期;王虎峰:《中国社会医疗保险统筹层次提升的模式选择——基于国际经验借鉴的视角》,《经济社会体制比较》2009年第6期。

⑧ 徐宁等:《提高我国社会医疗保险基金统筹层次研究进展及述评》,《中国卫生经济》2014年第6期;高秋明、王洪娜:《财政分权体制对医疗保险统筹层次的影响研究》,《中国特色社会主义研究》2020年第4期。

金支出的过快增长。^①而朱恒鹏等使用社保收支动态契约模型证明,医保统筹层次由市级提高到省级后,“大锅饭”效应的存在使得医保基金支出不会有显著变化,而委托-代理问题以及地方政府独特融资机制的存在降低了基层政府基金征缴积极性,从而影响基金收入。^②

2. 医疗服务利用

与医疗费用、就医行为等相关的医疗服务利用是健康经济学长期重点研究内容之一。Becker 提出的一期家庭生产函数将家庭假定为一个经济单位,家庭生活的效用来源于物质产品的消费和健康的生活状态,在健康无法从市场上购买的情况下,医疗服务需求就成为健康需求的引申需求。^③Grossman 进一步建立了多期动态健康需求与医疗需求模型,理论分析了健康投资在健康积累中的重要作用以及医疗服务利用的影响因素。^④基于此,根据国内外文献,影响医疗服务利用的主要因素包括多个方面。一是人口学因素,主要包括年龄、性别、学历、户口性质、家庭人口、家庭老年人和儿童占比以及退休状态等。^⑤二是健康因素,包括自评健康、患病数量、疾病严重程度、BMI、EQ5D 等,是影响医疗服务利用的最直接因素。^⑥三是经济因素,个体及其家庭的经济能力代表着医疗服务利用的支付能力,具体而言,支付能力高的个体倾向于在患病时积极治疗,释放需求。^⑦四是制度因素,医疗服务利用是否发生并非自我选择的结果,而更多与其他外生制度因素有关。^⑧其中,医疗保障制度是影响医疗服务利用的关键因素。^⑨刘国恩等建立了 65 岁以上老年人医疗服务需求模型,实证检验发现医保制度显著提高了老年人就医程度,促进了及时就医率,并减轻了老年人家庭医疗负担。^⑩

3. 统筹层次与医疗服务利用

-
- ① 王宗凡:《医保统筹层次并非越高越好》,《中国社会保障》2019 年第 4 期。
 - ② 朱恒鹏等:《统筹层次提高如何影响社保基金收支——委托-代理视角下的经验证据》,《经济研究》2020 年第 11 期。
 - ③ Gary Becker, *Human Capital*, University of Chicago Press, 1964, pp. 57-68.
 - ④ Michael Grossman, "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health," *Journal of Political Economy*, 1972, 80(2).
 - ⑤ Marvin Mäkinen, et al., "Inequalities in Health Care Use and Expenditures: Empirical Data from Eight Developing Countries and Countries in Transition," *Bulletin of the World Health Organization*, 2000, 78(1); 申志伟、蒋远胜:《西部农村居民健康及其家庭医疗支出的决定因素——基于四川和陕西的农户调查》,《农业技术经济》2008 年第 3 期;叶春辉等:《收入、受教育水平和医疗消费:基于农户微观数据的分析》,《中国农村经济》2008 年第 8 期;孙健等:《我国农村居民医疗需求影响因素研究》,《农业技术经济》2009 年第 3 期;封进等:《医疗需求与中国医疗费用增长——基于城乡老年医疗支出差异的视角》,《中国社会科学》2015 年第 3 期。
 - ⑥ Dongfu Qian, et al., "Determinants of Health Care Demand in Poor, Rural China: The Case of Gansu Province," *Health Policy and Planning*, 2009, 24(5); 胡宏伟等:《老年人医疗保健支出水平及其影响因素分析——慢性病高发背景下的老年人医疗保健制度改革》,《人口与经济》2012 年第 1 期。
 - ⑦ Ulf-G Gerdtham, et al., "An Econometric Analysis of Health Care Expenditure: A Cross-Section Study of the OECD Countries," *Journal of Health Economics*, 1992, 11(1); Cathy Schoen, Catherine DesRoches, "Uninsured and Unstably Insured: The Importance of Continuous Insurance Coverage," *Health Services Research*, 2000, 35(1 Pt 2); 封进、秦蓓:《中国农村医疗消费行为变化及其政策含义》,《世界经济文汇》2006 年第 1 期;罗楚亮:《城镇居民健康差异与医疗支出行为》,《财经研究》2008 年第 10 期。
 - ⑧ 刘国恩等:《中国老人医疗保障与医疗服务需求的实证分析》,《经济研究》2011 年第 3 期;赖国毅:《医疗保障与老年医疗消费的实证分析》,《社会保障研究》2012 年第 6 期;王新军、郑超:《医疗保险对老年人医疗支出与健康的影响》,《财经研究》2014 年第 12 期。
 - ⑨ Naihua Duan, et al., "A Comparison of Alternative Models for the Demand for Medical Care," *Journal of Business & Economic Statistics*, 1983, 1(2).
 - ⑩ 刘国恩等:《中国老人医疗保障与医疗服务需求的实证分析》,《经济研究》2011 年第 3 期。

基于委托-代理理论,提高统筹层次对个体医疗服务利用可能存在两方面影响。一方面,提高医保统筹层次有利于基金在更大范围内共济,从而实现经办能力的提升和信息系统的统一升级,进而为医保支付方式改革和药品谈判提供良好的制度环境,降低医疗服务价格,减轻医疗供需双方道德风险。^①同时,异地就医、异地急诊、转诊转院是医保管理的薄弱环节,“挂床住院”现象频发,提高统筹层次有利于实现异地监管,防止欺诈骗保事件发生,以达到医疗控费效果。另一方面,医疗保险通过购买医疗服务提供保障,那么医疗服务机构和医生的医疗服务行为将对医疗服务利用产生更大影响。提高统筹层次会导致最有能力监管约束医疗服务机构和医生的基层医保管理机构不再承担基金收支平衡责任,带来管理质量的下降,^②直接结果是医院会更多地将门诊转化为住院,或者虽以门诊方式解决但上报为住院,由此产生的道德风险增加了个体医疗服务利用。同时,提高统筹层次使得原有统筹区之间异地就医限制被打破,也为异地就医即时结算创造了条件,有利于医保待遇的稳步提高,进而刺激个体医疗服务利用需求。^③因此,提高统筹层次可能会增加个体医疗服务利用。然而,何种层次的统筹模式为最优模式,已有文献尚未给出一致答案。

综上所述,已有研究开始关注医保统筹层次提高对个体经济行为决策的影响。但是,有关研究是碎片化的,侧重于定性分析,缺乏严谨的实证检验,而上述影响机制对个体经济行为决策的影响研究也是单链条的,既不能为统筹层次提高影响个体经济行为决策的机制提供足够的理论支撑,也难以厘清二者关系的内在机理。本文在以往研究基础上,分析了统筹层次对个体医疗服务利用情况的影响,并测算与之产生的健康福利变动,同时检验了二者关系的内部中介机制。

三、实证模型

(一) 数据来源

本文使用中国劳动力动态调查(CLDS)2012年基线调查数据以及2014年、2016年和2018年追踪调查数据。该调查采用多阶段、多层次与劳动力规模成比例的概率抽样方法(multistage cluster, stratified, PPS sampling),覆盖中国160个市,具有全国代表性。其内容涵盖劳动力基本人口学信息、社会经济状况、医疗服务利用等方面,满足本文研究的数据要求。

(二) 模型设定

由于各地区提高统筹层次是一个渐进过程,参考已有文献做法,^④本文建立了渐进双重差分模型。为控制时间和地区层面不可观测因素对回归结果的干扰,本文加入了时间固定效应和

① 王虎峰:《中国社会医疗保险统筹层次提升的模式选择——基于国际经验借鉴的视角》,《经济社会体制比较》2009年第6期;朱铭来、王恩楠:《医保支付方式改革如何减轻道德风险?——来自医保基金支出的证据》,《保险研究》2021年第4期。

② 王宗凡:《医保统筹层次并非越高越好》,《中国社会保障》2019年第4期。

③ 刘国恩等:《中国老人医疗保障与医疗服务需求的实证分析》,《经济研究》2011年第3期。

④ Thorsten Beck, et al., Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States, The World Bank Papers, 2007, No. 4330.

地区固定效应，模型如下：

$$U_{ikt} = \beta_0 + \beta_1 policy_{ikt}^c + \beta_2 policy_{ikt}^p + \sum_m \alpha_m X_{ikt}^m + \lambda_k + \gamma_t + \mu_{ikt} \quad (1)$$

其中，下角标 i 、 k 、 t 分别表示个体、地区和时间。被解释变量 U_{ikt} 为 k 城市的 i 个体在 t 期的医疗服务利用情况，本文设定为一年内医疗费用，同时采用门诊费用、住院费用、门诊概率和住院概率等作为替代变量。统筹层次提高是一个渐进过程，因此调查期内存在县级统筹、市级统筹和省级统筹三种模式，参考朱恒鹏等的研究，^① 本文生成两个核心解释变量 $policy_{ikt}^c$ 和 $policy_{ikt}^p$ ， $policy_{ikt}^c$ 为市级统筹哑变量，如果 i 个体所在城市 k 在第 t 期为市级统筹设定为 1，否则为 0， $policy_{ikt}^p$ 为省级统筹哑变量，如果 i 个体所在城市 k 在第 t 期为省级统筹设定为 1，否则为 0。本文整理了 CLDS 包含省市城职保统筹情况，结合各省市社保政策以及前文分析，本文将医保基金全市统收统支，即只有 1 个统筹区界定为市级统筹，否则为非市级统筹；鉴于省级统筹的特征，将医保基金全省统收统支或风险调剂金界定为省级统筹，否则为非省级统筹。后续实证将放松这一定义以进行稳健性检验。 β_1 、 β_2 为核心解释变量对应系数，亦是本文关注的系数，若 $\beta_1 > 0$ ，说明县级统筹提升到市级统筹会提高个体医疗服务利用，反之则降低个体医疗服务利用；若 $\beta_2 > 0$ ，说明市级统筹提升到省级统筹会提高个体医疗服务利用，反之则降低个体医疗服务利用。

X_{ikt}^m 为多个个人特征变量组成的控制变量组，参考已有研究，^② 组中主要变量包括：年龄、性别、婚姻状况等人口学变量，受教育水平、收入水平等社会经济地位变量以及健康水平变量。根据本文选用数据条件，具体设定如下：年龄为受访年月与出生年月之差；性别为哑变量，男性为 1，女性为 0；婚姻状况为哑变量，如果个体初婚、再婚或同居设定为 1，未婚、离异或丧偶设定为 0；受教育水平是根据个体学历设置的 0—5 等级变量，分别为从未上过学、小学、初中、高中（包括技校、中专）、本科（包括专科）、研究生（硕士、博士）；收入水平为个体年收入取自然对数；健康水平设定为 0—5 等级变量，表示健康程度的提高。 α_m 为相应估计系数；模型中加入了地区固定效应 λ_k 和时间固定效应 γ_t ，以此来控制不可观测因素在地区和时间上对医疗服务利用的影响； β_0 为常数项； μ_{ikt} 为随机扰动项。

（三）描述性统计

结合研究内容，本文对数据进行如下处理。一是在个体层面，仅保留城镇职工基本医疗保险参保人群样本；二是在地区层面，删除个体所在城市信息缺失样本；三是删除关键变量缺失样本。最终保留有效观测样本 7320 个。在此基础上，本文根据个体所在城市城职保统筹层次报告了样本的描述性统计特征，主要包括全体样本、市级统筹前子样本和市级统筹后子样本、省级统筹前子样本和省级统筹后子样本的均值以及标准差，同时还计算了子样本各变量之间的均值差异，如表 2 所示。结果显示，全体样本平均年度医疗费用为 1725.0450 元，有 44.17% 的样本所处城市在调查年度实行了市级统筹，有 13.58% 的样本所处城市在调查年度实行了省级

① 朱恒鹏等：《统筹层次提高如何影响社保基金收支——委托-代理视角下的经验证据》，《经济研究》2020 年第 11 期。

② 马超等：《长期护理保险、医疗费用控制与价值医疗》，《中国工业经济》2019 年第 12 期；于新亮等：《慢病致贫与多层次医疗保障研究》，《保险研究》2019 年第 12 期。

统筹。另外，市级统筹后样本平均医疗费用比统筹前少 172.0085 元，但是二者没有显著差异，而健康水平显著高于统筹前；省级统筹后样本平均医疗费用比统筹前多 1039.9070 元，且这一差异具有统计意义上的显著性，健康水平显著低于统筹前。以上结果基本与本文预期相符。

表 2 主要变量描述性统计

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	全样本	市级统筹			省级统筹		
		统筹前	统筹后	(3)-(2)	统筹前	统筹后	(6)-(5)
医疗费用	1725.0450	1666.8660	1494.8580	-172.0085	1578.9580	2618.8650	1039.9070**
	(1284.42)	(170.97)	(166.71)	(238.78)	(119.36)	(470.44)	(354.18)
是否市级统筹	0.4417	-	-	-	-	-	-
	(0.50)	-	-	-	-	-	-
是否省级统筹	0.1358	-	-	-	-	-	-
	(0.34)	-	-	-	-	-	-
年龄	44.4084	44.4049	43.4733	-0.9315***	43.9292	47.5347	-3.6054***
	(12.24)	(0.17)	(0.17)	(0.25)	(0.12)	(0.33)	(0.34)
性别	0.5020	0.5183	0.5052	-0.0131	0.5116	0.4394	-0.0722***
	(0.50)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
婚姻状况	0.8647	0.8761	0.8563	-0.0198**	0.8660	0.8561	-0.0100
	(0.34)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.00)	(0.01)	(0.01)
受教育水平	3.4849	3.3543	3.5148	0.1606**	3.4365	3.8389	0.4024***
	(2.68)	(0.04)	(0.04)	(0.05)	(0.03)	(0.07)	(0.07)
收入水平	8.4132	8.1449	8.5243	0.3794***	8.3385	8.9002	0.5617***
	(4.09)	(0.07)	(0.06)	(0.10)	(0.05)	(0.13)	(0.14)
健康水平	3.7669	3.7942	3.9374	0.1432***	3.7851	3.6526	-0.1325***
	(0.86)	(0.01)	(0.01)	(0.02)	(0.01)	(0.02)	(0.02)
样本值	7320	3868	3234	6325	6325	995	7320

注：第（4）列和第（7）列为用 t 统计量检验样本差异的显著性；***、**、* 分别代表估计系数在 1%、5%、10% 检验水平上显著；括号内为标准误。

四、实证结果

（一）基本检验

表 3 第（1）—（5）列为分别以医疗服务利用不同替代指标作为被解释变量的回归结果，其中第（4）列和第（5）列被解释变量为调查期内是否门诊和是否住院，本文设定为虚拟变量，因此采用 Probit 模型回归并计算了边际效应。结果显示，各列是否市级统筹变量系数均不显著，城职保市级统筹并未对个体医疗服务利用产生显著影响。省级统筹显著提高了个体医疗服务利

用,使得医疗费用上涨了2488.129元,其中门诊费用显著上涨214.416元,而门诊概率无显著变化,说明省级统筹主要通过提高次均门诊费用来提高门诊费用,故省级统筹对门诊行为的影响主要体现在集约边际(intensive margin),而非广延边际(extensive margin);^①住院费用显著上涨2271.195元,住院概率显著提高42.3%,故省级统筹对住院行为的影响可能存在集约边际和广延边际两种效应。值得一提的是,虽然市级统筹对门诊费用的影响不显著,但是为正,而对于是否门诊的影响为负,说明可能存在次均门诊费用上涨的情况。而对是否门诊影响为负,对是否住院影响为正,可能仍存在统筹层次提高到市级统筹后出现“门诊换住院”的情况,然而,对住院费用影响为负,说明市级统筹下监管较严格,统筹基金使用规范,控制了医疗费用支出。

表3 基本检验结果

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	医疗费用	门诊费用	住院费用	是否门诊 (Probit 边际)	是否住院 (Probit 边际)
是否市级统筹	-172.3170 (-0.83)	23.2040 (0.71)	-200.6960 (-1.01)	-0.0020 (-0.28)	0.0110 (1.51)
是否省级统筹	2488.1290*** (3.30)	214.4160** (2.15)	2271.1950*** (3.11)	0.0140 (0.36)	0.4230*** (13.42)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	2702.7950** (2.52)	307.1620** (2.26)	2427.5860** (2.33)	-	-
样本量	7320	7320	7320	7175	7240

注:括号内为回归系数所对应的t值;***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著水平下显著。下同。

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势

本文采用双重差分法来检验提高城职保统筹层次对个体医疗服务利用的影响,采用该方法的一个重要前提假设是,如果不存在统筹层次变动这一政策冲击,处理组个体和控制组个体的医疗服务利用情况应该是平行的,即没有显著性差异。由于各处理组地区调整城职保统筹层次的时间并不一致,传统的双重差分平行趋势检验方法无法直接刻画处理组与控制组在接受政策冲击前医疗服务利用变动情况。为此,参考已有研究,^②本文采用事件分析法检验平行趋势假设:一方面可以直观观测处理组和控制组个体在提高统筹层次前的医疗服务利用是否满足平行趋势,另一方面可以分析处理组和控制组个体在提高统筹层次后医疗服务利用的动态效应。首先,对于市级统筹,构建模型如下:

① 王贞、封进:《长期护理保险对医疗费用的替代效应及不同补偿模式的比较》,《经济学(季刊)》2021年第2期。

② Thorsten Beck, et al., Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States, The World Bank Papers, 2007, No. 4330.

$$U_{ikt} = \beta_0 + \sum_{m=-6}^6 \alpha_m policy_{ik,t-m}^c + \psi X_{ikt} + \lambda_k + \gamma_t + \xi_{ikt} \quad (2)$$

其中, $m=-6$ 时, 对于在第 $t+6$ 年实行市级统筹的 k 地区个体 i , 虚拟变量 $policy_{ik,t-m}^c=1$, 其它情况, $policy_{ik,t-m}^c=0$; $m=0$ 时, 对于在第 t 年实行市级统筹的 k 地区个体 i , 虚拟变量 $policy_{ik,t-m}^c=1$, 其它情况, $policy_{ik,t-m}^c=0$; $m=6$ 时, 对于在第 $t-6$ 年实行市级统筹的 k 地区个体 i , $policy_{ik,t-m}^c=1$, 其它情况, $policy_{ik,t-m}^c=0$ 。以此类推。本文以提高统筹层次年份的前一年作为基准组。其他变量设定均与 (1) 式相同。 α_m 为本文关心的核心系数, 若 α_{-6} 到 α_{-2} 显著为 0, 说明其满足平行趋势假设。

同理, 对于省级统筹, 构建模型如下:

$$U_{ikt} = \beta_0 + \sum_{m=-6}^6 \varphi_m policy_{ik,t-m}^p + \psi X_{ikt} + \lambda_k + \gamma_t + \xi_{ikt} \quad (3)$$

与 (2) 式设定原理相同, $policy_{ik,t-m}^p$ 为省级统筹虚拟变量, φ_m 为本文关心的核心系数, 如果 φ_{-6} 到 φ_{-2} 显著为 0, 说明其满足平行趋势假设。

各期平均处理效应的点估计与区间估计的结果显示, 在市级统筹之前以及市级统筹当年, 个体医疗费用在 0 点上下波动, 且置信区间均包含 0, 说明处理组与控制组个体的医疗服务利用在市级统筹前没有任何显著差异, 由此满足了平行趋势假设; 而在市级统筹之后, 个体医疗费用依然在 0 点波动, 且置信区间均包含 0, 综上说明市级统筹对个体医疗服务利用未产生显著影响。在省级统筹之前, 交互项系数均在 0 点波动, 且置信区间均包含 0, 说明处理组与控制组个体的医疗服务利用在省级统筹前没有任何显著差异, 由此满足了平行趋势假设; 从省级统筹当期开始, 个体医疗费用逐年上涨, 在政策实行第 4 年达到最高值, 但是影响已经不显著, 并在第 6 年回落至 0 点附近。由此可见, 实行省级统筹当期就会出现明显的政策效果, 并在前期维持, 后期作用逐渐回落, 基于委托-代理理论, 可能是在政策实行初期相关监管配套措施尚未到位, 政策变动导致的各层级管理机构职责交接易出现错位, 尤其是现行省级统筹不同于市级统筹, 基金收支监管责任仍由地方承担, 由此带来的信息不对称激励地方政策降低监管力度,^① 出现来自医疗供求双方的道德风险, 进而引起医疗费用的上涨, 而在后期政策不断完善以及权责厘清情况下, 此问题可得到一定程度控制。

2. Abadie SDID 再加权回归

数据所限, 可能存在处理组与控制组个体在长期范围内不满足平行趋势假设的情况, 参考相关研究,^② 本文采用 Abadie SDID 再加权回归重新估计相关结果, 其原理为通过特征识别, 重新将与处理组个体特征相似的控制组个体赋予更大权重, 以此强化处理组和控制组的均衡性, 提高平行趋势假设可信度。结果显示, 经过处理后的样本, 是否市级统筹变量系数为 -8.6050, t 值为 -0.19, 不具有统计意义上的显著性; 是否省级统筹变量系数为 559.0220, t 值为 2.32, 在 5% 检验水平下显著, 说明市级统筹对个体医疗费用没有明显作用, 而省级统筹引起了个体

① 朱恒鹏等:《统筹层次提高如何影响社保基金收支——委托-代理视角下的经验证据》,《经济研究》2020 年第 11 期。

② 马超等:《长期护理保险、医疗费用控制与价值医疗》,《中国工业经济》2019 年第 12 期。

医疗费用的上涨, 本文实证结果是稳健的。

3. 安慰剂检验

双重差分法通过加入控制组的对照, 可以在模型中尽量减少需要控制的因素, 并且本文在基本检验中加入了地区和时间固定效应以减轻遗漏变量问题对结果的干扰。但是仍难以控制某些随地点和时间共同变化的因素, 如不同地区其他医保政策调整动态不同也可能影响个体医疗服务利用情况。为此, 参考周茂等的研究,^① 本文采用如下思路间接检验城市-年份非观测因素是否会影响估计结果, 根据(1)式, 核心解释变量估计值的估计式如下:

$$\hat{\beta} = \beta + \chi \cdot \frac{\text{cov}(\text{policy}_{ikt}, \mu_{ict} | X)}{\text{var}(\text{policy}_{ikt} | X)} \quad (4)$$

其中, X 表示所有的控制变量, 若 $\chi=0$, 则城市-年份非观测因素不会干扰回归结果, 此时核心解释变量估计值是无偏的, 但是本文无法直接对 χ 是否为 0 进行检验。解决方法为若能用某个反事实变量替代 policy_{ikt} , 并且关键在于在理论上此反事实变量对 U_{ikt} 不会产生实际影响 (即 $\beta=0$), 此种设定之下若核心解释变量估计值等于 0, 则可反推 $\chi=0$ 。采取随机分配处理组个体 (计算机随机生成) 的方法可确保本文处理组选择不存在自我选择问题, 并且这样的随机处理能够保证不会对相应 U_{ikt} 产生影响, 即 $\beta^{\text{random}}=0$ 。由于本文存在两个核心解释变量, 首先考虑市级统筹: 基于各年份统筹层次变动的实际情况, 从样本中随机抽取 20 个城市假设其于 2014 年实行市级统筹、随机抽取 10 个城市假设其于 2016 年实行市级统筹、随机抽取 5 个城市假设其于 2018 年实行市级统筹, 其余城市为控制组。根据以上方法, 本文随机抽取 1000 次并采用渐进双重差分模型进行回归。其次考虑省级统筹, 具体设定方法与市级统筹相似, 并将随机抽取范围由城市扩大到省份。在这种设定下, 还可以估计出市级统筹 β^{randomc} 和省级统筹 β^{randomp} 的均值, 并求出 1000 个 β^{randomc} 和 1000 个 β^{randomp} 的分布。结果显示, 经过随机处理后的 β^{randomc} 均值为 -0.5492, 接近于 0 且不显著; β^{randomp} 均值为 0.2987, 同样接近于 0 且不显著。同时, 1000 次随机过程中 β^{randomc} 和 β^{randomp} 估计值均分布在 0 附近, 由此可以反推 $\chi=0$, 即不存在城市-年份不可观测因素对本文回归结果产生的干扰, 本文相关结论是稳健的。

4. 其他政策影响 (政策唯一性检验)

处理组个体医疗服务利用变动除了受城职保统筹层次提高的影响之外, 还可能受到其他外部政策冲击, 从而对结果产生高估或低估, 因此, 需要进行政策唯一性检验。本文通过构建反事实方法进行处理。具体过程为重新设定假想政策开始时间以及重新设定处理组和对照组, 回归结果均不具有统计意义上的显著性。以上检验结果表明政策唯一性假设成立, 从而证实了本文结论的稳健性。

5. 放松对统筹层次的定义

本文进一步放松对统筹层次的界定, 将实行本级风险调剂金也界定为已经实现本级别的统筹, 重新对(1)式进行回归。结果显示, 是否市级统筹变量系数为 -300.7090, t 值为 -0.93, 不具有统计意义上的显著性; 是否省级统筹变量系数为 2407.923, t 值为 3.15, 即在 1% 检验水平下显著。以上结果均与本文基准回归结果相似。

① 周茂等:《开发区设立与地区制造业升级》,《中国工业经济》2018年第3期。

6. 两部模型

在分析个体医疗服务利用时，若样本中存在大量医疗费用为 0 的情况，则不符合样本随机误差正态分布的前提假设，导致估计误差。参考已有研究，^① 本文采用两部模型进行修正。根据两部模型假定，零观测值是真实的数据而非未观测变量的删失值，医疗费用支出并非自我选择的结果，而更多地与其他外生因素（如医保政策的变动）有关，而统筹层次的变化是医保政策变动的典型代表。模型设定如下：

$$Pr(U_{ikt} > 0) = \alpha_0 + \alpha_1 policy_{ikt}^c + \alpha_2 policy_{ikt}^p + \sum_m \phi_m X_{ikt}^m + \lambda_k + \gamma_t + \varepsilon_{ikt} \quad (5)$$

$$E(U_{ikt} | U_{ikt} > 0) = \theta_0 + \theta_1 policy_{ikt}^c + \theta_2 policy_{ikt}^p + \sum_m \vartheta_m X_{ikt}^m + \lambda_k + \gamma_t + v_{ikt} \quad (6)$$

其中， $\varepsilon \sim N(0, 1)$ ， $v \sim N(0, \sigma^2)$ 。第一部分（5）式利用 Logit 模型估计医疗费用发生的概率；第二部分则利用最小二乘法，估计在医疗费用大于零的情况下的条件期望。回归结果显示，在第二部分回归中，是否市级统筹变量系数为负且不显著，而是否省级统筹变量系数在 1% 检验水平下显著为正，说明在克服样本分布导致的回归误差之后，本文的回归结果仍是稳健的。

7. 工具变量法

虽然医保政策变动是一个相对外生的决策行为，^② 但也是各级政府博弈的结果，易提高统筹层次地区可能治理水平较高，也可能是地方政府相对弱势或者基金收支压力较高，从而导致存在一定的政策内生性。^③ 为消除这一影响，并进一步分离不可观测因素的干扰，本文采取工具变量法进行检验。结合已有研究，^④ 本文选取临近市平均统筹情况和临近省平均统筹情况作为工具变量，并通过了工具变量相关性、可识别性和弱工具变量检验。回归结果显示，是否市级统筹变量系数为 -190.1345，不具有统计意义上的显著性；是否省级统筹变量系数为 2545.6300，在 1% 检验水平下显著，再次证明本文结论的稳健性。

（三）健康福利 - 对道德风险的检验

前文结果显示，市级统筹并未显著影响个体医疗费用开支，而省级统筹引起了医疗费用的上涨。但是，如果医疗费用的上涨并未改善个体健康状况，那么这种上涨是没有意义的，也不符合“价值医疗”的精神。“价值医疗”关注每单位医疗开支所获得的医疗效果（health outcome），而非医疗服务量（health volume）。本文以自评健康、身体是否疼痛、身体不适是否影响工作等作为被解释变量，进行渐进双重差分回归，考察提高统筹层次对个体健康水平的影响。同时为增加模型可信度，参考以往关于健康水平的研究，^⑤ 本文删去了控制变量中的健康水平变量，增加了地区人均 GDP、人均床位数、人均医生数等变量。

表 4 结果显示，由县级统筹提升到市级统筹显著提高了个体健康水平，具体表现为提高了

① Naihua Duan, et al., "A Comparison of Alternative Models for the Demand for Medical Care," *Journal of Business & Economic Statistics*, 1983, 1(2); 刘国恩等：《中国老人医疗保障与医疗服务需求的实证分析》，《经济研究》2011 年第 3 期。

② 刘国恩等：《中国老人医疗保障与医疗服务需求的实证分析》，《经济研究》2011 年第 3 期。

③ 朱恒鹏等：《统筹层次提高如何影响社保基金收支——委托 - 代理视角下的经验证据》，《经济研究》2020 年第 11 期。

④ 贾男、马俊龙：《非携带式医保对农村劳动力流动的锁定效应研究》，《管理世界》2015 年第 9 期。

⑤ 雷晓燕等：《退休会影响健康吗？》，《经济学（季刊）》2010 年第 4 期。

个体自评健康高的概率、减少了身体疼痛感和身体不适影响健康工作的概率。而由市级统筹提升到省级统筹后,个体并未出现健康水平的显著变化,结合上文省级统筹提高了个体医疗费用的结论,本文发现过快提高到省级统筹更易出现委托-代理问题,不符合“价值医疗”精神,并由此推断出现了道德风险。

表4 提高统筹层次对健康的影响

变量名称	自评健康	身体是否有疼痛	身体不适是否影响工作
是否市级统筹	0.0470***	-0.0110*	-0.0970***
	(3.34)	(-1.68)	(-4.23)
是否省级统筹	-0.1580	0.5060	0.4460
	(-0.89)	(0.75)	(1.43)
控制变量	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
样本量	7320	5596	5068

五、医疗费用上涨的中介机制

上文已经发现,省级统筹提高了个体医疗费用,却并未改善个体健康水平,本文进而推断在此过程中出现了道德风险:省级统筹后,由于“大锅饭”效应的存在,基层部门会降低监管积极性,乃至希望本地区医疗机构和参保者获得更多的报销金额,直接结果是医疗供给方(医院)会将更多的门诊转化为住院,进而提高个体就医的住院概率;同时,省级统筹后异地就医限制被进一步打破,省内统一待遇政策和即时结算方法提高了“方便性”,进而增加了个体前往更高等级医院就医的可能。^① 综上,本文认为省级统筹引起个体医疗费用上涨存在两条作用路径:一是来自医疗供给方的诱导需求;二是来自医疗需求方的过度医疗。由此推之,省级统筹引起医疗费用上涨可能存在一定的中介效应,如果这种中介效应显著,而模型未加以考虑,可能也会导致一定的内生性问题。为此,本文进一步采用结构方程的路径分析来进行检验。

本文分别以“医生是否要求住院”以及调查样本调查期内“就医等级”作为以上两条路径的代表性变量。同时,由于存在两条中介路径,且前者为虚拟变量,后者为等级变量,参考阳义南的研究,^② 本文采用结构方程的广义中介模型进行检验。在路径模型中,有来自医疗供给方和需求方的两条中介机制,省级统筹既直接影响个体医疗费用,又通过两条中介间接影响个体医疗费用,其他控制变量保持不变。参考已有研究,^③ 本文同时将性别、受教育水平、健康水平等作为中介变量的控制变量。此外,由于仍有部分同时影响中介变量和医疗费用的控制变

① 刘武等:《居民医疗机构选择行为的影响因素分析——以沈阳市为例》,《人口与发展》2011年第4期。

② 阳义南:《结构方程模型及Stata应用》,北京大学出版社,2021年,第133-134页。

③ 阳义南:《初婚年龄推迟、婚龄差对生育意愿的影响》,《南方人口》2020年第3期。

量未纳入到模型当中，本文假设三者的误差项相关。为便于检验，本文对医疗费用取自然对数。估计结果如图 2 所示。

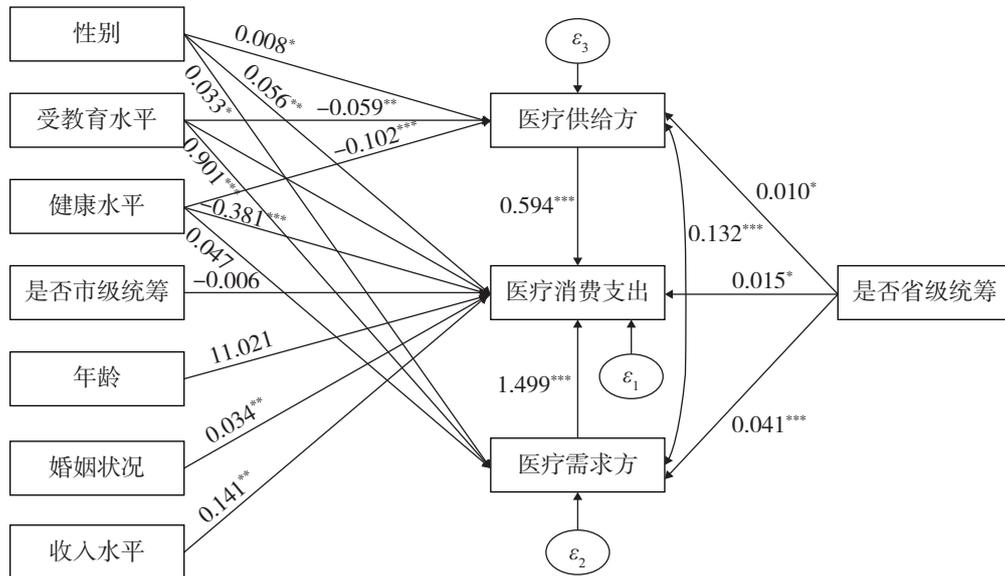


图 2 路径模型的中介效应

注：图中为非标准化系数。

结果显示，省级统筹对医疗消费有着显著为正的直接效应，系数大小为 0.015，同时对医疗供给方路径有着 10% 检验水平下显著的正向影响，系数大小为 0.010。而医疗供给方路径对医疗费用有着 1% 检验水平下显著的正向影响，系数大小为 0.594，进而说明省级统筹对医疗费用存在来自医疗供给方的间接效应，大小为 0.00594 (0.010 × 0.594)。同理，省级统筹对医疗需求方路径有着 1% 检验水平下显著的正向影响，系数大小为 0.041。而医疗需求方路径对医疗费用有着 1% 检验水平下显著的正向影响，系数大小为 1.499，进而说明省级统筹对医疗费用存在来自医疗需求方的间接效应，大小为 0.061459。最终得到省级统筹对医疗费用的总效应为 0.082399。

进一步地，为比较省级统筹、医疗供给方路径和医疗需求方路径对医疗费用的影响大小，本文使用标准化系数分析三个变量的直接效应、间接效应和总效应，结果如表 5 所示。由于使用的是标准化系数，因此系数间具有可比性。结果显示，两条中介路径的影响均大于省级统筹的影响，来自医疗供给方对医疗费用的影响要大于来自医疗需求方的。通过中介效应显著性检验和系数差异显著性检验可以发现，上述差异是显著存在的。

表 5 直接效应、间接效应和总效应 (标准化系数)

路径	直接效应	间接效应		总效应
		来源	效应值	
是否省级统筹	0.040***	来自供给方	0.019*	0.084
		来自需求方	0.065***	
医疗供给方	0.628***			0.628***
医疗需求方	0.448***			0.448***

注：间接效应显著性检验为作者利用 stata 软件，通过非线性检验命令获得。

六、进一步分析

本文在委托-代理视角下分析当前医保省级统筹产生了一定的道德风险,理论基础在于医保省级统筹模式下出现了监管质量的下降。那么,监管质量在此过程中是否真正下降直接影响本文理论分析的合理与否。换言之,若本文理论分析和实证检验符合实际,那么监管质量高的地区可能并不会出现推进医保省级统筹过程中产生道德风险的问题,因此直接检验不同监管质量下的个体医疗服务利用差异对于本文的理论支撑至关重要。然而数据所限,本文难以获得关乎监管质量的实际指标:经办机构和监管机构编制人员数、监管政策完善程度、监管成本等。本文另辟蹊径,由于监管质量与经济水平存在正相关关系,^①一般情况下,经济发展水平高的地区有着更高质量的监管配套机制,因此,本文以各地区经济发展水平作为监管质量的替代性指标。具体而言,将样本城市按照2012—2018年平均人均GDP划分为低人均GDP、中人均GDP和高人均GDP三组,进行分组回归,并通过似不相关估计检验不同经济水平下提高统筹层次对医疗费用的影响。

结果显示,是否市级统筹变量依然不具有统计意义上的显著性。值得注意的是,对低人均GDP城市个体而言,省级统筹使其医疗费用显著上涨,并且上涨幅度要大于基准回归结果;对于中人均GDP城市个体而言,省级统筹虽然依然使其医疗费用显著上涨,但是上涨幅度和显著性水平已经低于低人均GDP个体;对于高人均GDP城市个体而言,省级统筹对医疗费用已经不再有明显影响,并且回归系数也小于低人均GDP城市和中人均GDP城市个体。分析其原因,可能是高人均GDP地区经济比较发达,相关监管管理机制更为完善,实行省级统筹的前期准备更加充足,同时高人均GDP地区医疗资源更加丰富,^②个体在省级统筹前的医疗需求满足程度相对更高,使得个体在省级统筹后并未发现明显地医疗费用上涨现象。

七、结论和政策启示

当前我国城镇职工基本医疗保险存在县级统筹、市级统筹和省级统筹三种模式。2020年2月25日,中共中央国务院印发《关于深化医疗保障制度改革的意见》,要求“全面做实基本医疗保险市地级统筹”“推进省级统筹”。由此引出的问题是,提高统筹层次是否会对个体经济行为决策产生影响?是否应该在短时间内全范围推进省级统筹?本文研究或许可以为此做出一定的解答。本文理论发现当前省级统筹模式带来的基金收支权力上解会弱化基层管理部门积极性,降低对医疗供需双方监管效率,并通过医疗供给方诱导需求和医疗需求方过度医疗进一步提高医疗费用,这种情况下,个体健康福利并未改善。进而,本文利用中国劳动力动态调查(CLDS)2012年、2014年、2016年和2018年四期面板数据,以我国各省市城职保统筹层次的渐进式改革作为政策冲击,建立渐进双重差分模型,系统检验城职保由县级统筹提升到市级

① 王永钦等:《中国对外直接投资区位选择的决定因素:制度、税负和资源禀赋》,《经济研究》2014年第12期。

② 王勇等:《欠发达地区医疗网点布局 and 资源的合理配置研究——以重庆市为例》,《软科学》2009年第12期。

统筹和由市级统筹提升到省级统筹情况下个体的医疗服务利用变动,同时探究统筹层次变动带来的健康福利变化,进一步建立结构方程中的广义中介模型洞察省级统筹模式下个体医疗费用上涨的中介机制,并检验其产生原因。

本文的主要实证结论如下。城职保统筹层次提高到市级统筹对个体医疗服务利用没有显著影响,却有一定的健康福利效应。而提高到省级统筹显著引致个体医疗费用上涨以及就医概率提升,使得医疗总费用增加约 2488.129 元,其中门诊增加 214.416 元,住院增加 2271.195 元,住院概率上升 42.30%,却未带来健康福利,本文因而推断在此过程中产生了道德风险。进一步研究表明,省级统筹造成个体医疗费用上涨存在来自医疗供给方诱导需求和来自医疗需求方过度医疗两条中介路径,并且,两条中介路径的影响均大于省级统筹的影响,而来自医疗供给方对医疗费用的影响要大于来自医疗需求方的影响。进一步分析表明,以上两条路径主要源自当前省级统筹模式导致的监管质量下降,由此推断省级统筹的负向效应可通过完善监管等配套政策中和。

本文的结论为完善医疗保险政策,合理分配医疗资源,稳步推进统筹层次提高,进而实现“价值医疗”提供了经验证据。主要政策涵义在于以下几点。第一,现阶段应以做实城职保市级统筹为宜,省级统筹在考虑本地区经济发展水平、管理配套制度完善程度后适时推行。目前我国城职保统筹仍存在大量以风险调剂金为主的非完全意义上的市级统筹,风险分散能力有限,在此背景下过快推进省级统筹会产生一定的道德风险,不利于医疗费用控制。

第二,坚持系统观念,加强顶层设计,建立起有关监管、控费的配套制度体系。尤其是对于基层医保管理部门而言,由于直接面向医疗供给方和医疗需求方,基层部门最为了解也最有能力对医疗服务行为进行监管和约束。有效激发基层医保管理部门的工作积极性,也是合理推进省级统筹的必由之路。

第三,加强对医疗供给方和医疗需求方医疗行为的两端控制。一方面,二者都是省级统筹下引发医疗费用上涨的重要路径,需要对其综合考量;另一方面,由于信息不对称,来自医疗供给方的医疗行为更具主导性,因此需要更加关注医疗机构和医生的诊疗行为。

第四,持续推进国家药品谈判和医保支付方式改革,完善分级诊疗。一方面可以降低医疗成本,控制医保基金支出;另一方面可以规范医疗机构诊疗行为。同时,需要加强对分级诊疗制度的完善和宣传,对疾病的轻重缓急及治疗的难易程度进行分级,不同级别的医疗机构承担不同疾病的治疗,逐步实现从全科到专业化的医疗过程。

本文研究还有一定的待完善之处。统筹层次的提高需要各级政府、医保管理机构、医疗机构以及微观个体的共同配合,在此过程中个体经济行为决策受到多种因素的影响,可能不仅仅存在两条中介路径。正确分离各种路径的影响,解构个体经济行为决策,也是本文下一步研究的重点。

Medical Insurance Pooling, Utilization and Welfare: Intervening Mechanisms of the Rise in Medical Expenses with Pooling at the Provincial Level

Shen Yupeng

(Zhou Enlai School of Government, Nankai University, Tianjin 300350, China)

Abstract: Based on the panel data of China Labour-force Dynamic Survey (CLDS) from 2012 to 2018, this paper takes the gradual reform of pooling levels of Urban Employee Basic Medical Insurance as policy impact, establishes a time-varying difference in differences model, systematically tests the impact of the adjustment of pooling level on medical services utilization, and explores the corresponding changes in health welfare and intervening mechanisms. The results show that raising the pooling level from counties to prefectural-level cities does not have a significant impact on individuals' utilization of medical services, but brings about the improvement of health welfare; while moving from pooling at the prefectural-level to pooling at the provincial-level significantly improves individuals' utilization of medical services, but does not bring about health welfare. Thus, moral hazards arise in this process. Further research shows that there are two intervening mechanisms for the rise in medical expenses: supplier-induced demand and overuse on the demand side. The above two mechanisms are mainly due to the decline in the quality of supervision. Thus, the negative impacts of provincial-level management can be reduced by strengthening regulation and supervision. Finally, this paper suggests that the rise of the medical insurance's pooling level should be based on strengthened supervision, and solid pooling at the prefectural-level should be a priority.

Key words: medical insurance pooling; service utilization; health welfare; intervening mechanism; time-varying difference in differences

(责任编辑: 仇雨临)