

跨省异地就医直接结算政策对流动人口医疗服务利用的影响*

徐 升 尹靖华

【摘 要】促进充分合理的医疗服务利用,是保障流动人口健康的重要途径。文章基于 2013~2018 年中国流动人口动态监测调查数据,以基本医疗保险对跨省异地住院费用直接结算政策为外生冲击,探讨其对流动人口医疗服务利用的影响及作用机制。结果表明,跨省异地就医直接结算政策显著增加了流动人口患病时去医院就诊的可能性和住院医疗费用总支出,这一政策对促进患者去三级医院就医的效应更强。机制分析表明,跨省异地就医直接结算政策可以通过参保激励效应和成本分担效应,增加流动人口的医疗服务利用。因此,进一步完善基本医疗保险制度,持续优化跨省异地就医直接结算政策,将有利于满足流动人口医疗服务需求,促进中国流动劳动力健康水平的提升。

【关键词】基本医疗保险 跨省异地就医直接结算 流动人口 医疗服务利用

【作 者】徐 升 南方医科大学卫生管理学院,讲师;尹靖华(通讯作者)广东金融学院保险学院,讲师。

一、引 言

健康的劳动力是经济发展的重要支柱,流动人口作为劳动力市场的重要组成部分,其健康状况直接影响劳动生产率和经济增长的稳定性与质量。流动人口常常从事高强度、长时间的体力劳动,面临较大的健康风险(戚聿东、刘翠花,2021),但现行的基本医保制度对其保障效果有限。由于城乡及地区间政策分割等现实原因,中国基本医疗保险(后文简称基本医保)制度呈现碎片化的特征。长期以来,基本医保的统筹层次不高,各统筹单位以“属地化管理”为主,导致基金的管理“各自为政”,医保系统之间处于“断网”状态,未能实现有效的信息共享和统一结算(高娜娜等,2023;Liu 等,2023)。这种制

* 本文为国家社会科学基金一般项目“服务生态系统观下我国老人整合照护机制与提升路径研究”(编号:24BGL261)的阶段性成果。

度碎片化特征使得流动人口在异地就医时面临诸多困难,比如需先行垫付医疗费用,再返回参保地报销,且无法享受就医地医保待遇(何文、张蓉,2023)。这些特性削弱了流动人口的医疗支付能力,抑制了合理的医疗服务需求,导致医疗服务利用不充分,其健康受到负面影响。因此,提升基本医保的整体化水平和流动人口的医疗服务利用水平,对于构建健康稳定的劳动力市场、推动社会经济高质量发展具有重要意义。

近年来,随着基本医保制度改革不断推进,“看病难、看病贵”的问题有所缓解,但医保基金统筹层次的提升进展相对迟缓。目前,大多数地区仅实现地市级或县级统筹,低统筹层次加剧了不同地区和人群医疗服务利用的不平衡、不充分问题(Zhong, 2011; 王新军、郑超, 2014; 金双华等, 2020)。为解决这一问题,政府推出了异地就医直接结算政策,以增强基本医保制度的公平性和协调性。其中,基本医保对跨省异地住院费用直接结算(后文简称“跨省异地就医直接结算”)是一项针对跨省异地长期居住人员和临时外出人员的政策,当这些人员在非参保统筹区域就医(即“异地就医”)时,可以直接通过基本医保进行住院医疗费用结算。理论上,跨省异地就医直接结算政策有利于跨省流动人口的医疗服务利用。在该政策实施以前,传统的“属地化管理”要求参保人员在异地就医时先垫付医疗费,再回参保地报销。这种约束不仅降低了流动人口参加基本医保的积极性,还使得经济条件较差的患者可能因无力垫付医疗费用而放弃必要的医疗服务。已有文献指出,医保碎片化、报销比例低以及给付结构不合理等问题阻碍了流动人口的医疗服务利用(孟颖颖、韩俊强, 2019; Serna, 2021; Si, 2021)。跨省异地就医直接结算政策实施后,流动人口可以在跨省联网定点医疗机构享受直接结算服务,省去了先行垫付费用和后续跨地域报销程序。这有利于增强流动人口的医疗支付能力,从而对其医疗服务利用产生积极影响。

然而,目前少有研究将跨省异地就医直接结算政策与流动人口医疗服务利用联系起来。一方面,在有关医疗服务利用的文献中,既有研究主要关注健康、经济和人口学因素对医疗服务利用的影响。一些文献认为健康状况(余央央、封进, 2018)、健康素养(Levitt, 2015)和健康教育(王春超、尹靖华, 2022)是影响医疗服务利用的主要因素,另一些文献则侧重考察经济因素的影响,包括家庭收入(解垚, 2009; Tran, 2023)、融资约束(于新亮等, 2021)、医疗保障(Wagstaff, 2009; 孟颖颖、韩俊强, 2019)等。此外,也有研究从民族、性别(封进等, 2015; Zhou 等, 2022)等人口学因素对文献进行补充。目前这一领域的研究缺少从基本医保异地就医直接结算改革视角的深入分析。另一方面,以异地就医直接结算政策为主题的研究中,多是关注政策困境及优化的定性研究(王琬, 2021),定量研究相对较少。在已有的少量定量研究中,高娜娜等(2023)评估的是省内异地就医直接结算对居民健康的影响,吕思诺和封进(2023)研究的是异地就医门诊直接结算政策对医保基金支出的影响,何文和张蓉(2023)分析的是基本医保异地就医直接结算政策

对参保行为的影响;这些研究未能揭示跨省异地就医直接结算政策对流动人口医疗服务利用的影响与作用路径。中国流动人口规模庞大,该群体的医疗服务利用不充分问题较为突出,不利于建设健康、稳定的劳动力市场。在此背景下,跨省异地就医直接结算政策能否弥补因制度碎片化造成的流动人口医疗服务利用不足?其内在机制是什么?回答这些问题具有重要的理论与现实意义。

基于以上考虑,本文整合中国流动人口动态监测调查 2013~2018 年数据和城市统计年鉴数据,采用连续型双重差分方法分析跨省异地就医直接结算政策对流动人口医疗服务利用的影响及作用机制,以期深化理解基本医保异地就医直接结算政策的实施效果。相较于现有研究,本文可能的创新之处在于:第一,既有研究以是否有定点医院来识别城市是否实施跨省异地就医直接结算政策,本文使用定点医院相对于当地人口的密度来识别政策强度,提供了更精细的效应估计;第二,现有研究主要考察异地就医直接结算政策对参保行为、医疗费用和健康状况的影响,本文深入考察了其医疗服务利用效应,拓展了研究视野;第三,本文检验了跨省异地就医直接结算政策的积极效应,与以往研究省内异地就医直接结算政策的文献相呼应,共同为“利用医保联网弥补统筹层次不足”的政策方案提供了有力证据。

二、政策背景与理论分析

(一) 跨省异地就医直接结算政策背景

中国基本医保制度建立初期采取以地级以上行政区(包括地、市、州、盟)或区县为统筹单位的“属地化管理”,即同一统筹地区执行统一政策,实行医保基金的统一筹集、使用和管理。这种制度碎片化使参保人在异地就医时面临两个困难。一是“结算不及时、报销不便”,即参保人异地就医时,需要先垫付医疗费用,再返回参保地报销。二是医保待遇未随人流动。由于医保目录、保障水平与基金管理存在区域差异,参保人异地就医时不能享受就医地的医保待遇。解决异地就医困难的关键是打破基本医保制度的“属地化管理”。2011 年,《中华人民共和国社会保险法》第六十四条明确了医保基金要逐步实行省级统筹的目标。然而,到目前为止,大部分省份尚未实现省级统筹。

面对当前提高医保统筹层次的现实困难,政府提出通过推进医保联网和异地就医结算来弥补统筹层次不高的缺陷,解决异地就医困难。首先针对的是省内异地就医,各级人力资源和社会保障部门自 2010 年起负责协调并实施省内参保人员异地就医结算服务工作。2014 年,全国已有 27 个省份建立了省内异地就医结算平台,初步实现省内医疗费用异地即时结算。其次,针对跨省异地就医,中央政府自 2014 年开始统一部署、加快推进跨省异地就医直接结算工作。2016 年,人力资源和社会保障部(后文简称“人社部”)、财政部联合印发《关于做好基本医疗保险跨省异地就医住院医疗费用直接结算工

作的通知》，加快了跨省异地就医直接结算政策的落实步伐。2017年5月5日，人社部公布了首期开通基本医保跨省异地就医住院医疗费用直接结算的定点医疗机构名单，可视为该政策的正式实施。此后，人社部和国家医疗保障局（后文简称“国家医保局”）不断更新发布跨省异地就医直接结算的定点医疗机构名单。这意味着，跨省异地长期居住或临时外出就医的基本医保参保人员办理异地就医备案后，可以在跨省联网定点医疗机构享受直接结算服务，极大地提升了报销的便捷性。此外，该政策原则上执行“就医地目录、参保地政策”的基金支付方式，部分缓解了医保待遇未随人流动的问题。综上，跨省异地就医直接结算政策有助于增强流动人口医疗费用支付能力、改善其医疗服务利用。由此，本文提出研究假设1：跨省异地就医直接结算政策有利于提高流动人口医疗服务利用。

（二）跨省异地就医直接结算政策影响流动人口医疗服务利用的理论分析

跨省异地就医直接结算政策影响医疗服务利用的潜在机制是参保激励效应。在跨省异地就医直接结算政策出台之前，流动人口面临着基本医保制度碎片化、城乡二元制度分隔等障碍。由于制度障碍，流动人口通常难以加入流入地医保。如果流动人口在流出地参加基本医保，则在就医时需要先垫付医疗费用，再返回参保地报销。这不仅增加了烦琐的手续，也增大了就医成本。这些障碍导致参保状况不理想（Liu等，2017；郑超等，2021），进而降低其患病时的医疗服务利用，由此形成“恶性循环”，进一步挫伤其参保积极性。政策实施后，流动人口在跨省联网定点医疗机构可直接结算医疗费用，大大提高了结算的及时性和报销的便利性，提高了流动人口继续参保尤其是在流出地继续参保的积极性。大量文献已经证明，医保参保能显著提升居民的卫生服务利用率和健康水平（Wang等，2009；潘杰等，2013；陈华、邓佩云，2016；孟颖颖、韩俊强，2019）。由此，本文提出研究假设2：跨省异地就医直接结算政策通过提高流动人口基本医保参保的积极性，进而提高其医疗服务利用。

跨省异地就医直接结算政策产生影响的另一潜在机制是成本分担效应。在跨省异地就医直接结算政策实施之前，由于各统筹区的医保目录、报销比例和基金管理存在差异，患者异地就医后回参保地报销可能会出现报销比例较低、报销金额较少的情况。实施跨省异地就医直接结算政策不仅减轻了异地就医患者垫付费用的压力，还通过执行按就医地医保目录确定报销范围的政策，使跨省异地就医住院患者的实际医保报销比例提高，自付（Out-of-Pocket）比例下降。出现这一现象的原因在于，通常经济发达地区的医保目录更宽，而流动人口为了寻求更高的收入，往往更多流向经济发达地区。长期居住在经济发达地区的劳动力在这些城市就近就医时，实际医保报销范围扩大，从而使得医疗费用的医保实际报销金额和比例提升。垫付压力的减小和报销范围的扩大，是异地就医患者支付能力提升或成本负担减少的表现。现有研究普遍发现，降低患者成本分担比例能够显著提高医疗服务利用水平（王贞等，2019；杳钰淇等，2020）。由此，本文提出研究假

设 3: 跨省异地就医直接结算政策通过提升医疗费用的医保报销水平, 进而提高流动人口的医疗服务利用。

综上所述, 跨省异地就医直接结算政策能够通过参保激励效应和成本分担效应, 提高流动人口的医疗服务利用。上述关于作用机制的分析可用图 1 展示。

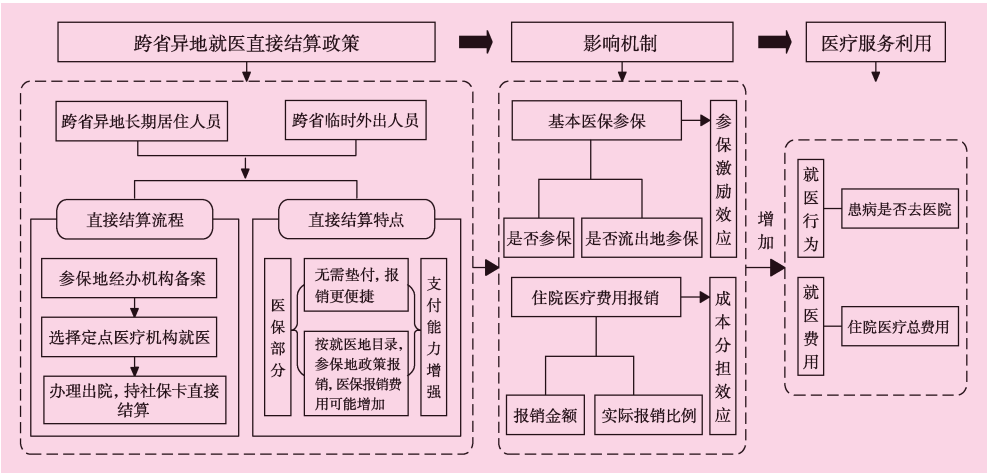


图 1 跨省异地就医直接结算政策影响医疗服务利用的机制结构

三、研究设计

(一) 数据说明

本文使用的数据来自 2013~2018 年中国流动人口动态监测调查数据(China Migrants Dynamic Survey, 后文简称 CMDS)。选用该数据的理由有二: 第一, 跨省异地就医直接结算政策对跨省流动人口的影响最为直接, 而 CMDS 覆盖全国 31 个省份, 采取分层、多阶段、与规模成比例的抽样方法对流入本地 1 个月以上、年满 15 周岁的非本地户籍人口进行调查, 具有抽样范围广、数据全面的优势, 是分析流动人口特征和行为的权威动态微观数据库; 第二, CMDS 不仅包含医疗服务利用的关键信息, 也提供了丰富的社会人口学特征变量, 有助于控制相关影响因素。由于 CMDS 在 2016 年的数据缺少全部被解释变量的信息, 本文分析样本中未包含 2016 年的数据。

基于研究需要, 本文对原始数据进行了以下处理: 第一, 删除调查对象为省内跨市、市内跨县的流动样本, 仅保留跨省流动人口(后文提及的流动人口均指跨省流动人口); 第二, 限定样本年龄在 15 岁及以上, 并对极端高龄样本进行 1% 截尾, 处理后样本最大年龄为 68 岁; 第三, 剔除流动人口所在家庭月人均收入小于等于 0 的样本, 并对异常收入数据进行上下 1% 的缩尾处理; 第四, 排除性别、婚姻等变量信息缺失的样本; 第五, 将处理后的数据与城市层面数据进行匹配。城市层面数据主要来源于相应年份的《中国城市统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

本文的被解释变量为流动人口的医疗服务利用情况。由于提供跨省异地就医直接结算服务的定点医疗机构主要为医院,因此本文选取流动人口“患病是否去医院”和“住院医疗总费用”(取对数)作为代理变量。“患病是否去医院”为虚拟变量,将最近一次患病去综合或专科医院看病的赋值为 1,否则赋值为 0。CMDS 中 2013、2015 和 2017 年的数据提供了该变量信息。住院医疗总费用的对数是连续变量,对于住院医疗总费用为 0 (即没有住院)的受访者,该变量设为缺失。CMDS 中提供最近一次住院医疗总支出信息的年份为 2014 和 2018 年。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为跨省异地就医直接结算政策强度,具体构建过程如下。首先,收集定点医疗机构名单。通过人社部和国家医保局官方网站,收集 2017 年 5 月 5 日至 2018 年 12 月 31 日公布的基本医保跨省异地就医住院医疗费用直接结算定点医疗机构名单,共计 17 期。然后,根据名单中定点医疗机构区位信息,汇总到地级市层面,计算每个城市定点医疗机构数量。由于各期名单存在更新、交叉或包含关系(如机构退出或新增),不能直接按年份汇总。为更精确反映城市差异,本文将每期定点医疗机构数量按有效实施时间加权汇总,除以一年的天数,得到城市当年定点医疗机构日均数量。最后,用城市当年定点医疗机构日均数量除以城市常住人口数,构造政策强度变量。计算公式如下:

$$Hosden_{it} = \frac{\sum_{n=1}^N (date_{n+1}^t - date_n^t) \times Hosnum_{in}^t}{365} \div Peo_{it} \quad (1)$$

其中, $date_{n+1}^t$ 为 t 年第 $n+1$ 期公布日期, $date_n^t$ 为 t 年第 n 期公布日期,当 $n=1, t=2017$ 时, $date_1^{2017}$ 表示 2017 年 5 月 5 日。当 n 为 2017 年公布的最后一期时, $date_{n+1}^{2017}$ 表示 2017 年 12 月 31 日。 $Hosnum_{in}^t$ 为城市 i 在 t 年第 n 期的定点医疗机构数量(单位为个), Peo_{it} 为城市 i 在 t 年的常住人口数量(单位为“百万人”); N 为当年的最大期数,式(1)计算的政策强度能够较大程度捕捉每个城市的差异及其变动。图 2 展示了部分城市在 2017 和 2018 年的定点医疗机构日均数量以及根据式(1)计算的跨省异地就医直接结算的政策强度。

3. 控制变量

在选取控制变量时,本文首先考虑流动人口的个体社会经济特征,包括年龄、性别、婚姻状况、户口类型、受教育程度、就业状况(是否就业、有无固定职业和就业身份)、家庭人均收入和流动时长等。由于身体机能通常随年龄下降,老年人和其他年龄的个体之间医疗服务利用差异明显,故本文构造“是否为老年人”的虚拟变量,将年龄大于等于 60 岁赋值为 1,否则为 0。流动人口的家庭人均收入用家庭月收入(千元)除以家庭成员数(人)衡量。流动时长为虚拟变量,将大于等于 3 年赋值为 1,否则为 0。其次,本研究考

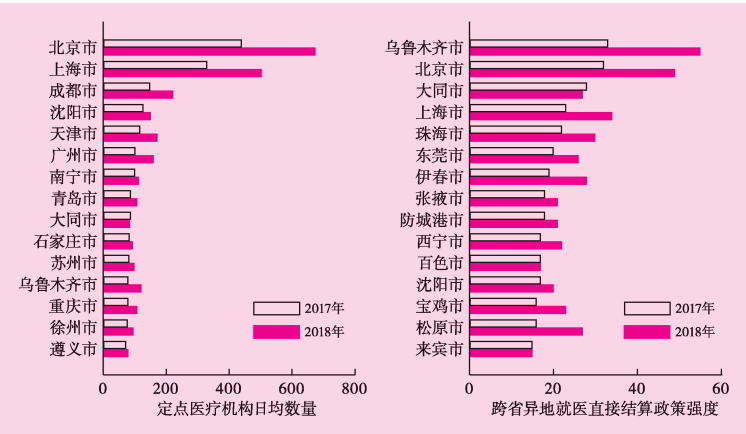


图 2 代表性城市跨省异地就医直接结算定点医疗机构数量及政策强度

注:限于篇幅,图 2 以 2017 年排名前 15 的城市为例,展示这些城市的定点医疗机构数量及政策强度的变化情况。

虑了个体健康资源与行为特征,包括是否有商业医保、工伤或生育保险,是否接受健康教育等。最后,本文控制了受访者所在城市特征,经济发展水平用城市地区生产总值(GDP)衡量,医疗服务水平用城市医生人数、医院/卫生院数和床位数来衡量。这些城市特征变量在回归分析时取自然对数。

表 1 报告了主要变量的定义和描述性统计信息。具体来看,样本中流动人口患病时去医院就诊的占比仅为 5.72%。核心解释变量跨省异地就医直接结算政策强度的样本均值约为 6,最大值为 55,这表示地级市跨省异地就医直接结算定点医疗机构数量每日平均为每百万人约 6 个,最多为每百万人约 55 个。在个体特征上,男性占比为 54.93%,未婚和农业户口的被访者占比分别为 17.49%和 81.72%,平均受教育年限约为 9.88 年,家庭人均收入均值约 2 580 元/月。

(三) 计量模型设定

为了评估跨省异地就医直接结算政策对流动人口医疗服务利用的影响,本文基于政策的实施强度在城市之间存在差异这一特点,使用连续型双重差分法识别跨省异地就医直接结算政策冲击前后流动人口的医疗服务利用水平的变化,如下构建模型:

$$ums_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 hosden_{jt} + \beta_2 X_{ijt} + \mu_j + \pi_t + \varepsilon_{ijt} \tag{2}$$

其中, i 表示流动人口个体, j 表示城市, t 表示年份。 ums_{ijt} 表示流动人口的医疗服务利用状况,用患病是否去医院和住院医疗总费用的对数衡量。 $hosden_{jt}$ 代表城市 j 在 t 年的跨省异地就医直接结算政策强度。 β_1 为本文关注的估计系数,若显著为正,则说明跨省异地就医直接结算政策增加了流动人口医疗服务利用。 X_{ijt} 为控制变量, μ_j 和 π_t 分别表示城市固定效应和年份固定效应。 ε_{ijt} 是随机扰动项,标准误聚类到城市一年份层面。

四、实证分析结果

(一) 基准回归

表 2 汇报了跨省异地就医直接结算政策影响流动人口医疗服务利用的回归结果。

表 1 变量定义和描述性统计(N=301317)

变 量	定义	均值(标准差)	最小值	最大值
患病是否去医院	是 =1;否 =0	0.0572	0	1
是否住院	是 =1;否 =0	0.0283	0	1
住院医疗总费用的对数	住院医疗总费用(元,取对数)	8.7328(0.9090)	4.6052	12.7994
跨省异地就医直接结算政策强度	根据式(1)计算所得,单位为个/百万人,四舍五入取整	6.0160(10.7695)	0	55
是否为老年人	大于等于 60 岁 =1;小于 60 岁 =0	0.0164	0	1
性别	男 =1;女 =0	0.5493	0	1
婚姻状态	未婚 =1;其他 =0	0.1749	0	1
户口类型	农业户口 =1;其他 =0	0.8172	0	1
受教育程度	受教育年限(年)	9.8849(3.0952)	0	19
是否就业	是 =1;否 =0	0.8819	0	1
是否无固定职业	是 =1;否 =0	0.0148	0	1
就业身份	自雇或雇主 =1;其他 =0	0.3207	0	1
家庭人均收入	流动家庭月收入(千元)/家庭成员数(人)	2.5795(1.6579)	0.5000	10.0000
流动时长	3 年及以上 =1;其他 =0	0.7276	0	1
是否有商业医保、工伤或生育保险	是 =1;否 =0	0.5501	0	1
是否接受健康教育	是 =1;否 =0	0.5610	0	1
城市 GDP 对数	连续变量(万元,取对数)	17.8572(1.1831)	14.4196	19.6049
城市医院卫生院数对数	连续变量(个,取对数)	5.3796(0.8744)	1.6094	8.0236
城市医生人数对数	连续变量(个,取对数)	9.8683(0.9732)	6.7190	11.6025
城市医院床位数对数	连续变量(张,取对数)	10.4363(0.9186)	7.3311	12.0099

注:被解释变量“患病是否去医院”对应的有效样本量为 153262 个,分布在 2013、2015 和 2017 年。“是否住院”变量对应的有效样本量为 148055 个,其中被解释变量“住院医疗总费用”实际有效样本(有住院的样本)为 4194 个,分布在 2014 和 2018 年。其余解释变量分布在 2013、2014、2015、2017 和 2018 年,有效样本量与两个被解释变量之和相等。

模型 1 和模型 2 未加入控制变量,仅考虑政策变量的效应;模型 3 和模型 4 则加入了相关控制变量。结果显示,跨省异地就医直接结算政策强度每增加 1 个单位,流动人口患病时去医院就诊的比例显著增加 0.07 个百分点,住院医疗总费用支出增加 0.0043%,均在 5%的水平上显著。样本中流动人口住院医疗总费用的均值为 10 449 元,据此估算,城市每万人的定点医疗机构数量每增加 1 个,流动人口平均住院医疗总费用支出将增加 44.93 元。综合来看,无论是否加入控制变量,跨省异地就医直接结算政策都能够显著增加流动人口的医疗服务利用。由此,本文验证了研究假设 1。

本文控制变量的回归结果与同类研究结论基本一致。考虑到模型 4 中缺失值较多,样本量较少,因此以模型 3 的回归结果为参考进行讨论。在面对疾病时,女性比男性更可能选择去医院看病,而不是自我治疗或等待自愈。未婚者比已婚者在患病时选择去医院看病的可能性更高,可能的原因是已婚的流动个体承担了更多的家庭责任,是家庭收入

表 2 基准回归结果

	患病是否去医院	住院医疗总费用的对数	患病是否去医院	住院医疗总费用的对数
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
跨省异地就医直接结算政策强度	0.0009*** (0.0003)	0.0046*** (0.0016)	0.0007** (0.0003)	0.0043** (0.0019)
是否为老年人			0.0102 (0.0072)	0.0007 (0.1639)
性别			-0.0115*** (0.0014)	0.3614*** (0.0389)
婚姻状态			-0.0200*** (0.0019)	-0.0367 (0.0907)
户口类型			-0.0146*** (0.0022)	-0.0871** (0.0386)
受教育程度			0.0013*** (0.0003)	-0.0090* (0.0045)
是否就业			-0.0160*** (0.0025)	-0.0721* (0.0409)
是否无固定职业			-0.0016 (0.0048)	-0.2320 (0.1539)
就业身份			-0.0042** (0.0019)	0.0406 (0.0422)
家庭人均收入			0.0053*** (0.0009)	0.0186 (0.0115)
流动时长			0.0137*** (0.0018)	0.2004*** (0.0349)
是否有商业医保、工伤或生育保险			0.0041*** (0.0015)	0.0838* (0.0430)
是否接受健康教育			-0.0008 (0.0018)	-0.0255 (0.0286)
城市 GDP 对数			0.0279*** (0.0103)	-0.4381* (0.2324)
城市医院卫生院数对数			0.0001 (0.0044)	-0.0408 (0.0815)
城市医生人数对数			0.0358** (0.0168)	-0.2560 (0.2099)
城市医院床位数对数			-0.0395* (0.0208)	0.2679 (0.2143)
调整后 R ²	0.0441	0.0896	0.0498	0.1349
样本量	153262	4155	153262	4155

注：*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。表内模型均控制了城市和年份固定效应；括号内为聚类在城市一年份层面的稳健标准误，下表同。

的主要贡献者；在个人出现一些症状较轻的疾病时，会选择不去医院治疗。受教育程度和家庭收入水平对流动个体医疗服务利用具有明显的促进作用，这些结果基本与前期相关文献（解垚，2009；孟颖颖、韩俊强，2019）的发现一致。

（二）有效性检验

双重差分估计结果有效的前提是满足平行趋势假设等条件。本文通过平行趋势检验、排除政策外溢性和同时期干扰事件影响等方式来验证结果的有效性。

1. 平行趋势检验

使用双重差分估计需满足平行趋势假设。为此，本文采用事件研究法进行检验，具体模型设定如下：

$$ums_{ijt} = \beta_0 + \sum \beta_k hosden_{jt} \times Year_k + \gamma X_{ijt} + \mu_j + \pi_t + \varepsilon_{ijt} \tag{3}$$

其中， $Year_k$ 是一组表示政策前后的年份虚拟变量。 $hosden_{jt}$ 表示城市 j 的跨省异地就医直接结算政策强度。 β_k 是待估系数，表示不同政策强度下，流动人口医疗服务利用的差异。2017 年为政策开始时间，对患病是否去医院的回归模型中，将政策开始前的 2015

年作为基期。由于住院医疗总费用的有效观测仅 2014 和 2018 年两期,本文主要检验其组间相对差异。图 3 报告了估计系数 β_k 及其 95% 置信区间。在 2017 年政策实施之前,系数 β_k 并无显著差异,满足平行趋势假设;在政策实

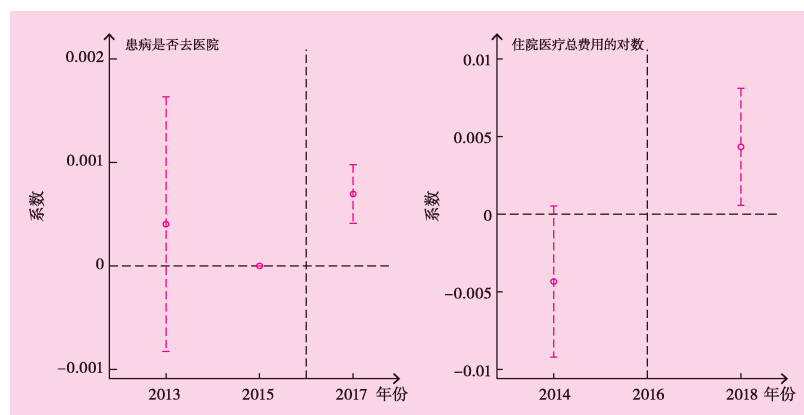


图 3 平行趋势检验结果

施后的调查年份, β_k 系数显著为正,说明政策显著提高了流动人口患病时去医院就诊的比例,并增加了住院医疗总费用支出,支持了基准分析结果的有效性。

2. 排除政策外溢性

双重差分的有效性还需要排除政策外溢性对估计结果造成的混淆。本文研究的跨省异地就医直接结算只针对基本医保的参保人,因此理论上仅对参加基本医保的个体产生直接影响。为了排除政策外溢性,本文仅保留了未参加基本医保的流动人口样本,并进行了双重差分估计。表 3 的模型 5 和模型 6 的结果显示,核心解释变量的回归系数在统计上不显著,说明该政策没有对未参加基本医保的流动人口产生显著影响,基准结果未受到政策外溢效应的干扰。

3. 排除同时期干扰事件

考虑到同时期实施的其他政策可能会影响估计结果,本文也对两个重要政策效应进行了检验。其一是城乡居民医保制度整合政策,该政策以“待遇就高不就低,范围就宽不就窄”为整合原则,会提高居民的医疗支付能力,进而增加居民医疗服务利用(郑超等,2021);其二是长期护理保险试点政策,该政策目标之一是减少“以医代养”现象,也会影响居民医疗服务利用。这两项政策的实施期间与本研究关注政策的期间有重合,可能混淆跨省异地就医直接结算政策的效果。为了排除干扰,本文在双重差分模型中引入“城乡居民医保制度整合政策”和“长期护理保险城市试点”的变量加以控制。表 3 模型 7 至模型 10 展示了分别控制这两个政策变量后的回归结果。估计结果表明,在考虑了两个干扰政策后,跨省异地就医直接结算政策对流动人口医疗服务利用的影响依然显著为正,基准结果未受到同时期政策干扰。

(三) 稳健性检验

1. 考虑流动人口返回参保地治疗的影响

由于制度的约束,在政策实施之前,在流出地参加基本医保的流动人口异地报销因

表 3 排除干扰因素的回归结果

	未参加基本医保的流动人口		本研究所用样本的流动人口			
	患病是否	住院医疗总	患病是否	住院医疗总	患病是否	住院医疗总
	去医院	费用的对数	去医院	费用的对数	去医院	费用的对数
	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10
跨省异地就医直接结算政策强度	0.0003 (0.0007)	0.0055 (0.0045)	0.0007*** (0.0003)	0.0041** (0.0017)	0.0007** (0.0003)	0.0039** (0.0019)
城市是否实施城乡居民医保制度整合政策 × 政策实施时间			-0.0021 (0.0053)	0.0642 (0.0521)		
长期护理保险城市试点 × 试点开始时间					0.0039 (0.0079)	-0.0642 (0.0707)
调整后 R ²	0.0943	0.1164	0.0498	0.1349	0.0498	0.1348
样本量	18869	1244	153262	4155	153262	4155

注：回归模型均加入了控制变量，控制变量与表 2 模型 3 和模型 4 相同。如无特殊说明，下表同。

难，且回参保地就医的成本较高，因此可能在症状较轻时放弃使用医疗服务。政策实施后，因为异地报销便捷、实际报销比例更高，流动人口更有可能在流入地就医。为此，结合 CMDS 数据的特征，本文构造了流动人口“患病是否回参保地治疗”的虚拟变量，并在基准模型框架下进一步检验政策影响。表 4 模型 11 的结果显示，跨省异地就医直接结算政策的系数为负，在 1% 的水平上显著，表明实施该政策减少了返回参保地治疗的需求。

2. 剔除流动老人样本

CMDS 调查中仅 2013、2015 和 2017 年包含流动人口患病是否去医院的相关信息，其中 2015 年数据仅针对流动老年人，有效样本量相对更少。此外，老年人的医疗服务利用具有特殊性，可能对分析结果产生影响。为检验基准估计结果的稳健性，本文剔除了 2015 年流动老人样本重新进行估计。表 4 模型 12 的结果显示，政策项系数的正负、大小、显著性水平与基准回归结果一致，说明基准结果不是由少数特殊样本造成的。

3. 更改政策变量的度量方式

本研究通过式(1)计算地级市政策强度时，将政策开始时间设定为 2017 年 5 月 5 日。然而，政府在公布定点医疗机构名单时，并未说明该名单是用于宣布实施新政策，还是对前一时间段既有定点机构的归纳。考虑到可能有地区实际实施该政策的时间早于名单公布日期，本文将政策开始时间调整至 2017 年 1 月 1 日，重新计算政策强度，并进行双重差分估计。

表 4 模型 13 和模型 14 给出了重新计算政策强度后的估计结果，可以发现，政策项的系数依然显著为正，与基准回归结果保持一致，佐证了基准结果的稳健性。

4. 改变实验组和对照组的划分方式

在基准回归中，政策强度变量($hosden_{jt}$)为连续变量。为进一步验证稳健性，本文尝

试将实验组和对照组重新划分为虚拟变量形式,构造经典双重差分(DID)模型进行估计。首先,以政策强度是否大于等于样本平均值划分实验组($hosden_j=1$)和对照组($hosden_j=0$);然后,构建政策开始时间虚拟变量($post_t$),并与政策虚拟变量($hosden_j$)交乘后替换连续变量 $hosden_{jt}$ 。表 4 模型 15 和模型 16 的结果显示,在经典 DID 设定下,跨省异地就医直接结算政策对流动人口医疗服务利用的影响依然显著为正,表明基准结果不会因实验组和对照组的划分方式而改变。

5. Heckman 两步法与双重差分法相结合(Heckman-DID)

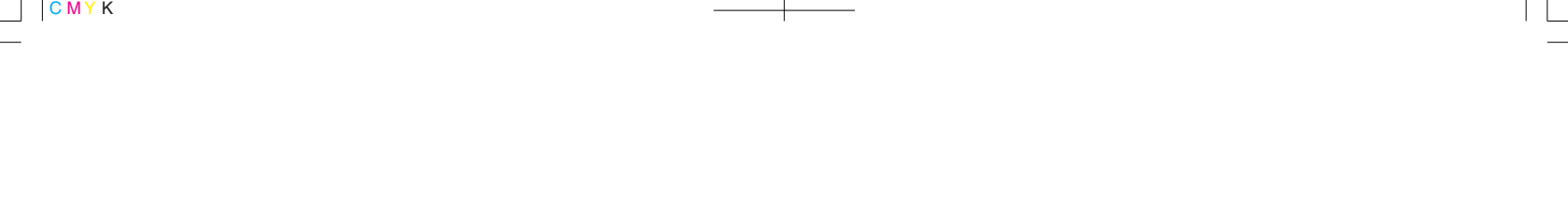
在以住院医疗总费用的对数为被解释变量的回归中,由于住院医疗总费用的对数缺失(没有住院)的样本被直接略去,可能导致样本选择偏误。为了缓解样本选择偏误对基准结果的影响,本文采用 Heckman-DID 方法。首先,根据 Heckman 两步法中的第一步构造选择方程,估计政策对是否住院的影响,并得到逆米尔斯比率。该步骤采用 Probit 的随机效应模型,使用的是所有样本,包括住院医疗总费用为 0(未住院)和不为 0(有住院行为)的样本。然后,构造数量方程,并将选择方程得到的逆米尔斯比率作为控制变量加入,以控制是否住院的选择偏误。该步骤仅使用住院医疗总费用的对数取值有效的样本。

表 4 模型 17 和模型 18 给出了选择方程和数量方程的估计结果,结果显示,考虑样本选择偏差后,政策依然对住院医疗总费用有显著正向影响,与基准结果回归一致。另外,逆米尔斯比率的估计系数不显著,说明样本选择问题不会使基准结果产生显著偏差,基准结果本身是可信的。

表 4 稳健性检验结果

	患病是否 回参保地 治疗	患病是否 去医院	患病是否 去医院	住院医疗 总费用的 对数	经典 DID		Heckman-DID		Probit 估计
					患病是否 去医院	住院医疗总 费用的对数	选择方程: 是否住院	数量方程:住院医 疗总费用的对数	患病是否 去医院
	模型 11	模型 12	模型 13	模型 14	模型 15	模型 16	模型 17	模型 18	模型 19
跨省异地就医直 接结算政策强度	-0.0030*** (0.0007)	0.0007** (0.0003)	0.0004** (0.0002)	0.0040** (0.0018)			0.3901*** (0.0930)	0.0044** (0.0019)	0.0004*** (0.0001)
政策虚拟变量 × 政策开始时间					0.0165*** (0.0044)	0.0965* (0.0570)			
外生变量							0.0078*** (0.0027)		
逆米尔斯比率								0.1457 (0.5168)	
调整后 / 伪 R ²	0.1376	0.0295	0.0498	0.1348	0.0499	0.1345	0.1112	0.1346	0.0749
样本量	153262	152032	153262	4155	153262	4155	148055	4155	153262

注:模型 19 汇报的是该政策的平均边际效应。



6. Probit 模型回归分析

在分析患病是否去医院就诊时,本文基准模型采用的是线性概率模型进行估计。为检验这一估计方式对结果的影响,本文采用 Probit 模型重新估计,结果如表 4 模型 19 所示。与基准回归结果相比,政策变量的系数大小相近、方向一致,验证了基准结果的稳健性。

此外,本文还从以下 3 个方面进行了稳健性检验:一是考虑随时间变动的可观测特征差异引起的估计偏误,采用倾向得分匹配后进行双重差分估计(PSM-DID);二是结合数据可得性,尽可能控制流动人口健康状况;三是进行置换检验,排除随机混淆因素的干扰。以上检验结果均支持了基准回归结果的稳健性。

(四) 异质性分析

本文进一步分析了跨省异地就医直接结算政策效应的异质性。基于政策特点和数据可得性,本文着重关注政策强度异质性和个体特征异质性。

1. 政策强度异质性

由于跨省异地就医直接结算政策在不同等级的定点医院中存在差异,因而政策的实际强度可能因各地定点医院的等级而异。本文根据定点医院等级,将一级和二级医院数量合并计算、三级医院单独计算,构建了这两类不同等级定点医院的政策强度变量,并进行双重差分回归。表 5 的结果显示,无论是对于患病是否去医院,还是对于住院医疗总

表 5 政策强度异质性分析结果

	患病是否去医院		住院医疗总费用的对数	
	一、二级医院	三级医院	一、二级医院	三级医院
	模型 20	模型 21	模型 22	模型 23
不同定点医院等级的政策强度	0.0007*(0.0003)	0.0033*(0.0018)	0.0047**(0.0020)	0.0307**(0.0132)
系数差异的 p 值	0.0035		0.0603	
调整后 R ²	0.0498	0.0497	0.1348	0.1350
样本量	153262	153262	4155	4155

注:系数差异的 p 值基于似无相关检验(SUEST)得到。

费用的影响,不同等级医院的政策强度系数都显著为正。不过,一、二级定点医院与三级

定点医院的政策强度系数存在显著差异,后者的政策效应系数更大。可能的原因是,三级医院提供的诊疗服务类型更多且水平更高,因此流动人口更愿意到三级定点医院就医。同时,医院等级与住院服务供给能力密切相关。按照《医院分级管理标准》,一级医院能够提供的病床数为 20~100 张,二级医院为 101~500 张,三级医院为 501 张及以上。因此,流动人口住院时也更有可能会前往三级医院,产生更多住院费用。总体而言,本文考察的政策效应因定点医院等级差异而显著不同,在三级定点医院密度较大的城市,政策效果更强。

2. 个体特征异质性

本文进一步考虑了包括年龄、受教育程度、性别和流动时长在内等个体特征的异质

性影响,在式(2)中加入政策变量与个体特征虚拟变量的交互项来考察异质性,具体模型如下:

$$ums_{ijt}=\gamma_0+\gamma_1hosden_{ijt}+\gamma_2hosden_{ijt}\times w'+\gamma_3w'+\gamma_4X_{ijt}+\mu_j+\pi_t+\varepsilon_{ijt}\tag{4}$$

式(4)中, w' 为一系列个体特征虚拟变量,其他变量的设定与式(2)相同。交互项系数 γ_2 是本文着重分析的异质性政策效应。年龄(是否为老年人)、性别和流动时长在变量定义时已设为虚拟变量;受教育程度虚拟变量的构造方式为,若受教育年限小于等于9年赋值为0,否则赋值为1。

表6的结果显示,跨省异地就医直接结算政策效应没有明显的年龄异质性,但对不同性别、受教育程度和流动时长的个体存在异质性影响。该政策对女性、受教育水平更高和流动时间更长的个体在患病时去医院就诊的促进作用更大。在住院医疗费用方面,政策只对流动时长不同的群体存在异质性影响,且对流动时间较短的个体住院医疗总费用支出的影响更大。其原因可能是,各地对长期居住在本市的流动人口提供了一些倾斜性的基本公共卫生服务,这些服务有助于减少住院治疗。

表 6 个体特征异质性分析结果

	年龄		受教育程度		性别		流动时长	
	患病是否 去医院	住院医疗总 费用的对数	患病是否 去医院	住院医疗总 费用的对数	患病是否 去医院	住院医疗总 费用的对数	患病是否 去医院	住院医疗总 费用的对数
	模型 24	模型 25	模型 26	模型 27	模型 28	模型 29	模型 30	模型 31
跨省异地就医直接结算	-0.0004	0.0066	0.0212***	-0.0142	-0.0003**	0.0003	0.0100**	-0.1519**
政策强度×个人特征变量	(0.0006)	(0.0080)	(0.0028)	(0.0547)	(0.0001)	(0.0029)	(0.0041)	(0.0693)
跨省异地就医直接结算	0.0007**	0.0037*	0.0005*	0.0044**	0.0008***	0.0042*	0.0006**	0.0049***
政策强度	(0.0003)	(0.0022)	(0.0003)	(0.0020)	(0.0003)	(0.0025)	(0.0003)	(0.0019)
调整后 R ²	0.0498	0.1349	0.0503	0.1346	0.0498	0.1346	0.0499	0.1359
样本量	153262	4155	153262	4155	153262	4155	153262	4155

五、影响机制分析

前文分析表明,跨省异地就医直接结算政策显著提升了流动人口医疗服务利用。本文结合理论分析提出政策影响的两种机制假设:参保激励效应(研究假设2)和成本分担效应(研究假设3)。为了检验研究假设2,即跨省异地就医直接结算政策通过提高流动人口基本医保参保的积极性而增加其医疗服务利用,本文选取流动人口是否参加基本医保、是否在流入地参保和是否流出地参保3个变量衡量其参保积极性。表7模型32至模型34的估计结果显示,跨省异地就医直接结算政策显著增加了流动人口基本医保的参保,且主要推动在流出地参保,对流入地参保的影响不显著,这与前文理论分析的推论相符。由于制度障碍,流动人口大部分在其流出地参加居民医保,跨省异地就医直接结

算政策显著提升了继续参保的积极性。同时,由于现有研究普遍发现基本医保参保对居民医疗服务利用有显著的正向影响(王新军、郑超,2014;孟颖颖、韩俊强,2019),政策的参保激励效应将进一步体现为医疗服务利用的增长。由此,本文验证了研究假设 2。

为了检验假设 3,即跨省异地就医直接结算政策通过提升医疗费用的医保报销水平而增加流动人口医疗服务利用,本文选取住院医疗费用报销金额的对数和住院医疗费用的实际报销比例来度量医保报销水平。表 7 模型 35 和模型 36 分别检验政策对住院医疗费用报销金额对数和实际报销比例的影响,结果表明,政策显著增加了流动人口住院医疗费用报销金额和实际报销比例。表 7 模型 37 和模型 38 进一步汇报了在 Heckman-DID 设定下的数量方程估计结果,可以发现,考虑样本选择偏差后,政策依然能显著提升住院费用的医保报销水平。同时,医保报销水平的提高反映的是患者支付能力提升或成本分担减少,这会增加医疗服务利用(王贞等,2019;杳钰淇等,2020)。因此,本文验证了研究假设 3。

表 7 机制检验结果

	是否参加 基本医保	是否流入地	是否流出地	住院医疗	住院医疗	Heckman-DID:数量方程	
		参加基本	参加基本	费用报销	费用实际	住院医疗费用	住院医疗费用
		医保	医保	金额对数	报销比例	报销金额对数	实际报销比例
	模型 32	模型 33	模型 34	模型 35	模型 36	模型 37	模型 38
跨省异地就医直接结算	0.0025***	0.0005	0.0017*	0.0291***	0.0018***	0.0286***	0.0017***
政策强度	(0.0008)	(0.0006)	(0.0009)	(0.0051)	(0.0005)	(0.0052)	(0.0005)
逆米尔斯比率						-1.6780	-0.2314*
						(1.2868)	(0.1207)
调整后 R ²	0.2303	0.3490	0.3066	0.1281	0.1331	0.1280	0.1331
样本量	301317	301317	301317	4031	4031	4031	4031

六、拓展性分析

本文发现,跨省异地就医直接结算政策显著提升了流动人口的医疗服务利用。然而,医疗服务利用量是供给和需求同时决定的。在医疗服务市场上,由于医生(代理人)与患者(委托人)之间信息不对称,医生可能基于自身利益诱导患者接受过度医疗。跨省异地就医直接结算政策在扩大医保报销范围、提高医保实际报销比例和便捷性的同时,也可能因激发供方道德风险行为而增加非必要的医疗服务利用。若跨省异地就医直接结算政策增加的是供方道德风险行为,则该政策效应的现实意义将大打折扣。

为验证政策是否增加了供方道德风险行为,本文选择流动人口住院医疗自付费用的对数和住院医疗实际自付比例作为因变量^①进行双重差分回归。因变量的选择主要是为

① 本文根据 CMDS 中“最近一次住院医疗自己支付了多少”构造住院医疗自付费用相关变量。

了区分供方道德风险与政策直接作用。具体而言,政策提高异地报销的便捷性,可能提高报销金额、实际报销比例和总费用,这既可能是因为更好地满足患者就医需求,又可能是供方道德风险所致。因此,本研究关注流动人口住院的自付费用和实际自付比例的变化。若政策显著增加流动人口住院的自付费用或实际自付比例,这与跨省异地就医直接结算政策的目标相悖,更可能反映供方道德风险的存在。

表 8 模型 39 和模型 40 的结果显示,政策对流动人口住院自付费用和实际自付比例的影响皆为负。即便考虑样本选择偏误,模型 41 和模型 42 进一步控制了逆米尔斯比率,其结果也保持不变。这些估计结果表明,跨省异地就医直接结算政策并未引发显著的供方道德风险行为,基准回归估计结果更可能反映政策在满足患者就医需求方面的积极作用。不过,这一分析可能受到数据和样本的限制,还有待未来进一步检验。

表 8 跨省异地就医直接结算政策对道德风险行为的影响(N=4031)

	住院医疗自付	住院医疗实际	Heckman-DID:数量方程	
	费用对数	自付比例	住院医疗自付费用对数	住院医疗实际自付比例
	模型 39	模型 40	模型 41	模型 42
跨省异地就医直接结算政策强度	-0.0015(0.0049)	-0.0018*** (0.0005)	-0.0014(0.0049)	-0.0017*** (0.0005)
逆米尔斯比率			0.1944(0.8698)	0.2314*(0.1207)
调整后 R ²	0.0786	0.1331	0.0784	0.1331

七、结论与政策启示

提升流动人口的医疗服务利用水平,对于构建健康、稳定的劳动力市场和促进社会经济的稳定发展具有重要意义。本文基于跨省异地就医直接结算政策在不同城市间实施强度的差异,采用连续型双重差分法,评估了该政策对流动人口医疗服务利用的影响。结果表明,该政策显著增加了流动人口医疗服务利用,表现为流动人口患病时去医院就诊的比例上升和住院医疗总费用支出的显著增长。异质性分析发现,该政策效应因定点医院等级不同而存在差异,对于患者去三级医院看病和住院的促进作用更大。政策对女性、受教育水平较高和流动时间较长的流动人口患病时去医院就诊的促进作用更大,但对流动时间较短者的住院费用提升作用更大。机制检验表明,该政策通过参保激励效应和成本分担效应促进流动人口医疗服务利用。进一步分析没有发现政策引发了供方道德风险,考察期内政策效果主要体现在医疗服务的需求侧。

基于前文的研究发现,本文得出两点政策启示。第一,应推进跨省异地就医直接结算纵深发展,扩大结算范围、优化医保目录调整机制。本文对流动人口患病时是否去医院看病的分析发现,针对住院费用的结算政策产生了促进总体医疗服务利用的效果。如果将结算范围扩大到门诊慢特病的相关医疗费用,可以推测政策效果将会更大。同时,

鉴于政策采用“就医地目录、参保地政策”的基金支付原则,政府应完善医保目录的动态调整机制,扩大医保覆盖范围,确保流动人口切实享受到跨省异地就医直接结算政策红利。第二,健全基层医疗卫生服务体系。针对研究中发现的一级、二级医院政策效果相对较弱的问题,政府应加大对基层医疗卫生服务机构的投入和支持力度,继续推动优质医疗资源下沉,通过“强基层”提升医疗服务的连续性和协调性。以上政策措施可以更好地释放跨省异地就医直接结算政策的潜力,为流动人口提供更加公平、高效的医疗服务,同时推动完善健康的劳动力市场、促进社会经济的高质量发展。

参考文献:

1. 陈华、邓佩云(2016):《城镇职工基本医疗保险的健康绩效研究——基于 CHNS 数据》,《社会保障研究》,第 4 期。
2. 封进等(2015):《医疗需求与中国医疗费用增长——基于城乡老年医疗支出差异的视角》,《中国社会科学》,第 3 期。
3. 高娜娜等(2023):《医疗保险异地就医直接结算对居民健康的影响研究》,《财经研究》,第 6 期。
4. 何文、张蓉(2023):《医疗保险异地就医直接结算政策对跨省流动人口参保行为的影响:基于居留意愿的调节效应》,《保险研究》,第 12 期。
5. 金双华等(2020):《中国基本医疗保险制度促进受益公平吗?——基于中国家庭金融调查的实证分析》,《经济学(季刊)》,第 4 期。
6. 吕思诺、封进(2023):《异地就医门诊直接结算政策对医保基金支出的影响》,《金融研究》,第 7 期。
7. 孟颖颖、韩俊强(2019):《医疗保险制度对流动人口卫生服务利用的影响》,《中国人口科学》,第 5 期。
8. 潘杰等(2013):《医疗保险促进健康吗?——基于中国城镇居民基本医疗保险的实证分析》,《经济研究》,第 4 期。
9. 戚聿东、刘翠花(2021):《数字经济背景下流动人口工时健康差异问题研究》,《中国人口科学》,第 1 期。
10. 杳钰淇等(2020):《患者成本分担变动对医疗费用和健康结果的影响——来自住院病案首页数据的经验分析》,《经济学(季刊)》,第 4 期。
11. 王春超、尹靖华(2022):《公共卫生健康教育与流动人口传染病就医行为研究》,《经济学(季刊)》,第 2 期。
12. 王琬(2021):《中国异地就医直接结算:政策价值、实践效果与优化路径》,《学术研究》,第 6 期。
13. 王新军、郑超(2014):《医疗保险对老年人医疗支出与健康的影响》,《财经研究》,第 12 期。
14. 王贞等(2019):《提升医保待遇对我国老年医疗服务利用的影响》,《财贸经济》,第 6 期。
15. 解垚(2009):《与收入相关的健康及医疗服务利用不平等研究》,《经济研究》,第 2 期。
16. 于新亮等(2021):《健康卫生融资约束、公共卫生冲击与医疗服务利用——基于 SARS 疫情的实证研究》,《经济科学》,第 6 期。
17. 余央央、封进(2018):《家庭照料对老年人医疗服务利用的影响》,《经济学(季刊)》,第 3 期。
18. 郑超等(2021):《城乡医保统筹政策、居民健康及其健康不平等研究》,《南开经济研究》,第 4 期。
19. Levitt L. (2015), Why Health Insurance Literacy Matters. *Journal of the American Medical Association*. 313 (6):555-556.

20. Liu G., Vorthems S., Hong X.(2017), China's Health Reform Update. *Annual Review of Public Health*. 38: 431–448.
21. Liu J., Shi X., Tao H., et al. (2023), Healthcare Utilisation by Outsiders: Evidence from the Inter-Provincial Inpatient Claim Reform in China. *SSRN Electronic Journal*.
22. Serna N.(2021), Cost Sharing and the Demand for Health Services in a Regulated Market. *Health Economics*. 30(6):1259–1275.
23. Si W.(2021). Public Health Insurance and the Labor Market: Evidence from China's Urban Resident Basic Medical Insurance. *Health Economics*. 30(2):403–431.
24. Tran M., Gannon B., Rose C.(2023), The Effect of Housing Wealth on Older Adults' Health Care Utilization: Evidence from Fluctuations in the U.S. *Housing Market*. 88: 102737.
25. Wagstaff A., Lindelow M., Jun G., et al. (2009), Extending Health Insurance to the Rural Population: An Impact Evaluation of China's New Cooperative Medical Scheme. *Journal of Health Economics*. 28(1):1–19.
26. Wang H., Yip W., Zhang L., et al. (2009), The Impact of Rural Mutual Health Care on Health Status: Evaluation of a Social Experiment in Rural China. *Health Economics*. 18(S2):S65–S82.
27. Zhong H.(2011), Effect of Patient Reimbursement Method on Health-Care Utilization: Evidence of Social Experiment in Rural China. *Health Economics*. 20(11):1312–1329.
28. Zhou Q., He Q., Eggleston K., et al. (2022), Urban-Rural Health Insurance Integration in China: Impact on Health Care Utilization, Financial Risk Protection, and Health Status. *Applied Economics*. 54(22):2491–2509.

The Effect of the Inter-Provincial Direct Settlement Policy on the Medical Service Utilization of Migrant Workers

Xu Sheng Yin Jinghua

Abstract: Adequate and appropriate use of medical services is crucial for safeguarding the health of migrant workers. Drawing on data from the 2013–2018 China Migrants Dynamic Survey, this study examines the impact and mechanisms of the inter-provincial medical reimbursement policy reform under the basic medical insurance system on the medical service utilization of migrant workers. The results indicate that the reform significantly increases hospital visits and hospitalization expenditure for migrant workers when they fall ill. Heterogeneity analysis reveals that the policy effect on visiting Class III hospitals. Mechanism analysis suggests that the policy promotes medical service utilization by enhancing the participation of migrant workers in basic medical insurance system and increasing reimbursement levels. Therefore, further improvements in the basic medical insurance system and advancing the implementation of inter-province direct settlement policies are vital to meeting the medical service needs of migrant workers and enhancing their health outcomes.

Keywords: Basic Medical Insurance System; Inter-Provincial Direct Settlement Policy for Medical Bill; Migrants; Healthcare Utilization

(责任编辑: 许多)