



当代财经

Contemporary Finance & Economics

ISSN 1005-0892, CN 36-1030/F

《当代财经》网络首发论文

题目： 异地就医直接结算对农村劳动力流动的影响
作者： 朱艺唯，申曙光
DOI： 10.13676/j.cnki.cn36-1030/f.20240628.001
收稿日期： 2024-04-15
网络首发日期： 2024-07-01
引用格式： 朱艺唯，申曙光. 异地就医直接结算对农村劳动力流动的影响[J/OL]. 当代财经. <https://doi.org/10.13676/j.cnki.cn36-1030/f.20240628.001>



网络首发：在编辑部工作流程中，稿件从录用到出版要经历录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿等阶段。录用定稿指内容已经确定，且通过同行评议、主编终审同意刊用的稿件。排版定稿指录用定稿按照期刊特定版式（包括网络呈现版式）排版后的稿件，可暂不确定出版年、卷、期和页码。整期汇编定稿指出版年、卷、期、页码均已确定的印刷或数字出版的整期汇编稿件。录用定稿网络首发稿件内容必须符合《出版管理条例》和《期刊出版管理规定》的有关规定；学术研究成果具有创新性、科学性和先进性，符合编辑部对刊文的录用要求，不存在学术不端行为及其他侵权行为；稿件内容应基本符合国家有关书刊编辑、出版的技术标准，正确使用和统一规范语言文字、符号、数字、外文字母、法定计量单位及地图标注等。为确保录用定稿网络首发的严肃性，录用定稿一经发布，不得修改论文题目、作者、机构名称和学术内容，只可基于编辑规范进行少量文字的修改。

出版确认：纸质期刊编辑部通过与《中国学术期刊（光盘版）》电子杂志社有限公司签约，在《中国学术期刊（网络版）》出版传播平台上创办与纸质期刊内容一致的网络版，以单篇或整期出版形式，在印刷出版之前刊发论文的录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿。因为《中国学术期刊（网络版）》是国家新闻出版广电总局批准的网络连续型出版物（ISSN 2096-4188，CN 11-6037/Z），所以签约期刊的网络版上网络首发论文视为正式出版。

异地就医直接结算对农村劳动力流动的影响

朱艺唯, 申曙光

(中山大学 岭南学院, 广东 广州 510275)

收稿日期: 2024-04-15 修返日期: 2024-05-07

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“预防为主的大健康格局和健康中国建设研究”(17ZDA080)

作者简介: 朱艺唯(通信作者), 中山大学博士研究生, 主要从事医疗保障研究, 联系方式

zhuyw8@mail2.sysu.edu.cn; 申曙光, 中山大学教授, 博士生导师, 主要从事医疗保障与医药卫生体制改革研究。

摘要: 劳动力自由流动对于地区间的均衡发展和人力资本的优化配置均具有重要意义。以省内异地就医直接结算政策的实施为“准自然”实验, 基于 2013—2018 年中国流动人口动态监测调查数据的实证研究表明, 省内异地就医直接结算政策的实施能显著促进农村劳动力的省内跨市流动。机制分析表明, 该政策能促进农村劳动力的家庭化流动, 流动人口与家人团聚的情感需求得到满足后, 其流动意愿显著上升; 同时, 政策实施后, 流动家庭的劳动供给增加、开展拥有更高溢价收入的创业经商活动的概率增加, 家庭总收入水平提升, 进而增强了其流入城市的意愿。异质性分析表明, 已婚、具有流动经历、年纪较大、健康状况相对差的农村劳动力, 在流动决策上更易受到政策的显著影响; 在经济相对发达、医疗资源相对丰富的大城市中, 该政策更能有效地吸引农村劳动力流入。基于此, 各地应进一步优化异地就医直接结算政策及相关配套措施, 将家庭视角纳入医疗保障政策的制定过程中, 以促进劳动力的自由流动, 并推动劳动力的流动模式向家庭化流动转变。

关键词: 异地就医直接结算; 农村劳动力; 流动决策; 家庭化流动

中图分类号: F241 **文献标志码:** A

一、引言

自改革开放以来, 大量农村剩余劳动力向城镇转移, 为我国的经济发展和城镇化建设做出了巨大贡献(张利国和冷浪平, 2022)。近十余年来, 农村劳动力的流动呈现新的变化: 一是增速放缓。2011 年外流农村劳动力规模较上年增长了约 4.36%, 此后增速基本呈放缓趋势, 2011 至 2022 年, 平均增速仅 1.69%。根据国家统计局发布的《农民工监测调查报告》, 若将外出农民工计入城镇就业人员, 其占城镇就业人员的比重已由 2011 年的 44.17% 下降至 2022 年的 37.43%。二是农村劳动力更倾向于近距离流动, 就业半径变小。外出农民工以省内流动为主的趋势日益显著, 自 2011 年起, 超过半数的外出农民工选择在省内就业, 至 2022 年, 省内就业农民工占外出农民工的比重达 58.92%。三是农村劳动力的家庭化流动比例有所上升, 但占比仍很低。2008 至 2014 年的《农民工监测调查报告》显示, 外出农民工中举家外出的农民工占比维持在 13% 左右。农村劳动力的流动决策是流动者立足于个体特征并结合流入地特征所做出的综合性的理性决策, 包含流动者能切身感受或者可预期的各种社会经济因素在内的预期回报已取代纯粹的预期收入成为流动者在做出流动决策时重点关注的内容(周皓和刘文博, 2022; 甄浩和贾男, 2022)。我国农村劳动力流动出现前述现象的一个重要原因是, 农村劳动力及其家属在流入地无法享有充分的社会保障福利, 这导致流动的预期回报下降, 进而减弱了该群体的流动意愿。

具体到基本医疗保险, 该项目自建立以来便根据城乡户籍和就业身份针对不同人群设立了不同的

制度。农村劳动力群体拥有双重参保资格，既可以城镇就业者的身份参加城镇职工医疗保险，也可凭借农村户籍参加居民医疗保险。农村劳动力在流入地参加职工医保能方便获取更及时、更优质的医疗保障服务。然而，实际上，该群体在流入地参加职工医保的比例很低，2010年，参加城镇职工医保的农村劳动力占外出农民工总量的比重为25.7%，此后参保比例一直在较低水平徘徊，截至2021年，该比重也仅为33.66%^①。根据2018至2022年的《全国基本医疗保障事业发展统计公报》，我国基本医保参保率稳定在95%以上，基本实现人员的全覆盖，由此可知，绝大多数外流农村劳动力及其家属均依靠户籍地的居民医保提供医疗保障。然而，我国基本医保实行属地化管理，且统筹层次较低，导致医保权益在跨统筹区携带时存在一定障碍。在户籍地参保的农村流动人口于医保统筹区外就医时，便产生了因基本医保的非携带性而导致的异地就医问题。在早期，异地就医相较于本地就医，其报销的起付线更高，报销比例更低，且参保人需先行全额垫付医疗费用，后再返回参保地进行报销。经济和事务上的双重负担导致农村流动劳动力医疗保障水平的实质性降低。随着异地就医直接结算政策的推行，农村劳动力就医报销的便捷性显著提高，对流入地医疗资源的可及性亦有所增强。该政策是否会对农村流动群体的自由流动产生积极影响正是本文探讨的问题。

医保制度对劳动力流动的影响是一个经典议题。早在20世纪90年代，国外学者就开始研究美国医保制度与劳动力流动之间的关系。一些代表性研究均证实，在美国劳动力市场中，医疗保险存在显著的“工作锁定”效应：美国施行混合型医疗保障制度，私人医保（雇主提供）为主，公共医保为辅，医疗保险作为一项雇员福利与劳动力的就业状态绑定。因此，劳动力在更换工作时可能会失去原雇主提供的医疗保险。这增加了劳动力更换雇主的成本，可能导致劳动力被锁定在当前的工作岗位，从而削弱了劳动力市场的流动性（Madrian, 1994; Buchmueller 和 Valletta, 1996; Bansak 和 Raphael, 2008; Garthwaite 等, 2014）。

国内已有研究则主要集中于探讨医保是否对农村劳动力的跨城乡流动产生影响。从研究对象来看，部分文献聚焦于尚未外流的农村劳动力，发现新农合的实施降低了农村劳动力外出务工的概率，即医保对农村劳动力存在“锁定效应”（秦雪征和郑直, 2011; 宁满秀和刘进, 2014; 贾男和马俊龙, 2015; Shi, 2020）。另有文献关注已经在外务工的农村劳动力，发现该群体在流入地无法充分享受医保权益时，其返乡意愿会增强，即医保对外流劳动力存在“回拉效应”（秦雪征等, 2014; 易福金和顾焯乾, 2015）。从时间维度来看，早期的研究多聚焦于新农合制度的从无到有是否影响农村劳动力的流动决策，随着基本医保制度的发展与完善，研究重点转移到城乡医保制度整合对农村劳动力流动的影响。对于原新农合参保者而言，整合后的城乡居民医保统筹层次得到提升，呈现出更强的可携带性，农村居民与市级统筹区内的城镇居民享受同等的医疗保障待遇水平，农村居民的县外市内就医从异地就医转变为本地就医。已有研究认为，城乡医保制度整合能减轻农村劳动力流动的阻力，打破公共服务的壁垒，有效促进农村劳动力在市内自由流动（洪灏琪和宁满秀, 2020; 赵紫荆和王天宇, 2021）。

整体来看，尽管已有研究在数据和实证方法上存在差异，但都证实了新农合的不可携带性在一定程度上阻碍了农村劳动力的大范围自由流动。此后，随着城乡居民医保制度的整合，居民医保的可携带性得到了提升，这相应地减轻了医保对农村劳动力的“锁定效应”。除了城乡医保制度整合带来的居民医保可携带性增强，医保异地就医直接结算政策也是当下我国适应流动人口医保可携带需求的一项重要制度安排，2016年底，省内异地就医直接结算已基本实现。然而，已有研究主要集中于探讨农

^① 参加城镇职工医保的农村劳动力数量根据2019年、2021年《全国基本医疗保障事业发展统计公报》中披露的职工医保参保人员结构计算而来。

村劳动力参保与否对其流动决策的影响，鲜有研究进一步检验医保异地就医直接结算政策对农村劳动力流动的具体影响。此外，我国的人口流动模式由独自流动向家庭化流动转变，但已有文献鲜少探讨医保制度与人口流动家庭化之间的内在联系。

本文的边际贡献如下：第一，本研究以医保异地就医直接结算政策为切入点，旨在识别该政策对农村劳动力流动决策的净效应，并就其可能存在的个体异质性和城市异质性进行深入分析，以期提供更具有针对性的政策建议。第二，考虑到人口流动模式的转变，本研究从流动家庭的视角深入探讨医保政策变革对农村人口流动决策的影响机制，从而弥补了现有研究的不足。第三，研究方法上，本研究使用具有全国代表性的流动人口动态监测调查数据，通过构建多期双重差分模型识别医保异地就医直接结算政策对农村劳动力流动决策的影响，并采用安慰剂检验等多种方法对基准实证结果进行稳健性检验，以增强研究结论的可信度。

二、政策背景与理论分析

（一）政策背景

农村劳动力兼具农民与职工的双重身份，在我国现行的基本医疗保险体系中有多种参保选择。一是在户籍地参加居民医保，二是有正式工作的个体可以在流入地参加城镇职工医保，三是部分城市允许持居住证的流动人口群体参加本地的城镇医保。尽管拥有多重选择，但实际上多数农村劳动力仍是在户籍地参加居民医保。一方面，城镇职工医保缴费高，一些企业不愿意承担医保费用，以适度提高工资来换取员工自愿放弃与就业挂钩的社会保险；另一方面，持居住证参加城镇医保的政策在许多流动人口众多的城市尚未取得实质性进展。而农村居民医保统筹层次较低且实行属地化管理，跨统筹区携带医保权益面临诸多限制，因此，无论农村流动劳动力及其随迁家属选择在流入地就医还是返回户籍地就医，都将面临经济与精力上的额外成本，进而影响其医疗服务利用行为、健康水平及流动决策。

为满足农村流动群体的医疗健康保障需求，我国积极推进医疗保险可携带性的提升。其中，建立并完善异地就医结算机制便是关键措施之一。2009年以前，我国医保工作的重点是扩大基本医保的覆盖面，提升筹资和待遇水平。因此，尽管异地就医报销难题早已显现，但其受重视程度不高。2009年以后，随着医保覆盖面、筹资待遇、经办管理等各方面的进步和流动人口规模的进一步扩大，异地就医问题逐渐由医保体系的边缘议题上升为亟待解决的重要议题。2015年末，30个省份建立起省内异地就医结算系统，2016年末，省内异地就医直接结算基本实现，跨省异地就医直接结算加速推进，有异地就医需求的居民医保参保人、城乡各类流动就业人员均被纳入政策体系。2017年末，全国所有省级异地就医结算系统均接入国家异地就医结算平台，住院费用跨省异地就医直接结算基本实现。2019年，我国开始推动门诊费用跨省结算试点工作。根据《2022年全国基本医疗保障事业发展统计公报》，2022年，全国普通门急诊、门诊慢特病及住院异地就医共11050万人次，住院费用跨省直接结算为参保群众减少垫付762.33亿元，门诊费用跨省直接结算为参保群众减少垫付46.85亿元。

（二）理论分析

1. 异地就医直接结算政策与农村劳动力流动意愿。通常，流动到城市的农村劳动力健康状况相对较好，但他们在城市从事的职业和生活的环境往往伴随着较高的健康风险。医疗保险是该群体保障自身健康权益，分摊健康风险的重要工具。尽管基本医保体系赋予农村流动劳动力在流入城市参加职工医保的权利，但实际上，由于城镇劳动力市场正规化不足等原因，该群体中相当大比例的个体未能获得城镇医疗保障，仍然以在户籍地参加的居民医保为主要医疗保障来源。在异地就医直接结算政策实

施之前，受制于基本医保的属地化管理模式，跨统筹区域流动的农村劳动力在就医选择上常常面临困境。若选择在流入城市就医，尽管能享受相对较优质的医疗服务，但需承受更高的医疗服务价格，更低的医保报销水平，以及医疗费用的全额垫付以及事后繁琐的报销程序；若选择回参保地就医，虽不需事先垫付费，但会产生额外的交通成本以及误工成本，甚至导致更大的经济损失和健康损害。医保的非携带性一定程度上损害了流动人口群体的医疗保障权益，凸显了该群体面临的“看病难、看病贵”的问题。医保权益的非携带性增加了流动成本，可能降低农村劳动力的流动意愿，或迫使其过早退出城市劳动力市场。在省内异地就医直接结算政策实施后，对于省内跨市流动的农村劳动力而言，流入地丰富的医疗资源变得更加可及，就医报销的便捷性大幅提升，无需垫付也减轻了医疗负担。总体而言，该政策提升了农村劳动力流入城镇就业的预期回报，基本满足了农村流动劳动力的医保需求，降低了流动成本。因此，实施省内异地就医直接结算政策有助于促进农村劳动力的省内跨市流动。

2. 家庭化流动机制。近年来，尽管举家流动的农村人口比例有所上升，但占主导地位的流动模式仍然是劳动力个体的单独流动。相比于个体流动，农村流动人口的家庭化流动并非易事，家庭化流动行为更多地受到医疗保障等公共服务供给政策的影响。异地就医直接结算政策直接作用于非居住地参保的流动人口群体，除劳动力本人外，其家属也是政策的目标受益群体。该政策能提升流动人口家庭的医疗保障水平，降低流动家庭的健康风险。政策实施后，从农村到城市的流动成本降低，这可能促使流动人口更倾向于与家人一起流动，共享流入地城市的优质公共资源和生活条件，实现家庭成员福利的最大化，即异地就医直接结算政策可能对促进流动模式由单人流动转向家庭化流动产生有益的影响。同时，现有研究指出，家庭化流动满足了流动人口与家人团聚的情感需求，有助于增强流动人口的城市适应性，提高流动人口的融入感和幸福感，在农村人口的流动决策中扮演重要作用（盛亦男，2013；李瑶玥和任远，2021）。因此，异地就医直接结算政策可以通过推动农村劳动力的家庭化流动来提升其城市流入意愿。

3. 就业与收入机制。就业与收入是吸引流动人口的最基本、最直接的驱动因素。根据发展经济学理论，现代经济部门与传统农业部门的工资差距吸引劳动力不断流入，只要预期收入水平高于农业部门的工资与流动成本之和，流入城市便能持续吸引流动人口（马述忠和胡增玺，2022）。异地就医直接结算作为弥补流动人口福利体系欠缺的一项政策，能在一定程度上降低流动成本，从而有助于增强流入地对流动人口的吸引力。此外，在家庭化流动的情形下，一方面，流动家庭可能有更多劳动力流入城市的非农行业就业，即家庭中的总劳动供给增加，劳动收入的多源化给家庭带来强有力的经济支撑，能降低家庭风险，提升家庭的整体福祉水平。另一方面，相比于工资性收入，创业经商活动能带来溢价收入（刘金凤等，2023），现有研究也表明，医疗保障权益的可获得性增强有助于自主创业经营活动的开展（戴芸和王永钦，2022）。在家人的陪伴与协作下，流动人口更容易在流入地开展创业经商活动，进而提升家庭总收入。随着家庭收入的上升，流动家庭得以逐渐在流入地构建起新的生活体系，与流入地建立更密切的联系，提升融入度与幸福感。就业与收入在农村劳动力的流动决策中发挥着重要作用，丰富的工作机会和较高的收入水平吸引农村劳动力及其家庭流入城市。因此，异地就医直接结算政策可以通过改善流动人口家庭的就业与收入状况，增强他们流入城市的意愿。

三、实证设计

（一）数据来源

本研究使用的数据包括农村流动劳动力个体数据与城市特征数据。其中，流动劳动力的个体数据

来自中国流动人口动态监测调查（CMDS）数据。CMDS的调查范围广，观测数量大，涵盖与流动人口相关的丰富信息，例如，人口学基本特征、就业与收入、流动特征、医疗健康等，是目前研究国内人口流动问题最常用的微观数据库之一。本文使用的城市特征数据主要来自相应年份的《中国城市统计年鉴》，其中城市指地级及以上城市。房价相关数据来自国家信息中心宏观经济与房地产数据库^①。省内异地就医直接结算政策的实施时间搜集自各省市政府官网，并辅以权威媒体的新闻报道作为补充，大部分地区于2015—2017年间陆续实现基本医保省内异地就医直接结算。

本文将流动人口个体数据（CMDS 2013—2018）与城市特征数据进行匹配，考虑到城市特征与农村户籍人口流动决策之间潜在的双向因果关系，本文沿用已有研究的普遍做法，将城市特征数据滞后了一年（即使用2012—2017年的数据），以避免由双向因果导致的内生性问题。本文进行了如下样本筛选：（1）仅保留农村户籍且仅在户籍地参加基本医保的农村流动人口；（2）仅保留因务工经商而流动的流动人口；（3）剔除跨省、跨境流动的个体；（4）剔除年龄不在16~64周岁的个体；（5）剔除重要变量缺失、支出、收入存在异常值的个体；（6）剔除宏观经济变量缺失值严重的城市样本。本研究最终得到228912个省内流动人口的个体微观数据。

（二）模型设定

本研究基于CMDS数据与城市数据的匹配数据，在控制流动劳动力个体及家庭特征、流入城市特征的基础上，采用多期DID模型实证分析异地就医直接结算对农村劳动力的省内跨市流动决策的影响。模型设定如下：

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{itc} + Z\beta + \lambda_c + \theta_t + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

其中， Y_{it} 为被解释变量，表示个体 i 在时期 t 的流动范围，流动范围为省内跨市流动时取值为1，市内跨县流动时取值为0； DID_{itc} 表示医保政策冲击，是模型的核心解释变量，刻画了政策在城市和年份两个维度上的差异，其含义是 t 年农村流动劳动力 i 在流入城市 c 是否可享受省内异地就医直接结算，“是”取值为1，否则为0； α_1 度量了省内异地就医直接结算对农村户籍劳动力流动决策的影响，是本文重点关注的估计值； Z 是控制变量向量； λ_c 是城市固定效应； θ_t 是年份固定效应； ε_{ict} 是随机扰动项。

（三）控制变量说明

参考已有研究，本文从预期收益和预期成本两个维度选取影响农村劳动力流动决策的主要因素。具体地，影响农村人口外出务工的预期收益的因素包括年龄、受教育程度、家庭规模等个体及家庭特征，以及经济发展水平、产业结构、工资水平、教育、医疗等城市特征。城市的经济越发达，提供的工作机会越多，工资水平越高，教育、医疗等公共服务越优质，对流动人口的吸引力越大。年轻的、受教育水平较高的农村流动人口更容易在城市找到工作，获得更高的预期收入，并享受城市提供的公共服务（马述忠和胡增玺，2022）。影响农村人口外出务工的预期成本的因素则包括婚姻状况、家庭支出等个体及家庭特征，以及城市级别、房价、落户门槛等城市特征。农村户籍人口的流动决策不仅仅是一种个人行为，更多是一种家庭行为，独自流动将承担与家人分别的心理成本，与家人共同流动则要面对生活成本的增加。城市级别越高，房价越高，生活成本就越高。同时，落户门槛越高，意味着流动人口对附着于户口之上的各项公共服务的可及性越差。这些因素通过提高流动人口在流入地生存的预期成本而影响其流动决策（杨义武等，2017；周颖刚等，2019）。此外，本文除了控制年份固定效应，还控制了流入地的固定效应，以控制流入地的气候环境、风俗文化等不可观测的区域特征因素对农村户籍劳动力流动决策的影响。各变量的具体计算方法和描述性统计如表1所示。

① 国家信息中心宏观经济与房地产数据网址：<http://www.crei.cn>。

表1 变量的定义和描述性统计

变量名称	变量说明	均值	标准差	最小值	最大值
是否省内跨市流动	1=是; 0=否	0.597	0.490	0	1
性别	1=男; 0=女	0.583	0.493	0	1
年龄	受访年份-出生年份	34.85	9.440	16	64
民族	1=汉族; 0=其他	0.923	0.267	0	1
受教育程度	高中及以上=1; 其他=0	0.286	0.452	0	1
婚姻状态	1=已婚; 0=未婚	0.810	0.393	0	1
支出	家庭人均月支出(元)	2509	1,343	436.2	8632
家庭规模	家庭成员数量	2.635	1.185	1	10
家庭劳动力占比	劳动力数量/家庭规模	0.663	0.296	0	1
经济发展	城市人均GDP(元)	56060	52415	7490	165393
产业结构	第三产业产值/第二产业产值	0.989	0.512	0.189	5.340
城市工资	年城市在岗职工平均工资(元)	47327	9604	19983	83776
基础教育	每万名中、小学生分别拥有的教师数、学校数的主成分分析值	2.955	0.935	0.518	12.96
医疗资源	每万人医院数、床位数、医生数的主成分分析值	2.827	1.429	0.226	11.01
城市房价	城市商品房平均销售价格(元)	5270	2627	1951	40071
城市行政级别	1=直辖市、省会城市、副省级城市; 0=其他地级市	0.448	0.497	0	1
落户限制	流入地落户限制指数, 分值越大落户门槛越高	0.574	0.164	0.480	2.003

注: (1) 城市落户门槛指数来自张吉鹏等(2019)估算的东中西部城市2014—2016年的平均落户门槛指数;

(2) 回归模型中对家庭支出、人均GDP、城市工资及城市房价四个指标进行了取对数处理。此外, 为了剔除通胀因素的影响, 本文还选取2010年为基期, 使用消费价格指数(CPI)对前述四个变量进行了消胀处理。

四、实证结果分析

(一) 基准回归分析

表2报告了省内异地就医直接结算政策对农村劳动力流动范围影响的基准回归估计结果。列(1)至列(4)在控制城市固定效应和年份固定效应的基础上, 逐步加入控制变量。其中, 列(1)仅考虑了省内异地就医直接结算政策对农村劳动力省内跨市流动的影响, 系数估计值为0.111且显著, 表明该政策对农村劳动力的省内跨市流动有显著的促进作用。列(2)在列(1)的基础上加入了个体及家庭特征控制变量, 列(3)则在列(1)的基础上加入了城市特征控制变量, 核心解释变量的估计系数均为正且显著, 进一步证实了省内异地就医直接结算政策能助推农村人口流入城市。列(4)是加入全部控制变量的估计结果, 与列(1)相比, 医保政策冲击的估计值稍有下降。这是由于, 除了异地就医直接结算政策外, 劳动力个体及家庭特征和城市特征也是影响农村人口流动决策的重要因素。具体地, 个体及家庭特征控制变量方面, 家庭人均支出较低、家庭规模较大、家庭劳动力占比较高的农村劳动力更倾向于流入城市, 此外, 年龄与农村劳动力的流动意愿呈现倒U型关系, 表明农村劳动力外流意愿随年龄增长而增强, 但达到一定年龄之后, 外出务工意愿会逐步减弱。城市特征方面, 城市工资水平越高, 人均GDP越高, 医疗资源越丰富, 对农村劳动力的吸引力越强; 而以房价刻画的流入地住房成本则对农村劳动力流向城市务工产生一定的阻碍, 这些结果与已有相关研究的结论类似(杨义武等, 2017; 周颖刚等, 2019)。总体上, 列(4)中核心解释变量的估计值为0.105且显著, 表明在其他条件不变的情况下, 政策实施后, 农村劳动力选择省内跨市流动的概率显著增加10.5个百分点。

该结果表明，异地就医直接结算政策减轻了医保的“锁定效应”，在促进农村劳动力流动以及优化劳动力资源的区域配置等方面发挥了积极作用，是探讨人口流动问题时值得关注的重要因素。此外，表2各列中核心解释变量的估计系数比较接近，表明估计结果较为稳健。

表2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
医保政策冲击	0.111***(0.010)	0.111***(0.010)	0.106***(0.009)	0.105***(0.009)
年龄		0.003***(0.001)		0.003***(0.001)
年龄的平方		-0.000***(0.000)		-0.000***(0.000)
性别		-0.000(0.001)		-0.000(0.001)
民族		-0.006**(0.003)		-0.006**(0.003)
受教育水平		0.001(0.002)		0.001(0.002)
婚姻状态		-0.003(0.003)		-0.003(0.003)
支出		-0.006***(0.002)		-0.006***(0.002)
家庭规模		0.013***(0.002)		0.013***(0.002)
劳动力占比		0.024***(0.007)		0.024***(0.007)
人均GDP			-0.009***(0.001)	0.009***(0.001)
产业结构			-0.008(0.014)	-0.007(0.014)
城市平均工资			0.092**(0.041)	0.093**(0.042)
城市基础教育			-0.000(0.003)	-0.000(0.003)
城市医疗资源			0.006***(0.001)	0.005***(0.001)
房价			-0.066***(0.007)	-0.063***(0.007)
城市行政级别			0.002(0.011)	0.000(0.012)
落户门槛限制			0.155(0.098)	0.153(0.098)
城市和年份固定效应	控制	控制	控制	控制
调整后R ²	0.060	0.067	0.061	0.068
样本量	228912	228912	228912	228912

注：括号内为城市层面的聚类标准误；***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

(二) 机制检验

1. 家庭化流动。表3给出了家庭化流动机制的估计结果。列(1)以农村劳动力是否独自流动为被解释变量(独自流动赋值为1, 否则赋值为0), 估计结果表明, 省内异地就医直接结算政策实施后, 单人流动模式的占比有所减少。列(2)则参考王文刚等(2017)的方法, 将家庭化流动聚焦于核心家庭的家庭化流动, 其中, 核心家庭包括三种类型: 未育夫妻、夫妻和未婚子女、未婚者和父母。当核心家庭的成员均流动至流入地时, 视为该家庭实现了完整家庭化流动, 否则即为非完整家庭化流动。列(2)的结果显示, 政策的实施有效促进了核心家庭的完整家庭化流动。列(3)至列(5)根据核心家庭的类型, 进一步分家庭成员结构来检验政策实施对农村劳动力家庭化流动的影响。结果显示, 政策实施对以未育夫妻为核心的家庭(列(3))及以夫妻和未婚子女为核心的家庭(列(4))的家庭化流动产生了显著的促进作用, 但政策实施没有对由未婚子女和父母构成的核心家庭的家庭化流动产生显著影响。本部分的研究结论与已有文献的结论类似, 即农村流动人口的家庭化流动倾向于夫妻共同流动或者夫妻携子女一起流动, 携带父母等其他家属流动的占比较少(盛亦男, 2013)。综上, 异地就医直接结算政策可以通过推动家庭化流动对农村劳动力外流产生影响。

表3 机制检验——家庭化流动

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
被解释变量	独自流动	完整家庭化流动	夫妻共同流动	夫妻携子女流动	未婚子女与父母共同流动

医保政策冲击	-0.018*** (0.001)	0.024*** (0.002)	0.018*** (0.001)	0.037*** (0.002)	-0.005 (0.007)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
城市和年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
调整后 R ²	0.690	0.586	0.708	0.553	0.641
样本量	228912	228912	37879	147449	43584

注：括号内为城市层面的聚类标准误；***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

2. 就业与收入。就业与收入机制的估计结果如表4所示。列（1）至列（3）分别使用非独自流动的农村流动劳动力样本、共同流动的已婚未育夫妻样本、夫妻携子女共同流动样本。利用CMDS调查问卷中“家庭成员本次流动原因”这一问题来设置被解释变量，当随迁家属流入超过6个月且本次流动原因为“务工/工作”时，视为随迁家属在流入地就业，赋值为1，否则赋值为0。列（1）的结果显示，政策实施对随迁家属在流入地就业的概率有显著的正向影响。具体到不同流动家庭类型，对于已婚未育夫妻构成的流动家庭（列（2）），政策实施能显著提升配偶一同在流入城市务工的概率，而对于夫妻携子女共同流动的流动家庭而言（列（3）），政策实施未能对配偶在城市就业产生促进作用，这可能是由于有随迁子女需要照顾，会减少夫妻当中一方外出就业的概率，出现流而不工的现象（李勇辉等，2018）。

表 4 机制检验——就业与收入

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
被解释变量	是否就业	是否就业	是否就业	是否创业	是否创业	个人月收入	家庭总收入
医保政策冲击	0.005*** (0.002)	0.011** (0.005)	-0.016* (0.009)	0.010*** (0.004)	0.033*** (0.002)	0.001 (0.014)	0.015*** (0.002)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市和年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
调整后 R ²	0.634	0.608	0.573	0.183	0.095	0.289	0.532
样本量	175993	32551	103815	228912	175993	166454	228912

注：括号内为城市层面的聚类标准误；***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

列（4）和列（5）分别使用全样本和非独自流动样本进一步检验政策实施是否会鼓励农村流动人口流入城市开展创业经营活动。利用CMDS调查问卷中“您现在的就业身份属于哪一种”这一问题来设置被解释变量，当受访者选择“雇主”或“自营劳动者”时，赋值为1；选择“有固定雇主的雇员”“无固定雇主的劳动者（零工、散工等）”“其他”时，赋值为0。回归结果显示，政策实施后农村流动劳动力在流入城市创业经营，成为雇主的概率显著提升。

列（6）和列（7）使用全样本实证检验政策实施对流动家庭收入情况的影响。在CMDS调查问卷中，利用“您个人上个月（或上次就业）工资收入/纯收入为多少”，度量流动者本人的月收入情况；利用“过去一年，您家平均每月总收入为多少”，度量流动家庭的月收入情况。列（6）的回归结果显示，政策实施后，个人的收入水平并没有显著变化，这一结果与已有文献的研究结论相一致，潜在的解释是，当流动劳动力能更容易地获取流入地的公共服务和基础设施时，雇主可以更低的工资招聘到劳动力（An 等，2024）。进一步地，列（7）的结果表明，政策实施后，家庭月收入显著提高。可能的原因是，政策实施后，一起在流入地务工经商的家庭成员增多，家庭的总劳动供给增加，或者流动家庭开展了具有更高溢价收入的创业经商活动，从而提高了家庭收入水平。以上结果表明，促进随迁家属流入城市就业创业，进而提升流动家庭的整体收入水平，构成了异地就医直接结算政策吸引农村劳动力流入城市的一条作用机制。

（三）异质性分析

1. 个体异质性。本研究对流动个体的婚姻状况、年龄、健康状况、流动经历可能产生的异质性进行了检验，回归结果如表5所示。列（1）在基准回归的基础上加入了医保政策冲击与婚姻状况的交乘项，结果表明，已婚农村劳动力群体受到政策的影响更为显著。相较于其他家庭类型，已婚流动家庭更有可能包含孕产妇、低龄儿童以及负责照看未成年子女的老年人等具有较高医疗服务需求的家庭成员，因而受异地就医直接结算政策的影响更显著。已有研究也表明，成家立业的流动劳动力对流入地的医疗保障等公共服务的敏感性更高（韩润霖等，2023）。将流动劳动力按年龄分为两组，其中，出生于1980年以前的流动劳动力被划分为初代流动劳动力，出生于1980年之后的流动劳动力被划分为新生代流动劳动力。列（2）在基准回归的基础上加入了医保政策冲击与新生代流动劳动力的交乘项，结果表明，相对于新生代流动劳动力，初代流动劳动力受政策的影响更大。这种代际差异的原因可能在于，初代流动劳动力年龄更大，其对医疗服务的需求较年轻一代而言更高，因而会更关注自身在流入地的医疗服务可及性。根据CMDS调查问卷中“最近一年您本人是否有患病（负伤）或身体不适的情况”将流动劳动力分为两组，最近一年无患病或身体不适情况的赋值为0（健康状况较好组），否则赋值为1（健康状况较差组）。列（3）在基准回归的基础上加入了医保政策冲击与劳动力个体健康状况的交乘项，结果表明政策对健康状况相对较差的农村劳动力个体的影响更为显著。根据个体是否有过外出务工经历将流动劳动力分为两组，有过流动经历的赋值为1，否则赋值为0。列（4）在基准回归的基础上加入了医保政策冲击与劳动力个体流动经历的交乘项，列（5）则进一步使用有过流动经历的劳动力样本，在基准模型中引入医保政策冲击与劳动力个体健康状况的交乘项，结果表明，具有流动经历的个体受政策影响更大，且在這一群体中，健康状况相对差的个体受政策影响更明显。这种差异可能源自两个方面：首先，具有流动经历的劳动力更能适应城市的生活和工作节奏，更易于在城市就业，从而倾向于流入城市；其次，这类群体在以往的流动经历中可能面临过异地就医，流入地医疗服务可及性的不足可能曾经影响过其就医行为乃至健康状况，这些经历使他们对异地就医直接结算政策的价值有更直观地认知，故其受政策影响更明显。综上，已婚、具有流动经历、年龄较大、健康状况相对差的农村劳动力，在流动决策上更易受到异地就医直接结算政策的显著影响。

表5 异质性分析——个体异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
医保政策冲击×婚姻状况	0.020*** (0.003)				
医保政策冲击×新生代流动劳动力		-0.042*** (0.006)			
医保政策冲击×健康状况			0.033*** (0.006)		
医保政策冲击×流动经历				0.102*** (0.012)	
医保政策冲击×健康状况					0.029*** (0.007)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
城市和年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
调整后 R ²	0.068	0.068	0.070	0.080	0.088
样本量	228912	228912	95959	210212	75402

注：括号内为城市层面的聚类标准误；***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

2. 城市异质性。本部分探究异地就医直接结算政策对人口流动的驱动作用是否因城市规模、经济发展水平及医疗资源丰富度而表现出异质性，回归结果如表6所示。首先，本文依据《国务院关于调整城市规模划分标准的通知》将城市划分为四类，在基准模型中引入医保政策冲击与城市规模虚拟变量的交乘项（以中小城市为对照组），结果如列（1）所示，医保政策冲击与超大城市、特大城市的

交乘项系数分别为负向显著、正向不显著,表明政策在超大、特大城市实施后,其起到的吸引农村劳动力流入的效果弱于该政策在中小城市中发挥的效果。可能的原因是,实施异地就医直接结算政策给流动人口带来的福利改善幅度尚不足以补偿其在超大、特大城市的高生活成本与高生存压力,故该政策在帮助超大、特大城市吸纳农村劳动力方面的效果有限。这与现有研究一致,流动人口在选择流入地时受到劳动力市场和公共服务因素的双重影响,在流入超大特大城市时,受收入因素的影响更大,而在流向规模相对较小的城市时会更多地考虑公共服务因素(杨义武等,2017)。医保政策冲击与大城市的交乘项系数正向显著,表明与中小城市相比,政策效果在大城市表现得更为明显。可能的原因在于,大城市相比中小城市有更多的工作机会、更高的收入水平及更优质的医疗资源,政策实施提高了流动人口对这些资源的可及性,故在大城市中,异地就医直接结算政策更能起到吸引农村劳动力流入的作用。本文进一步按城市的人均GDP大小将样本城市分为两组(当城市的人均GDP高于样本均值时,城市归为经济发达组,赋值为1,否则归为经济欠发达组,赋值为0),在基准模型中引入医保政策冲击与城市经济发达水平的交乘项,结果如列(2)所示,在经济较发达的城市中,异地就医直接结算政策对农村劳动力流动决策的影响更显著。此外,本研究还根据医疗资源丰裕程度将城市分为两组(当城市的医疗资源高于样本均值时,归为医疗资源丰富组,赋值为1,否则归为医疗资源欠丰富组,赋值为0),在基准模型中引入医保政策冲击与城市医疗资源的交乘项,结果如列(3)所示,交乘项系数正向显著,表明相比于医疗资源欠发达的城市,异地就医直接结算政策更能促进农村劳动力流入医疗资源相对丰富的城市中。综上,在经济发达、医疗资源丰富的大城市中,异地就医直接结算政策更能发挥吸引农村劳动力流入的作用。

表6 异质性分析——城市异质性

	(1)	(2)	(3)
医保政策冲击×超大城市	-0.043**(0.019)		
医保政策冲击×特大城市	0.009(0.022)		
医保政策冲击×大城市	0.036*** (0.013)		
医保政策冲击×GDP		0.008*** (0.003)	
医保政策冲击×医疗资源			0.006*** (0.001)
控制变量	控制	控制	控制
城市和年份固定效应	控制	控制	控制
调整后 R ²	0.069	0.068	0.052
样本量	228912	228912	228912

注:(1)括号内为城市层面的聚类标准误;***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平;(2)根据《国务院关于调整城市规模划分标准的通知》,城区常住人口1000万以上、500万—1000万、100万—500万、50万—100万及50万以下的城市分别为超大城市、特大城市、大城市、中等城市和小城市。

(四) 稳健性检验

1. 平行趋势检验。使用双重差分模型得到无偏估计的一个重要前提是处理组和控制组之间满足事前平行趋势假设,即在省内异地就医直接结算政策实施之前,两组样本具有相同的变化趋势,不存在系统性差异。本文借鉴已有文献普遍采用的事件分析法,构建计量模型(2)追踪和检验省内异地就医直接结算政策的实施对农村劳动力省内跨市流动影响的逐年效应。

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_k \beta_k Event_{k, iic} + Z\Gamma + \lambda_c + \theta_t + \varepsilon_{ict} \quad (2)$$

其中, $Event_{k, iic}$ 表示一系列虚拟变量; $k < 0$ 表示政策实施前的第 k 年, $k = 0$ 表示政策实施当年, $k > 0$ 表示政策实施的第 k 年, $k = -4, -3, \dots, 4$ 。为避免完全多重共线性,本文将政策实施前一年作为基准组,即回归模型中不包括 $k = -1$, 模型中的其他部分与基准回归模型(1)保持一致。系数 β_k 表示在政策实施

的第 k 年内异地就医直接结算对农村劳动力省内跨市流动决策的影响。如果 β_{-4} 到 β_{-2} 均不显著，则表明估计结果满足平行趋势。平行趋势检验的结果如图1所示，在省内异地就医直接结算政策实施之前，处理组和控制组的省内跨市流动农村劳动力占比不存在统计意义上的显著差异，即本研究的控制组可以作为有效的反事实。在政策实施当年，处理组的农村劳动力省内跨市流动概率显著提升，随后几年尽管有波动，但各期系数估计值均显著为正且始终显著高于政策实施前，进一步验证了省内异地就医直接结算政策发挥了吸引农村劳动力流入城市的积极作用。

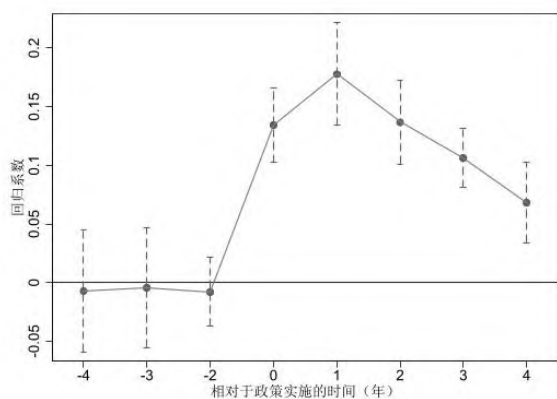


图1 平行趋势检验

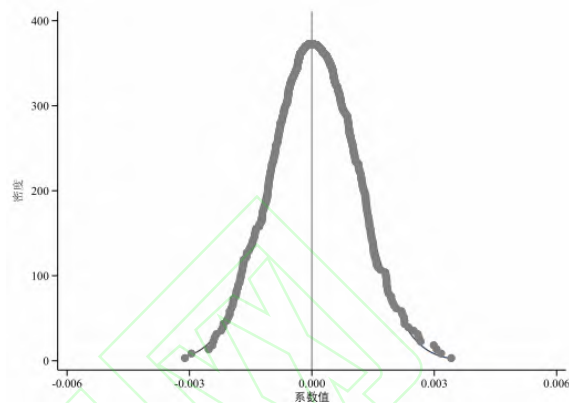


图2 安慰剂检验

2. 安慰剂检验。为了检验异地就医直接结算政策对农村劳动力的吸引作用是否是由其他随机性因素导致的，本研究采用安慰剂检验对政策效果的偶然性加以识别。具体而言，我们随机生成处理组并以模型（1）重复进行了500次回归估计，检验其系数分布。若随机处理后的估计系数均值显著为正，则代表农村劳动力省内跨市流动概率的增加可能是由不可观测的偶然性因素引致的，而非受到省内异地就医直接结算政策实施的影响。结果如图2所示，估计系数的分布接近正态分布，估计系数均值接近于0，且远小于基准回归估计值（0.105），表明异地就医直接结算政策对农村劳动力流动的影响并非由其他随机性因素导致，上文结论可靠。

3. 排除同期其他政策的干扰。样本期间内，对农村劳动力流动可能有较大影响的政策主要是户籍制度改革。本研究采取两条思路来检验户籍制度改革对本文结论的干扰。一是考虑各城市的户籍改革力度。参考已有文献使用落户门槛指数刻画各城市的户籍制度改革程度，本文控制变量中已经包含了落户门槛指数。二是剔除部分样本。通过梳理户籍制度改革的文件可知，样本期间内，大中小城市的落户条件已颇为宽松，超大及特大城市的落户条件也有放宽，但主要针对高层次人才，总体上还是较为严苛。考虑到异地就医直接结算政策对农村劳动力流动的促进作用可能是由于大中小城市落户限制放开引致的，在超大及特大城市，这种促进作用可能并不显著。为此，本研究剔除了大中小城市的样本，仅使用超大及特大城市的样本进行模型（1）的回归，结果如表7列（1）所示。剔除落户条件宽松的城市样本后，异地就医直接结算政策对农村劳动力流入城市的促进作用依然显著。这可能是因为在样本中的流动人口大多不以在流入城市落户为目的，他们去到工资水平高、工作机会多的超大及特大城市努力工作以快速积累财富，未来他们将回到户籍地或户籍地周边的小城镇生活。由此可见，异地就医直接结算政策对农村劳动力流动的促进作用并不只是落户条件宽松城市的贡献，本文结论较为稳健。

4. 考虑异质性处理效应。使用多期DID模型检验政策影响可能存在异质性处理问题，即同一处理对不同个体的效果可能存在差异，在此情形下，如果使用传统双向固定效应（TWFE）模型进行估计会造成估计偏误以致本文结论不稳健。现有大量文献尝试对TWFE估计量的潜在偏误进行修正，其核心思路都是寻找合理控制组或者利用控制组计算出合理的反事实结果变量。参考已有研究并结合本研

究的数据特征，本文采用Callaway和Sant'Anna（2021）提出的估计量，先计算每个组别一时期内的平均处理效应（ATT），再对ATT进行加总以获得政策平均处理效应的估计，这种方法避免使用较早接受处理的个体（“坏的控制组”）作为控制组，从而直接避免估计偏误，目前在实证研究领域已经得到了广泛应用（刘冲等，2022）。异质性—稳健估计量结果如表7列（2）所示，政策平均处理效应显著为正，即省内异地就医直接结算政策仍然显著促进农村劳动力的省内跨市流动，进一步验证了本文基准估计结果的稳健性。

5. 其他稳健性检验。一是考虑城市的时间趋势特征。本文在基准模型中进一步引入城市和时间趋势的交互项以控制组别间的固有特征时间趋势对农村劳动力流动的影响。结果如表7列（3）所示，在引入城市—时间趋势项之后，异地就医直接结算政策对农村劳动力流动的正向促进作用依然显著。二是剔除可能存在干扰的样本。2016年底，跨省异地就医直接结算在全国范围内加速推进，大多数省市于2018年起陆续落实跨省异地就医直接结算。跨省就医的便捷性可能影响农村劳动力在跨省流动和省内流动之间的选择，例如，部分农村劳动力由原本的省内流动转变为跨省流动，因此，2018年的样本可能对本研究的结果造成一定干扰。本研究剔除2018年的样本后，重新进行基准回归。估计结果如表7列（4）所示，估计系数仍然显著为正，进一步验证了本文基准回归结果的稳健性。

表7 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
医保政策冲击	0.104***(0.019)		0.076***(0.009)	0.092***(0.009)
政策平均处理效应		0.128***(0.017)		
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市和年份固定效应	控制	控制	控制	控制
调整后 R ²	0.060	-	0.082	0.075
样本量	52796	146326	228912	210212

注：括号内为城市层面的聚类标准误；***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

五、结论与政策建议

本文利用省内异地就医直接结算政策实施这一外生冲击事件，基于2013至2018的CMDS数据与地级市城市特征数据的匹配数据，采用多期双重差分模型实证研究省内异地就医直接结算政策对农村劳动力的省内跨市流动决策的影响，以及该政策在不同特征流动者和流入城市间的异质性效应，此外，本文还从流动家庭的视角，探讨该政策影响农村人口流动决策的作用机制。本文的研究结果如下：第一，异地就医直接结算政策作为一项弥补外流农村劳动力医疗保障福利欠缺的政策，能提升该群体外出务工的预期回报。政策的实施降低了医保的“锁定效应”，在促进农村劳动力自由流动方面发挥了积极作用。第二，机制分析表明，政策实施后流动成本的降低，促进了农村劳动力的家庭化流动，满足了流动人口与家人团聚的情感需求，从而增强了其流动意愿。同时，家庭成员的共同流动增加了流动家庭的劳动供给，提升了他们开展拥有更高溢价收入的创业经商活动的概率，进而提升了家庭总收入，增强了其在城市就业的意愿。第三，政策效果依流动者的个体特征和流入地的城市特征而显示出异质性。个体层面的异质性分析表明，已婚、有流动经历、年纪相对较大、健康状况相对差的农村劳动力，其流动决策更易受到异地就医直接结算政策的影响。城市层面的异质性分析表明，在经济相对发达、医疗资源相对丰富的大城市中，该政策吸引农村劳动力流入的效果更明显。基于前述结论，本文提出如下政策建议：

第一，持续推动异地就医直接结算政策及相关配套政策的完善，构筑农村劳动力友好的医疗保障

体系。首先,异地就医“待遇差”问题有待解决。异地就医直接结算政策遵循“就医地目录、参保地政策”的原则,但受限于区域分割的医保制度,不同统筹区的医保目录、待遇水平都存在差异,导致农村流动人口在异地就医时仍需要面对“待遇差”问题。建议通过统一医保目录,推进各统筹区待遇水平的均等化等方式来消除待遇差异,提升流动人口群体对政策的满意度。其次,需要进一步扩大门诊费用跨统筹区直接结算的覆盖范围。异地就医直接结算政策在推广过程中,均是先开展住院医疗费用的直接结算,而后才逐步展开门诊医疗费用直接结算的试点。实际上,相比住院服务,门诊服务的使用率更高,拓宽门诊费用直接结算的范围,既能满足人们的医疗服务需求,也能避免住院服务被过度使用,兼具医疗保障和医保控费的双重作用。

第二,将家庭视角纳入医保等公共政策的制定过程中,推动人口流动模式从个体流动向家庭化流动转变。家庭化流动不仅是个体行为,更是公共政策效果的直观体现。在劳动力流动的过程中,公共政策对家庭的重视程度不仅事关流动人口家庭的离散与聚合,更关系着新型城镇化建设的提速与增质。公共政策的目标不应仅限于吸引人口流入,更应致力于确保流动人口家庭“留得住、过得好”,这应成为政策制定和实施的核心原则。因此,为了让流动家庭更愿意在城市长期居留,稳定地供给劳动,在吸引劳动力迁入城市的同时,应该注重改善劳动力随迁家属的外部条件。如为流动家庭的子女提供公平的教育条件,改善流动家庭中老年人的医疗条件和养老服务条件等。

第三,政策效果因城市规模而异,不同规模城市在医疗保障等公共服务的完善方面应采取差异化的策略。超大、特大城市目前的公共政策向高技能劳动力倾斜,而一个良好的城市人口结构不仅需要高技能人才以推动创新和创业,同样需要低技能劳动力来支撑城市的公共服务和日常生活服务。因此,超大城市和特大城市应更注重医疗保障等公共服务的普及性和公平性,致力于实现流动人口的基本公共服务均等化,改善外来务工者的福利待遇,降低其生存成本与压力,从而缩小不同收入群体间实际生活质量差异。相较之下,大中小城市在医疗保障等公共服务的供给数量与质量上有所不足,因此,应更注重公共服务的充分供给,通过适当增加财政支出来补足供给短板,有效吸引劳动力流入。

参考文献

- 戴芸,王永钦.基本公共服务均等化如何促进了个人创业——来自医保改革的证据[J].财贸经济,2022,(2):39-53.
- 韩润霖,吴立元,张航宇.低技能劳动力流入与中国城市经济发展[J].世界经济,2023,(10):115-144.
- 洪灏琪,宁满秀.医疗保险权益便携性是否降低了农村劳动力就业“锁定”——来自城乡居民医保统筹的准自然实验研究[J].农业技术经济,2020,(11):83-95.
- 贾男,马俊龙.非便携式医保对农村劳动力流动的锁定效应研究[J].管理世界,2015,(9):82-91.
- 李瑶玥,任远.家庭化迁移对流动人口社会融合的影响及其异质性分析[J].人口与发展,2021,(3):18-31.
- 李勇辉,李小琴,陈华帅.流而不工、迁而再守——子女随迁对女性就业的影响研究[J].经济科学,2018,(3):116-128.
- 刘冲,沙学康,张妍.交错双重差分:处理效应异质性与估计方法选择[J].数量经济技术经济研究,2022,(9):177-204.
- 刘金凤,刘瑞明,石阳.从“半城市化”到“城市化”:农业转移人口市民化进程中的教育推动机制研究[J].数量经济技术经济研究,2023,(9):138-156.
- 马述忠,胡增玺.数字金融是否影响劳动力流动?——基于中国流动人口的微观视角[J].经济学(季刊),2022,(1):303-322.

- 宁满秀, 刘进. 新型农村合作医疗制度对农户外出务工地点选择的影响研究[J]. 财经论丛, 2014, (4): 41-46.
- 秦雪征, 郑直. 新农合对农村劳动力迁移的影响: 基于全国性面板数据的分析[J]. 中国农村经济, 2011, (10): 52-63+76.
- 秦雪征, 周建波, 辛奕, 等. 城乡二元医疗保险结构对农民工返乡意愿的影响——以北京市农民工为例[J]. 中国农村经济, 2014, (2): 56-68.
- 盛亦男. 中国流动人口家庭化迁居[J]. 人口研究, 2013, (4): 66-79.
- 王文刚, 孙桂平, 张文忠, 等. 京津冀地区流动人口家庭化迁移的特征与影响机理[J]. 中国人口·资源与环境, 2017, (1): 137-145.
- 杨义武, 林万龙, 张莉琴. 地方公共品供给与人口迁移——来自地级及以上城市的经验证据[J]. 中国人口科学, 2017, (2): 93-103+128.
- 易福金, 顾焯乾. 歧视性新农合报销比例对农村劳动力流动的影响[J]. 中国农村观察, 2015, (3): 2-15+96.
- 张吉鹏, 卢冲. 户籍制度改革与城市落户门槛的量化分析[J]. 经济学(季刊), 2019, (4): 1509-1530.
- 张利国, 冷浪平. 流动人口与经济发展——基于城市面板数据的实证研究[J]. 当代财经, 2022, (2): 16-27.
- 赵紫荆, 王天宇. 城乡居民医保整合对农村居民城市定居意愿的影响——来自中国劳动力动态追踪调查的证据[J]. 保险研究, 2021, (12): 97-119.
- 周皓, 刘文博. 流动人口的流入地选择机制[J]. 人口研究, 2022, (1): 37-53.
- 周颖刚, 蒙莉娜, 卢琪. 高房价挤出了谁?——基于中国流动人口的微观视角[J]. 经济研究, 2019, (9): 106-122.
- 甄浩, 贾男. 机器人使用加剧了农村劳动力回流吗[J]. 当代财经, 2022, (12): 3-15.
- An L, Qin Y, Wu J, et al. The local labor market effect of relaxing internal migration restrictions: Evidence from China[J]. Journal of Labor Economics, 2024, 42(1): 161-200.
- Bansak C, Raphael S. The State Children's Health Insurance program and job mobility: identifying job lock among working parents in near-poor households[J]. ILR Review, 2008, 61(4): 564-579.
- Buchmueller T C, Valletta R G. The effects of employer-provided health insurance on worker mobility[J]. ILR Review, 1996, 49(3): 439-455.
- Callaway Brantly, Sant'Anna P H C. Difference-in-Differences with multiple time periods[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 200-230.
- Garthwaite C, Gross T, Notowidigdo M J. Public health insurance, labor supply, and employment lock[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2014, 129(2): 653-696.
- Madrian B C. Employment-based health insurance and job mobility: Is there evidence of job-lock?[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1994, 109(1): 27-54.
- Shi X. Locked out? China's health insurance scheme and internal migration[J]. Labour Economics, 2020, 67: 101931.

The impact of the health care instant settlement on the mobility decision of the rural labor force

Zhu Yi-wei, Shen Shu-guang

(Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China)

Abstract: The free flow of the labor force is of great significance for the balanced development between regions and the optimal allocation of human capital. Taking the implementation of the intra-provincial health care instant settlement policy as a "quasi-natural" experiment, empirical research based on the China Migrants Dynamic Survey (CMDS) data from 2013 to 2018 shows that the implementation of the intra-provincial health care instant settlement policy can significantly promote the intra-provincial mobility of rural labor. Mechanism analysis indicates that the policy has facilitated the family migration of the rural labor force. The emotional needs of migrating populations to reunite with their families have been met, increasing their willingness to move. At the same time, after the policy implementation, the labor supply of migrating families has increased, and the probability of engaging in entrepreneurial and business activities with higher premium income has risen, leading to an increase in the total income level of migrating families, enhancing their willingness to move to the city. Heterogeneity analysis shows that the mobility decisions of the married, previously migrated, relatively older, and relatively less healthy rural labor force are more significantly affected by the policy. In large cities with relatively developed economies and abundant medical resources, the policy can play a better role in attracting the rural labor force to migrate in. Based on these findings, it is suggested to further promote the improvement of health care instant settlement policy and related supporting policies, and incorporate a family perspective into the formulation process of health care policies to facilitate the free flow of labor force and the transformation of their mobility mode towards family-based mobility.

Key words: intra-provincial health care instant settlement; rural labor force; mobility decision; family migration