

基层医疗卫生服务供给的长期福利效应^{*}

——来自中国“赤脚医生”历史实践的经验证据

胡志安 朱可桐 张川川

摘要: 本文基于我国20世纪六七十年代农村赤脚医生队伍建设的历史实践,考察了基层医疗卫生队伍建设对居民健康和社会经济状况的长期影响。实证结果显示,个体幼年时期(0—5岁)所在村庄的赤脚医生队伍建设能够显著改善其在青少年和中老年时期的自评健康状况,并显著降低其在中老年时期患有慢性病的概率。进一步研究显示,个体幼年时期所在村庄的赤脚医生队伍建设能够显著降低其在成年时期由于健康原因停止工作的概率和家庭负债率,提高其在成年时期的家庭收入、财富水平和个体生活满意度。本文的研究揭示了中华人民共和国成立后的前三十年农村医疗卫生事业发展的长期成效,同时也在一定程度上表明现阶段“加强基层医疗卫生服务体系和全科医生队伍建设”是一项低成本、高收益的健康促进手段。

关键词: 基层医疗 赤脚医生 健康 福利效应

中图分类号: F061.3 **JEL 分类号:** I18 J13 O15

一、引言

中华人民共和国成立初期,我国确立了“预防为主”、“卫生工作与群众运动相结合”等卫生工作原则,有效控制了霍乱、鼠疫、结核病、血吸虫病等传染性和地方性疾病,显著改善了人民健康状况。^①在1950—1975年的短短25年间,我国人均预期寿命从40岁提升到了65岁,婴儿死亡率从195‰大幅降低到了41‰,国民健康水平远超处于同等经济发展水平的其他发展中国家(United Nations Development Programme, 1997; World Health Organization, 2008)。有研究认为,这期间乡村医疗卫生队伍的建设 and 农村合作医疗制度的普及在降低人口死亡率和提高人口预期寿命方面发挥了关键作用(Banister 和 Hill, 2004; Banister 和 Zhang, 2005)。但是,1978年以后,随着家庭联产承包责任制在

* 胡志安(通信作者),中央财经大学经济学院, E-mail: huzhian@cufe.edu.cn; 朱可桐,北京大学现代农学院, E-mail: zhuketong_2001@stu.pku.edu.cn; 张川川,浙江大学经济学院, E-mail: ccz.zhang@gmail.com。本文为国家自然科学基金项目“新中国早期人力资本积累:演化特征、政策影响与经济效益”(项目编号:72303262)、国家自然科学基金项目“对我国城镇职工基本医疗保险中道德风险问题的再考察和医保待遇优化”(项目编号:72273124)和教育部人文社会科学规划基金项目“社会经济变迁、生育政策调整与家庭生育行为研究”(项目编号:22YJA790083)的阶段成果。作者感谢中央高校基本科研业务费专项资金的资助,感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见,文责自负。

① 1950年9月8日,时任原卫生部部长的李德全在中央人民政府政务院第四十九次政务会议上作报告指出,1949年前后“我国全人口的发病数累计每年约一亿四千万人,死亡率在千分之三十以上,其中半数以上是死于可以预防的传染病上”,“妇女生育绝大多数尚操之于旧接生婆之手,造成了百分之四十左右的婴儿死亡率”(资料来源:李德全,《中央卫生部李德全部长在政务院第四十九次政务会议上关于卫生会议的报告》[J],《山西政报》1950年第12期,第99—101页)。

全国范围内的推行，以人民公社为基础的农村医疗卫生体系走向衰落，基层医疗卫生队伍人员流失严重，合作医疗制度逐步瓦解，对农村地区基本医疗卫生服务的可及性与公平性造成了巨大挑战（张自宽等，1994；朱玲，2000；李卫平等，2003；张自宽等，2006；Tang等，2008）。^①

为了解决广大农村地区的医疗卫生问题，中共中央、国务院于2002年发布了《关于进一步加强农村卫生工作的决定》，提出“建立以大病统筹为主的新型农村合作医疗制度”，开启了新型农村合作医疗（以下简称“新农合”）的试点工作。^②随着新农合试点范围的不断扩大并最终覆盖全国，农村医疗卫生事业进入了新的发展阶段。但是，农村基层医疗卫生队伍基础薄弱、医疗卫生服务供给不足的问题仍然存在，“看病贵、看病难”依旧是困扰广大农村居民的痼疾顽疾（王延中和冯立果，2007）。^③2009年新医改启动，确立了“实现人人享有基本医疗卫生服务”的目标以及“保基本、强基层、建机制”的基本原则，并将推行分级诊疗作为重点改革措施。^④然而，由于基层医务人员数量不足且流失严重、基层医疗卫生服务质量不高等问题，分级诊疗改革的推进力度和效果也不尽人意（杜创和朱恒鹏，2016；付明卫和薛仙玲，2018；郭胜等，2019；付明卫，2022；Li等，2017；Yip等，2019）。^⑤

加强基层医疗卫生服务能力建设是新医改启动之初就确定的战略，也是缓解群众“看病难、看病贵”问题的基本途径。为了进一步加深对新医改“强基层”战略的认识，提高医疗卫生资源配置的科学性和合理性，有必要基于实际经济数据，对基层医疗卫生队伍建设在保障居民健康、福利等方面的作用做出系统性考察。遗憾的是，目前针对基层医疗卫生队伍建设的健康促进作用和福利效应仍然缺乏可靠的量化评估。尽管公共卫生领域的一些研究关注到了社区卫生工作者所提供的基本医疗服务在降低婴儿死亡率、改善母婴健康、防治疾病传播等方面的作用（Björkman和Svensson，2009；Lewin等，

① 从1980年到2000年，城乡之间医疗资源和服务供给差距逐步拉大，农村医院床位数从121.4万张下降至103.4万张，占全国床位总数的比重从61.3%下降至35.1%；同期，农村基层医务人员数量大幅减少，每千人的乡村医生和卫生员数量从1985年的1.55下降至2000年的1.44（数据来源：《中国卫生年鉴》编辑委员会编，《中国卫生年鉴》（1983、2001），人民卫生出版社，1983年、2001年；国家统计局编，《中国统计年鉴2001》，<http://www.stats.gov.cn/sj/ndsj/2001c/mulu.htm>）。2000年，世界卫生组织对191个成员方的卫生系统进行了绩效评估，在卫生负担公平性方面，我国位列倒数第四（资料来源：“World Health Report 2000”，WHO，2000年6月14日，<https://www.who.int/publications/i/item/924156198X>）。

② 资料来源：《中共中央 国务院关于进一步加强农村卫生工作的决定》，中国政府网，2002年10月19日，https://www.gov.cn/gongbao/content/2002/content_61818.htm。

③ 原卫生部2008年在全国范围内组织开展的第四次国家卫生服务调查显示，农村患者中未就诊的比例为37.8%，应住院而未住院的比例为24.7%，其中因经济困难而未住院的患者比例高达71.4%（资料来源：《2008年第四次国家卫生服务调查分析报告》，中国政府网，2010年9月21日，<http://www.nhc.gov.cn/mohwsbwstjxxzx/s8211/201009/49165.shtml>）。

④ 资料来源：《中共中央 国务院关于深化医药卫生体制改革的意见》，中国政府网，2009年3月17日，https://www.gov.cn/jrzq/2009-04/06/content_1278721.htm。

⑤ 基层卫生服务体系的建立并没有扭转病人集中到大医院的趋势，大医院所占市场份额不断上升（杜创和朱恒鹏，2016）。大医院的扩张进一步“虹吸”基层的优秀医生，导致基层中患者信任的医生数量不断下降（付明卫，2022）。有调查研究结果显示，在曾经接受过基层医疗机构门诊服务的患者中，有84%感到一点也不满意或基本不满意。在其他受访者汇报的其越过基层医疗机构而直接选择到更高级别的医院就诊的原因中，对基层医疗机构不了解、不信任、不满意的比例位居前三，分别达到14%、13%和12%（Li等，2017）。

2010; Perry 等, 2014; Björkman 等, 2019), 但这些研究大多基于国外小规模的随机控制实验, 研究结论的适用性及其对现实政策的指导意义备受质疑。基于我国实际经济数据的个别研究发现, 乡村医生在提高农村居民参与眼科疾病和高血压的检测方面发挥了积极作用 (Huang 等, 2022; Sun 等, 2022)。但是受限于数据条件, 这些研究只关注到了少数几个特定的健康指标和短期影响。近年来许多研究表明, 人力资本具有自生产性和动态互补性, 忽略健康人力资本投资的长期影响会严重低估相关政策的收益 (Heckman, 2000; Carneiro 和 Heckman, 2003; Cunha 等, 2006; Heckman, 2006; Deming, 2022; 吴贾等, 2021)。本文旨在以我国 20 世纪六七十年代开展的大规模农村医疗卫生队伍建设为背景, 基于实际经济数据, 采用科学的政策评估方法, 定量研究基层医疗卫生队伍建设对国民健康和社会经济状况的长期影响, 以填补文献上的空白。

1965 年初, 针对我国广大农村地区医疗卫生资源严重不足的问题, 毛泽东同志做出了“把医疗卫生工作的重点放到农村去”的重要指示 (姚力, 2007)。在这一号召下, 农村地区陆续涌现出一批半医半农的乡村卫生工作人员, 俗称“赤脚医生”。据统计, 截至 1975 年, 全国农村地区的赤脚医生数量达到约 156 万人, 显著改善了农村地区医疗卫生人员短缺的状况。^① 作为农村医疗卫生服务体系建设的基本举措, 赤脚医生队伍在改善农村居民的健康状况方面发挥了重大作用, 获得了很高的国际评价。^② 在当前“健康中国”战略的背景之下, 公共卫生领域的一些专家学者认为, 我国早期赤脚医生队伍建设的经验对于现阶段基层医疗卫生体系的构建具有重要的指导意义。^③ 虽然现阶段我国医疗水平和医疗卫生人员的培养与中华人民共和国成立初期已不可同日而语, 但是赤脚医生所提供的常见病多发病的诊疗、病患转诊、卫生防疫、健康知识宣传等医疗服务与当前基层医疗卫生人员所提供的服务是相同的。在保障基层医疗服务供给方面, 赤脚医生队伍建设所发挥的作用与当前基层医疗卫生队伍建设所发挥的作用是类似的。党的十九大报告指出, “加强基层医疗卫生服务体系和全科医生队伍建设”是新时期医疗卫生体制改革的重要方向。全面考察我国计划经济时期赤脚医生队伍建设的长期成效, 有助于科学认识基层医疗卫生队伍建设在改善国民健康和提高国民福利方面的作用, 对于加快推进基层医疗卫生体系建设和落实十九大报告指示具有一定的借鉴价值。

我们使用中国健康与养老追踪调查数据 (CHARLS) 和基于出生队列构建的双重差

① 1975 年全国农村实有不脱产卫生人员 1 559 214 人 (数据来源:《中国卫生年鉴》编辑委员会编,《中国卫生年鉴》(1983), 人民卫生出版社, 1983 年)。

② 来自中国赤脚医生的经验为发展中国家解决疾病负担高和医疗资源分配不平等提供了思路 (Cui, 2008)。1978 年世界初级卫生保健大会提出, 社区卫生工作者是初级卫生保健最基层的提供者, 雇用包括赤脚医生等在内的、经过短期培训便可提供特定医疗卫生服务的社区卫生工作者是发展中国家获取覆盖全民的基本医疗服务最现实的解决措施。此次会议通过了《阿拉木图宣言》, 该宣言强调, 初级卫生保健是实现“人人享有卫生保健”目标的关键和基本路径 (资料来源:“Report of the International Conference on Primary Health Care; Report of the International Conference on Primary Health Care”, Alma-Ata, USSR, 6-12 September 1978, <https://www.who.int/publications/i/item/9241800011>)。

③ 例如, 美国哈佛大学公共卫生学院教授、中国健康项目主任 Winnie Yip 认为, 赤脚医生队伍建设是一个低成本、高收益的项目。她主张医疗卫生人员经过两三年的短期培训, 结合人工智能和大数据技术, 可以较好地缓解偏远农村地区医疗服务匮乏的问题。她将这类医疗卫生人员称为“21 世纪的赤脚医生” (资料来源:“Off the Cuff: 21st-Century Barefoot Doctors”, Harvard Public Health, Fall 2018, https://www.hsph.harvard.edu/magazine/magazine_article/off-the-cuff-barefoot-doctors/)。

分 (differences-in-differences, DID) 模型, 考察了赤脚医生队伍建设对个人健康状况的影响。结果表明, 个体幼年时期 (0—5 岁) 成长于赤脚医生数量较多的村庄, 会显著提高其在青少年时期和中老年时期的自评健康状况, 显著降低其在中老年时期患有慢性病的概率, 特别是会显著降低其患有呼吸类、消化类慢性病的概率。除了对个体健康状况具有长期积极影响, 我们还发现赤脚医生队伍建设能够显著降低孕妇妊娠失败的概率。个体健康状况与包括教育、就业、收入和财富等在内的一系列社会经济指标存在密切的关系 (Cutler 等, 2008)。为了更加全面地考察赤脚医生队伍建设在改善国民社会经济状况和福利水平方面的作用, 我们基于同样的模型框架来估计赤脚医生队伍建设对个体成年时期教育水平、劳动力供给、家庭收入、家庭财富和生活满意度的影响。我们发现, 个体幼年时期经历赤脚医生队伍建设能够显著降低其在成年时期由于健康原因终止工作的概率, 提高其家庭人均收入和人均财富水平, 降低家庭负债率, 提高生活满意度。这些研究发现表明基层医疗队伍建设能够通过改善居民的健康状况显著提高整体福利水平。

本文主要有以下两个方面的学术贡献。首先, 本文的研究为评估中华人民共和国成立后的前三十年基层医疗卫生队伍建设的成就提供了经验证据。尽管学术界普遍认为, 我国计划经济时期国民健康状况的改善对改革开放以来的经济增长产生了深远的积极影响 (Naughton, 2006; Heckman 和 Yi, 2012), 但是对计划经济时期国民健康状况改善背后的原因一直缺乏全面的考察。近年来, 有少量研究评估了计划经济时期的医疗卫生制度建设在改善国民健康方面的作用, 但是关注的主要是传染性疾病的防治。例如, 李楠和卫辛 (2017) 及林友宏 (2021) 分别考察了血吸虫病和疟疾的防治在促进人口增长和改善母婴健康方面的作用。本文考察 20 世纪六七十年代赤脚医生队伍建设对居民健康和福利状况的长期影响, 为评估我国计划经济时期医疗卫生事业发展的长期积极影响提供了重要的经验证据。其次, 越来越多的研究注意到个体生命早期的健康水平对成年时期的健康和社会经济状况存在显著的影响 (Almond 和 Currie, 2011; Currie 和 Almond, 2011; Currie 和 Vogl, 2013; Almond 等, 2018)。通过考察生命早期医疗卫生条件改善对个体健康和社会经济状况的长期影响, 本文的研究为这方面的文献补充了新的经验证据。

本文的研究发现具有重要的政策含义。赤脚医生队伍建设是我国特定时期农村基层医疗卫生队伍建设的创新实践, 通过评估赤脚医生队伍建设对居民健康和社会经济状况的长期影响, 本文验证了基层医疗卫生队伍建设在改善国民健康和提高国民福利水平方面的积极作用, 为进一步落实新医改“强基层”战略以及十九大报告关于“加强基层医疗卫生服务体系和全科医生队伍建设”的重要指示提供了学术支持。同时, 本文关于中华人民共和国成立早期卫生事业发展及其长期效应的研究可以为当前全球欠发达国家和地区提供“穷国办大卫生”的经验借鉴和决策支撑。

二、历史背景

中华人民共和国成立伊始, 医疗卫生事业千疮百孔、百废待兴。为服务工业化建设, 城镇地区率先建立了面向国企职工的劳保医疗制度和面向国家公务人员的公费医疗制度。在农村地区, 随着农业合作化进程的推进, 个别地方的农民开始自发兴办互助共济性质的合作医疗, 在一定范围内改善了农村医疗卫生条件 (张自宽, 1992)。但是, 由于国家总体医疗资源有限, 广大农村地区的医疗卫生服务供给长期处于较低水平。根据 1964 年原卫生部所做的统计, 尽管当时农村人口占全国总人口的比例超过 90%, 但是全国高级

卫生技术人员中仅有 31% 分布在农村地区，其中分布在县以下农村地区的人员占比仅有 10%；全国卫生事业费中用于农村的比例只有 27%，其中用于县以下农村地区的仅有 16%。^① 农村地区医疗卫生经费和人员投入的不足导致大量农村人口难以获取基本的医疗服务，“小病拖、大病扛、有病不医”的现象非常普遍。

针对农村卫生资源匮乏、卫生条件差的问题，中央政府自 20 世纪 50 年代起不断调动城市医疗卫生人员前往农村地区开展巡回医疗工作。1958 年 11 月，中央批转了原卫生部党组《关于动员城市医疗力量和医药卫生院校师生支援工矿、农村卫生工作的报告》，对下乡城市医务人员的具体工作作了部署。1965 年 1 月，毛泽东同志进一步做出组织城市高级医务人员下农村和为农村培养医生的指示，并于同年 6 月 26 日再次发出指示，要求“把医疗卫生工作的重点放到农村去”（姚力，2007）。巡回医疗人员在农村开展各项诊疗和宣传工作，为推动农村地区的爱国卫生运动、巩固合作医疗、培养基层医务人员起到了重要作用。但是，这种暂时性的、以城市救济农村的思路并未在农村建立稳固的医疗卫生网络，难以从根本上改变农村缺医少药、城乡之间医疗卫生资源悬殊的状况（杨念群，2003；李德成，2007）。这一时期，尽管由医疗队培养的农村不脱产、半医半农的卫生员数量有所上升，但其规模仍十分有限，无法满足广大农村人口的医疗需求。^②

1968 年 9 月，《红旗》杂志发表了关于上海市川沙县江镇公社培养赤脚医生的调查报告，第一次将当时的农村卫生员称为“赤脚医生”。这篇文章随后经毛泽东同志批示，于同年 9 月 14 日在《人民日报》刊载，赤脚医生很快成为当时的舆论热点（Zhang 和 Unschuld，2008；王绍光，2008）。自 1969 年起，各大报刊不间断地介绍赤脚医生的先进事迹与模范案例，地方各级政府也将培养赤脚医生列入重要日程，采取政治动员的办法大力推广和学习赤脚医生的实践经验，使得农村地区的赤脚医生队伍迅速发展壮大。^③ 到 1975 年，全国赤脚医生数量达到近 156 万人，充实了农村医疗卫生保障网的最基层组织。

赤脚医生受乡镇卫生院监督和指导，由生产大队直接管理，向公社和生产大队负责。他们一般经生产大队推荐，由县政府支持进行短则几十日，长则三个月或半年的集中短期培训以及此后持续的继续教育，然后回到所在生产大队一边参与生产劳动，一边为社员提供医疗卫生服务。他们掌握基础卫生知识，能科学地为产妇接生，诊治常见病、多发病，或者帮助疑难病症患者转诊至更高级别的医疗机构。赤脚医生虽然医术不高，但他们走乡串户、日夜出诊，可以使伤病患者就地获得及时的救治，实现“小病不出村”；加之他们普遍采用成本低廉的中草药，提高了农民看病吃药的可及性与可负担性（朱玲，2000）。除了提供基本医疗服务，作为卫生保障体系最基层的执行人，他们还承担着普及健康教育、宣传计生政策、除害灭病、“两管五改”等任务，为农村基本公共卫生服务

① 资料来源：《中共中央批转卫生部党委〈关于把卫生工作重点放到农村的报告〉》，中国经济网，2007 年 6 月 13 日，http://www.ce.cn/xwzx/gnsz/szyw/200706/13/t200701613_11732279.shtml。

② 1965—1967 年间，全国培养卫生员的数量约为 16 万名（黄永昌，1994）。

③ 以江西省为例，原江西省革委会为了贯彻中央的精神，在 1969 年初下发了《关于大力培训“赤脚医生”的决定》，要求“在两年内大力培训赤脚医生 15 万名，建立农村卫生网，彻底改变全省农村卫生面貌”，并提出了培养计划：“1969 年培训 6 万—8 万名，每个生产大队有 6—7 名赤脚医生，组成医疗服务组，建立农村卫生网，全面实行合作医疗制度。”（资料来源：李德成，《新中国前 30 年农村基层卫生人员培养模式探究》[J]，《当代中国史研究》，2010 年第 2 期，第 66—73 页）

的开展提供了切实依托。^①

值得一提的是，赤脚医生在保障我国农村地区妇幼健康方面起到的作用尤为突出。中华人民共和国成立初期，封建迷信思想和落后的卫生条件导致妇幼保健严重不足。由于产妇接生时缺乏必要的消毒和隔离措施，我国婴儿死亡率曾高达200‰，其中新生儿死于破伤风的比例占50%以上。^②麻疹、白喉、百日咳、肺炎、腹泻等传染病和常见病在婴幼儿中发病率高，反复发病或迁延不愈的情况在缺医少药的农村地区较为普遍，严重影响了儿童的生长发育和长期健康。^③在这一背景之下，赤脚医生通过在农村地区持续开展围产保健，普及新法接生，宣传妇女保健知识，保障了产妇与新生儿健康。至1980年，全国各县新法接生占接产总次数比例达到90.3%，农村婴儿死亡率下降至23.9‰，新生儿破伤风的风险得到基本控制。^④在儿童保健方面，赤脚医生掌握当地儿童的健康状况，通过执行计划免疫，防治急、慢性传染病，普及科学育儿知识，改善儿童营养等措施，有效降低了婴幼儿患病率与死亡率，提高了儿童健康水平。以北京市五种儿童多发传染病为例，从1951年至1978年，白喉、脊髓灰质炎、乙型脑炎、百日咳和麻疹的发病率分别下降了99.9%、97.2%、89.5%、87.0%和75.6%。^⑤

1978年以后，随着家庭联产承包责任制在全国范围内的推行，以人民公社为基础的农村医疗卫生体系走向衰落，基层医疗卫生组织人员不断流失，合作医疗制度逐步瓦解（张自宽等，1994；朱玲，2000；李卫平等，2003；张自宽等，2006）。1979年起，原卫生部通过考核方式规范医疗从业人员，并于1985年决定停止使用“赤脚医生”这个名称，凡经过考试、考核已经达到医生水平的，成为乡村医生；达不到医生水平的，都改称卫生员，基层医疗卫生事业从此进入新的发展阶段。

三、实证策略

我们参照分析早期干预的长期影响的相关文献（Duflo，2001；Chen和Zhou，2007；Havnes和Mogstad，2011；Sievertsen和Wüst，2017；Huang和Liu，2023），采用队列双

① “两管五改”中“两管”指水管和管粪，“五改”指改良水井、改良厕所、改良畜厩、改良炉灶和改良环境。自从为农村培养赤脚医生的经验在全国范围内广泛推广，赤脚医生在降低公共健康风险等方面发挥的作用在短期内迅速显现。例如，以扬州泰县疟疾防治为例，全县1973年发病率比1970年降低24%，“生病的社员，大部分可以就地得到治疗。到县医院看病的人逐年减少。到1973年，县医院每天的门诊量由1970年的一千一百人下降到二百五十人左右，住院病人也减少了一半”（资料来源：《赤脚医生茁壮成长——江苏省扬州地区的调查报告》，《人民日报》1974年6月27日04版）。

② 资料来源：《新中国预防医学历史经验（第四卷）》，人民卫生出版社，1990年。

③ 以小儿急性感染性腹泻为例，该疾病主要侵犯5岁以下的小儿，特别是2岁以下小儿发病率最高，病死率也最高。我国五六十年代曾发生小儿腹泻流行，病死率一度高达10%—15%（资料来源：《新中国预防医学历史经验（第四卷）》，人民卫生出版社，1990年）。

④ 地方性历史资料对赤脚医生在推广新法接生方面的作用也有不少详细阐述。例如，《华阴县志》记载：“本县民国三十五年（1946）举办过一期接生员培训班，学员92人，开始推行新法接生……但终因封建迷信影响，未能推广。妇女生育，全凭旧法接生，难产及产褥感染时有发生，新生儿破伤风死亡率高达20%……1969年，全县实现合作医疗制度，每个医疗站设1名女赤脚医生，分管妇幼工作。县卫生局每年都加强对女赤脚医生的培养，接生工作逐步由女赤脚医生接替。新法接生不断得到巩固。1979年新法接生率达99.7%，1982年达到100%，新生儿破伤风无一例发生。”

⑤ 资料来源：《中国卫生年鉴》（1983），人民卫生出版社，1983年。

重差分模型，估计个人幼年时期医疗卫生条件改善对健康和其他福利指标的长期影响。近年来，大量的理论和实证研究表明幼年时期（包含胚胎期）是个人健康和人力资本形成的关键阶段，这期间的政策干预或负面冲击对个人长期的社会经济状况和福利水平存在显著影响（Cunha 等，2006；Currie 和 Almond，2011；Currie 和 Vogl，2013；Almond 等，2018）。例如，在一项评估我国农村医疗保险制度的研究中，Huang 和 Liu（2023）发现个体在 0—5 岁时期被新农合政策覆盖会显著提高其在成年时期的健康水平。本文参考这一研究，将幼年时期定义为 0—5 岁，并通过估计式（1）考察个体幼年时期所在村庄的赤脚医生队伍建设对其成年时期健康状况和其他福利指标的长期影响^①：

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 P_j Young_{it} + X_i + \delta_j + \sigma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中， Y_{ijt} 是我们感兴趣的结果变量，包括出生于 t 年和村庄 j 的个体 i 的自评健康、慢性病患病情况、身高、日常活动能力、抑郁情绪等健康指标，以及教育、劳动供给、家庭人均收入和财富、生活满意度等其他反映福利水平的社会经济指标。我们按照样本村庄赤脚医生数量的中位数将村庄分为两组，并定义虚拟变量 P_j ，该变量取值为 1 时表示村庄 j 的赤脚医生数量大于样本村庄的中位数水平。^② $Young_{it}$ 表示个体 i 在赤脚医生队伍建设启动时的年龄是否小于等于 5 岁。如历史背景部分所述，赤脚医生政策在 1968 年末以后受到地方政府的大力推广，因此我们以 1969 年作为赤脚医生队伍建设的启动年份。根据这一定义，1964 年及之后年份出生的个体在其幼年期经历了赤脚医生队伍建设的影响， $Young_{it}$ 取值为 1。我们选取政策推行时已经 15—23 岁（即出生于 1946—1954 年）的个体作为对照， $Young_{it}$ 赋值为 0。^③ β_1 是我们感兴趣的模型参数，表示幼年期经历赤脚医生队伍建设相较于青年期的额外影响。由于现实中 15—23 岁人口的长期健康也可能受到赤脚医生的影响，因此 β_1 的估计值应该被视作幼年期经历赤脚医生队伍建设的真实效应的下限。^④ X_i 是个体特征变量，包括性别、父母受教育水平和兄弟姐妹数量； δ_j 和 σ_t 分别表示村庄固定效应和出生年份固定效应； ε_{ijt} 为随机干扰项。由于赤脚医生数量是在村层面计算的，我们将回归分析的标准误在村庄层面进行聚类。

在式（1）中，系数 β_1 捕捉到的是赤脚医生队伍建设对 0—5 岁年龄段人口（相对于对照组）的平均处理效应。为了系统反映赤脚医生队伍建设对各年龄段人口的影响以验证式（1）中处理组和对照组选择的合理性，我们根据现有文献的通常做法，估计如下动

① 除了 Huang 和 Liu（2023），本文也参考了 Currie 和 Almond（2011），以 0—5 岁度量幼年时期。著名经济学家 James Heckman 也认为 0—5 岁是早期干预回报率最高的阶段（资料来源：“Invest in Early Childhood Development: Reduce Deficits, Strengthen the Economy”，Heckman，<https://heckmanequation.org/resource/invest-in-early-childhood-development-reduce-deficits-strengthen-the-economy/>）。

② 在基准回归中，我们没有采用赤脚医生数量这一连续变量作为处理状态变量，这是由于新近有关 DID 估计的理论文献显示，在采用双向固定效应模型进行参数估计时，使用连续变量作为处理状态变量会导致估计量的经济含义和模型识别假设缺乏清晰的界定，使用 0—1 变量可以规避该问题（Callaway 等，2021）。

③ 我们对该对照组的出生年份区间进行前后调整，估计得到的结果和本文的基准结果是类似的。因篇幅所限，本文省略了相关结果，感兴趣的读者可在《经济科学》官网论文页面“附录与扩展”栏目下载，具体请见表 A2。

④ 在式（1）中我们并没有考虑赤脚医生队伍建设启动时处于 6—14 岁的个体。在给定健康干预的长期效应随着个人年龄的上升而递减的理论背景下，无论是将该组别纳入对照组还是处理组，均有可能导致我们对幼年时期经历赤脚医生队伍建设的长期效应的进一步低估。

态模型:

$$Y_{ijk} = \beta_0 + \sum_{k=1}^2 \beta_k P_j \times Group_{ik} + \sum_{k=4}^7 \beta_k P_j \times Group_{ik} + X_i + \delta_j + \sigma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

其中, $Group_{ik}$ 是指代个人在 1969 年是否属于第 k 个年龄段的虚拟变量。我们将 1946 年以后出生的人口按照 1969 年时所处的年龄段划分为 7 组: 18—23 岁、15—17 岁、12—14 岁、9—11 岁、6—8 岁、3—5 岁、2 岁及以下。^① 其中, 我们将属于 12—14 岁年龄段的人作为基准组。 β_k 衡量了相对于基准组, 赤脚医生队伍建设对于第 k 个年龄组人口的长期影响。倘若式 (1) 中处理组和对照组的选择是合理的, 我们应该预期指代 18—23 岁和 15—17 岁的系数估计值 (即 β_1 和 β_2) 不显著异于 0, 而指代 15 岁以下年龄组的系数估计值的量值会随着年龄的下降而增大。

四、数据与变量

本文所使用的数据来自中国健康与养老追踪调查 (CHARLS)。CHARLS 是由北京大学国家发展研究院负责开展的大型家户调查, 调查对象是全国 45 岁及以上老年人口。CHARLS 自 2011 年开展全国基线调查以来, 分别于 2013 年、2015 年、2018 年和 2022 年进行了追踪调查, 所获取的数据涵盖了详细的人口统计学信息和丰富的健康、教育、就业、收入、财富相关信息。^② 此外, CHARLS 还于 2014 年针对受访者开展了生命历程调查, 以回溯的形式收集了丰富的生命历程信息。

除针对家户的调查外, 2011 年 CHARLS 基线调查还进行了社区调查, 统计了社区当前和历史社会经济情况。针对农村社区 (即村庄), CHARLS 社区调查收集了各个村庄在 20 世纪 70 年代时赤脚医生的数量。我们以此作为村庄赤脚医生队伍建设情况的度量指标, 以反映早期农村基层医疗卫生队伍建设的基本情况。^③ 尽管 CHARLS 社区问卷的受访对象包含了村庄中若干熟悉村庄历史和当前社会经济情况的居民, 但是由于询问的是 20 世纪 70 年代的情况, 距离调查时点已经有近四十年的时间跨度, 受访者的回答不可避免地会存在一定程度的测量误差。为了验证赤脚医生数量的准确性, 我们使用 2014 年 CHARLS 生命历程调查的相关信息进行了两方面的交叉验证。第一, 生命历程调查询问了每位受访者第一次看病时接诊医生是否是赤脚医生。我们发现, 在 2011 年社区问卷记录 20 世纪 70 年代有赤脚医生的村庄, 受访者回答第一次看病时接诊医生为赤脚医生的比例为 27%; 在社区问卷记录没有赤脚医生的村庄, 该比例仅有 4%。这表明社区问卷受访者和家庭问卷受访者关于赤脚医生的回忆基本是一致的。第二, 我们发现, 家庭问卷受访者回答的其在 15 岁之前看病的难度, 以及社区问卷记录的调查时点村庄诊所数量与历史上村庄赤脚医生数量均高度相关 (见图 1)。换言之, 基于社区问卷受访者的回忆报告的村庄历史上的赤脚医生数量与村庄历史上的医疗服务可及性和当前村庄医疗卫生服务可及性均高度相关, 表明家庭问卷和社区问卷报告的历史信息和当前信息相一致。总

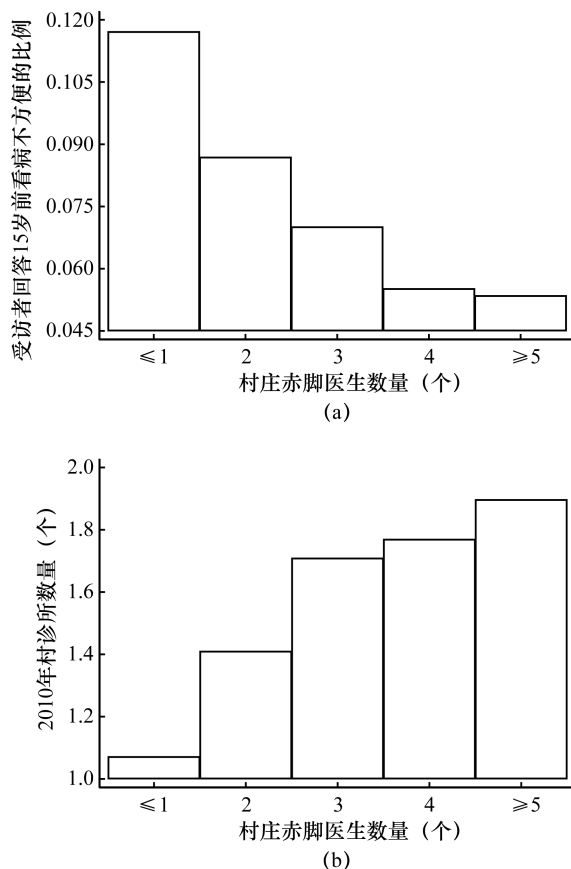
① 按照年龄段进行分组是为了保证每一组中有充足的观测值, 从而提高系数估计的精确度。

② 关于 CHARLS 的详细介绍, 可以参见 <https://charls.charlsdata.com/index/zh-cn.html>。

③ 对样本村庄赤脚医生数量分布情况的展示请见《经济科学》官网“附录与扩展”。在按照中位数进行分组后, 赤脚医生数量小于等于中位数的村庄中赤脚医生平均数量为 1.55, 而赤脚医生数量大于中位数的村庄中赤脚医生平均数量为 4.12。

结而言，尽管我们无法排除村庄赤脚医生数量存在测量误差问题，但是在反映村庄医疗卫生资源的可及性方面，赤脚医生数量这一变量是可靠的。^①

图1 赤脚医生与农村医疗资源可及性



资料来源：中国健康与养老追踪调查 2011 年社区问卷调查和 2014 年生命历程调查。

我们关注的结果变量主要包括健康状况和一些重要的社会经济福利指标。在健康方面，我们同时考察了个人自评健康、慢性病患病情况、身高、活动能力障碍和抑郁情绪，涵盖了从客观健康指标到主观健康指标、从身体健康到精神健康等多个维度。其中，个人自评健康变量包括调查时点的自评健康和受访者报告的其在 15 岁之前的自评健康。15 岁之前的自评健康状况可以用于考察幼年时期所在地医疗卫生条件的改善对健康的中短期影响，调查时点即中老年时期的自评健康可以用于考察长期健康效应。CHARLS 调查覆盖的慢性病包括个人是否患高血压、糖尿病、肺部疾病（肺炎等）、胃部疾病、哮喘等在内的共 14 项常见慢性疾病。我们以受访者是否被诊断患有其中至少一项慢性病作为个人慢性病患者情况的度量指标。同时，我们也分别针对每一种慢性病的患病情况做了

① 根据《中国卫生年鉴》（1983），1982 年时全国共有赤脚医生 1 348 784 名，每个生产大队（村）一般有 1—3 名赤脚医生，平均每个村赤脚医生数量大概为 2.2 名。在 CHARLS 数据中，有 1—3 名赤脚医生的村庄占样本村庄的比例为 75.17%，村庄平均的赤脚医生数量为 2.776。这些数字和历史资料中的统计较为一致，进一步说明了 CHARLS 数据的可靠性。

分析。活动能力障碍变量根据受访者日常活动能力（ability of daily living, ADL）和辅助日常活动能力（instrumented ability of daily living, IADL）表现构建，其中 ADL 指个人在一系列日常活动中是否存在障碍，IADL 指个人在完成一系列需要使用辅助工具、较为复杂的活动中是否存在障碍。抑郁情绪变量根据一组基于流调中心抑郁量表（CES-D）所设计的问题构建。除了对个体健康状况的考察，我们利用 2014 年 CHARLS 生命历程调查中的怀孕史信息分析了赤脚医生队伍建设对孕妇妊娠结果（活产/流产/死产）的影响。婴幼儿死亡率是衡量卫生事业发展状况的一项重要指标，通过考察赤脚医生队伍建设对孕妇妊娠结果的影响，可以更加全面地评估基层医疗卫生队伍建设在促进卫生事业发展方面的作用。

除健康以外，我们还考察了个人幼年时期所在村庄的赤脚医生队伍建设对其成年时期的受教育水平、就业与劳动力供给、家庭收入、家庭财富和负债，以及生活满意度等方面的影响。其中，教育、就业、收入和财富水平是反映个人社会经济状况的重要指标，生活满意度则刻画了个人主观福利水平。^① 我们的样本数据主要来自 CHARLS 的 2011 年全国基线调查数据和 2014 年生命历程调查数据；同时，为了扩充样本，我们补充了 2013 年、2015 年和 2018 年追踪调查中的新增受访者。^② 具体而言，当考察的因变量为调查时点状况时，我们使用 CHARLS 全国调查数据；当考察的因变量为历史信息时，例如受访者是否曾因健康原因中断学业、休学、停止工作等，我们使用 2014 年生命历程调查数据。根据前文的实证设定，我们保留了 1946—1954 年、1964 年及以后出生的受访者，并对出生地不在本村的受访者进行了剔除。^③

五、基层医疗队伍建设与个人健康

（一）基准结果

表 1 汇报了基于式（1）估计的赤脚医生队伍建设对个人健康的影响。结果显示，幼年时期经历赤脚医生队伍建设显著提高了个人的自评健康水平，改善了慢性病的患病情况。具体而言，相比于对照组人群，居住在赤脚医生数量较多的村庄中且赤脚医生队伍建设启动时小于等于 5 岁的人群，调查时自评健康高 0.113，15 岁自评健康高 0.172，慢性病的患病概率低 10.2 个百分点，分别相当于对照组均值的 3.8%、5.4% 和 15.2%。但是，幼年时期的赤脚医生队伍建设对个体成年时期的身高、日常活动能力和抑郁情绪等没有统计上显著的影响。

表 1 的结果展示了赤脚医生队伍建设在促进国民健康方面的重要作用，同时也反映出其中可能的作用机制是赤脚医生对婴幼儿常见疾病的及时防治阻止了这些疾病最终演变为慢性病。正如我们在历史背景部分所述，中华人民共和国成立初期，麻疹、白喉、百日咳、肺结核、痢疾等疾病在婴幼儿群体中发病率较高，这些疾病的反复发作或者迁

① 本文使用的所有变量的详细定义和描述性统计请见《经济科学》官网“附录与扩展”中表 A1。

② 我们在回归中控制了调查年份固定效应，从而排除个体调查时点的不同对估计结果的影响。仅使用基线调查样本所得到的结果与本文汇报的结果基本一致。

③ 为了保证个人在赤脚医生队伍建设启动时所居住的村庄和调查时所居住的村庄相一致，本文剔除了发生跨村流动的受访者。

延不愈容易演变成为呼吸道和消化道的在长期慢性疾病。^① 为了进一步验证赤脚医生队伍建设在儿童常见疾病防治方面的作用，我们利用 CHARLS 数据中 14 类慢性病的诊断数据，逐一估计赤脚医生队伍建设对每一种慢性病患病概率的影响。

表 1 赤脚医生队伍建设对于个人健康的影响

变 量	自评健康 (1)	15 岁自评健康 (2)	慢性病 (3)	身 高 (4)	活动障碍 (5)	抑 郁 (6)
$P_j \times Young_i$	0.113** (0.054)	0.172** (0.072)	-0.102*** (0.029)	0.028 (0.384)	0.008 (0.026)	-0.152 (0.385)
控制变量	是	是	是	是	是	是
村庄固定效应	是	是	是	是	是	是
出生年份固定效应	是	是	是	是	是	是
调查年份固定效应	是	是	是	是	是	是
对照组均值	2.946	3.205	0.672	160.780	0.273	8.402
样本量	4772	4708	4765	4305	4872	4749
R^2 值	0.172	0.164	0.177	0.525	0.173	0.176

注：所有回归都控制了性别、父母受教育水平、兄弟姐妹数量、村庄固定效应、出生年份固定效应和调查年份固定效应；对照组均值指样本中政策推行时 15—23 岁个体的被解释变量均值；括号内为在村庄层面聚类的稳健标准误；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著；后同。

表 2 估计结果显示，相比于对照组人群，居住在赤脚医生数量较多的村庄中并且赤脚医生队伍建设启动时小于等于 5 岁的人群，确诊患有肺部疾病、胃部疾病和哮喘的概率分别下降了 3.7、6.3 和 3.2 个百分点。同时，赤脚医生队伍建设也显著降低了个人血脂异常的概率。^② 然而，必须指出的是，对于恶性肿瘤、肝脏疾病、心脏病、精神疾病等诊治难度较高、受基因遗传影响较大的疾病，以及关节炎等与劳动强度、气候环境关联更为紧密的疾病，我们并未发现赤脚医生队伍建设在改善这些疾病状况方面发挥了显著作用。这表明，尽管赤脚医生在防治常见病、多发病以及保障婴幼儿健康方面发挥了重要作用，但由于其培训相对简单、医术水平有限，其作用也存在一定的局限性。总体而言，我们针对各类慢性病患病情况的估计结果与历史上赤脚医生在特定领域的贡献基本吻合。

表 2 赤脚医生队伍建设对于各类慢性病患病情况的影响

变 量	高血压 (1)	血脂异常 (2)	糖尿病 (3)	恶性肿瘤 (4)	肺部疾病 (5)	肝脏疾病 (6)	心脏病 (7)
$P_j \times Young_i$	-0.039 (0.024)	-0.052*** (0.018)	-0.012 (0.014)	0.004 (0.005)	-0.037** (0.017)	-0.006 (0.011)	0.003 (0.016)
对照组均值	0.241	0.082	0.059	0.006	0.120	0.040	0.093
样本量	4517	4596	4677	4737	4666	4690	4653
R^2 值	0.125	0.104	0.073	0.069	0.110	0.073	0.144

① 在全球范围内，肺炎、腹泻、疟疾等疾病也是造成 5 岁以下儿童死亡的主要病因。根据 Black 等 (2010) 的综述研究，全球五岁以下儿童死亡病例中有 68% 死于传染病，其中，占比最高的几项病因分别是肺炎 (18%)、腹泻 (15%) 和疟疾 (8%)。而来自孟加拉国、尼泊尔、印度等多个国家和地区的研究发现，社区卫生工作者及其提供的基础医疗卫生服务对于降低这些疾病致死率、抑制疾病传播的成效十分显著 (Perry 等, 2014)。

② 血脂异常的病因之一是不科学的饮食习惯，例如大量进食碳水化合物、高脂肪饮食、酗酒或者厌食和非常低脂肪的饮食。因此，赤脚医生降低个人血脂异常概率的可能原因是其对健康知识的宣传促使个人养成良好的饮食习惯。

(续表)

变 量	中 风 (8)	肾脏疾病 (9)	胃部疾病 (10)	精神疾病 (11)	记忆疾病 (12)	关节炎 (13)	哮 喘 (14)
$P_j \times Young_{it}$	-0.003 (0.008)	0.004 (0.013)	-0.063** (0.025)	0.003 (0.006)	0.001 (0.007)	-0.023 (0.027)	-0.032*** (0.010)
对照组均值	0.025	0.068	0.229	0.013	0.016	0.345	0.041
样本量	4732	4681	4510	4730	4732	4453	4718
R^2 值	0.073	0.091	0.139	0.074	0.078	0.210	0.082

(二) 稳健性检验

在此，我们对表1和表2中所发现的赤脚医生显著提高个人自评健康、降低慢性病患病概率的结果进行五个方面的稳健性检验。^①

第一，在使用连续变量作为处理状态变量时，DID估计结果的经济含义较为复杂，且需要较强的识别假设（Callaway等，2021），因此我们在基准回归中选用赤脚医生数量是否大于样本村庄中位数这一虚拟变量来构建模型。为了验证结果的稳健性，表3面板1汇报了以赤脚医生数量作为处理状态变量的系数估计值，该结果与使用虚拟变量衡量赤脚医生数量得到的结果一致。

第二，个人可利用的医疗资源量不仅仅取决于赤脚医生的数量，同时取决于村庄人口。^②有鉴于此，我们根据2011年CHARLS社区问卷中统计的村庄2010年的人口总量计算人均赤脚医生数，按其中位数对村庄进行分组，并对式（1）中的 P_j 重新赋值。表3面板2汇报的估计结果与基准结果非常类似。

第三，DID估计结果的可靠性依赖于同时期不存在其他干扰性政策。在全国各地培养赤脚医生、建设基层医疗队伍的同时期内，最为重要的干扰性政策是知青“上山下乡”。根据Chen等（2020）的研究，“上山下乡”政策显著改善了农村人口的教育水平，而教育水平的提高会促进个人健康（Cutler和Lleras-Muney，2006）。同时，根据史料记载，知青是赤脚医生群体的重要来源。^③因此，我们有必要在评估赤脚医生的长期效应时剔除“上山下乡”政策的影响。利用2011年CHARLS社区问卷中知青的相关信息，我们构造了“村庄是否接收知青”这一虚拟变量，并将其与个人出生年份固定效应进行交乘，控制在式（1）中。这种控制方法允许知青对不同年份的出生人口产生异质性的影响。除此以外，我们还额外控制了个人出生当年村庄是否已经执行计划生育政策，个人5岁及之前村庄是否实施家庭联产承包责任制、是否有独立的仅供自家人使用的厕所、是否开始使用冲水厕所、是否开始使用清洁的自来水、是否通电、是否开始使用清洁能

① 事实上，我们对文中选取的所有健康指标均进行了稳健性检验。在部分回归设定中，可以发现赤脚医生队伍建设降低了个人活动障碍和抑郁的概率。但由于这些结果并不稳健，因此文中未作汇报。

② 在基准回归中我们没有按照人均赤脚医生数量对村庄进行分组的原因在于两个方面。第一，CHARLS在2011年的社区问卷中仅统计了调查前两年的村庄人口。倘若赤脚医生通过降低人口死亡率、提高婴儿存活率等渠道影响到村庄的长期人口数量，那么用调查时村庄人口对赤脚医生数量进行标准化会给估计带来内生性问题。第二，20世纪六七十年代到CHARLS调查年份期间，村庄可能经历合并或者拆分，导致当前人口数量无法准确反映当年的人口数量。除了使用人均赤脚医生数量进行稳健性检验，我们也采用了在回归方程中引入村庄人口数与个人出生年份固定效应的交乘项的方式来控制不同村庄人口规模的差异，所得到的估计结果与基准结果是一致的。

③ 例如，《廊坊市志》记载“知识青年……任赤脚医生506人”；《运城地区志》记载“上山下乡的知识青年中……400多人成为农村的‘赤脚医生’”。

源做饭或采暖、是否经历自然灾害或传染病以及村庄政策前的医疗条件与个人出生年份固定效应的交乘项等变量，以排除同时段内其他制度变革、公共政策以及突发事件的干扰。^① 表3 面板3 汇报的估计结果与基准结果是相一致的。

第四，村庄和个人层面的数据允许我们控制更严格的县×出生年份固定效应。这种方法可以有效地排除县之间的差异（例如三年困难时期等）给估计带来的偏误。表3 面板4 展示的系数估计值大于基准回归，表明引入更严格的控制反而加强了本文的结论。

第五，上述分析所使用的样本限定在出生于本村的受访者，但在现实中有一定比例的个体由于迁出了出生村庄从而没有被 CHARLS 调查所覆盖。倘若个人迁移行为与其健康状况相关，那么由此产生的样本选择问题可能导致我们对于赤脚医生健康效应的估计偏误。^② 为了处理这一问题，我们利用 2011 年 CHARLS 村庄问卷中统计的人口及劳动力迁移的信息，大致度量了各村庄人口迁出的情况。^③ 具体地，我们首先基于村庄问卷中询问的“2000 年以来，一共有多少户永久性地迁出了本村？”这一问题，在保证观测值数量相当的前提下，将样本村庄划分为“有永久迁出户的村庄”和“无永久迁出户的村庄”两类，并在两类村庄中分别估计了基准回归方程。除此以外，为了进一步考虑人口流出但户口未迁出的情况，我们按照有本村户口但不在本村常住的家户数和永久迁出的家户数之和占有本村户口的家户总数的比例定义村庄的迁出率，并按照迁出率的中位数将样本村庄分为两类，在两类村庄中分别估计了基准回归方程。由于分组回归的样本量明显小于基准回归，因此部分系数估计的精确度和显著性有所下降。但总体而言，所有系数的方向和基准结果均是一致的，且通过不同组别间估计结果的比较，并没有明显的证据表明人口迁出会导致对于赤脚医生队伍建设健康效应的系统性高估或低估。

表3 稳健性检验

变 量	自评健康 (1)	15岁 自评健康 (2)	慢性病 (3)	血脂异常 (4)	肺部疾病 (5)	胃部疾病 (6)	哮 喘 (7)
面板 1: 赤脚医生数量连续变量							
$Doctor_j \times Young_{it}$	0.025*	0.027	-0.025***	-0.017***	-0.007	-0.016**	-0.007**
	(0.014)	(0.023)	(0.009)	(0.006)	(0.005)	(0.007)	(0.003)
对照组均值	2.946	3.205	0.672	0.082	0.120	0.229	0.041
样本量	4772	4708	4765	4596	4666	4510	4718
R^2 值	0.171	0.163	0.177	0.105	0.110	0.139	0.081
面板 2: 人均赤脚医生							
$P_j \times Young_{it}$	0.104*	0.160**	-0.112***	-0.051***	-0.045***	-0.063**	-0.030***
	(0.054)	(0.072)	(0.029)	(0.018)	(0.017)	(0.025)	(0.010)
对照组均值	2.946	3.205	0.672	0.082	0.120	0.229	0.041
样本量	4772	4708	4765	4596	4666	4510	4718
R^2 值	0.172	0.164	0.178	0.104	0.111	0.139	0.081

① 为了度量各村庄在赤脚医生政策前的医疗条件，我们基于 CHARLS 生命历程调查数据，在村庄层面上计算了对照组（即政策时 15—23 岁）人群在其 15 岁之前看病不方便的比例。

② 例如，倘若健康水平更高的个体迁出村庄的概率更高，那么这可能导致本文低估赤脚医生队伍建设对于个人健康的促进作用。

③ 相关结果请见《经济科学》官网“附录与扩展”中表 A3。

(续表)

变量	自评健康 (1)	15岁 自评健康 (2)	慢性病 (3)	血脂异常 (4)	肺部疾病 (5)	胃部疾病 (6)	哮喘 (7)
面板 3: 控制干扰性政策							
$P_j \times Young_{it}$	0.091 (0.058)	0.134* (0.077)	-0.116*** (0.033)	-0.050** (0.020)	-0.040** (0.018)	-0.075*** (0.027)	-0.031*** (0.011)
对照组均值	2.958	3.216	0.676	0.084	0.119	0.235	0.041
样本量	4035	3995	4020	3875	3935	3809	3983
R ² 值	0.192	0.179	0.194	0.120	0.116	0.153	0.097
面板 4: 控制县×出生年份固定效应							
$P_j \times Young_{it}$	0.190** (0.087)	0.235** (0.115)	-0.104*** (0.057)	-0.072** (0.035)	-0.083*** (0.030)	-0.102** (0.047)	-0.031 (0.020)
对照组均值	2.946	3.205	0.672	0.082	0.120	0.229	0.041
样本量	4772	4708	4765	4596	4666	4510	4718
R ² 值	0.489	0.495	0.486	0.476	0.439	0.457	0.437

注：面板 1 中 $Doctors_j$ 表示村庄 j 赤脚医生数量；面板 2 中 P_j 按照村庄人均赤脚医生数量是否大于样本中位数进行赋值；面板 3 中额外控制了“村庄是否接收知青”这一变量与出生年份固定效应的交乘项，以及个人出生当年村庄是否已经执行计划生育政策，个人 5 岁及之前村庄是否实施家庭联产承包责任制、是否有独立的仅供自家人使用的厕所、是否开始使用冲水厕所、是否开始使用清洁的自来水、是否通电、是否开始使用清洁能源做饭或采暖、是否经历自然灾害或传染病以及村庄政策前的医疗条件与个人出生年份固定效应的交乘项等变量；面板 4 中额外控制了县×出生年份固定效应。

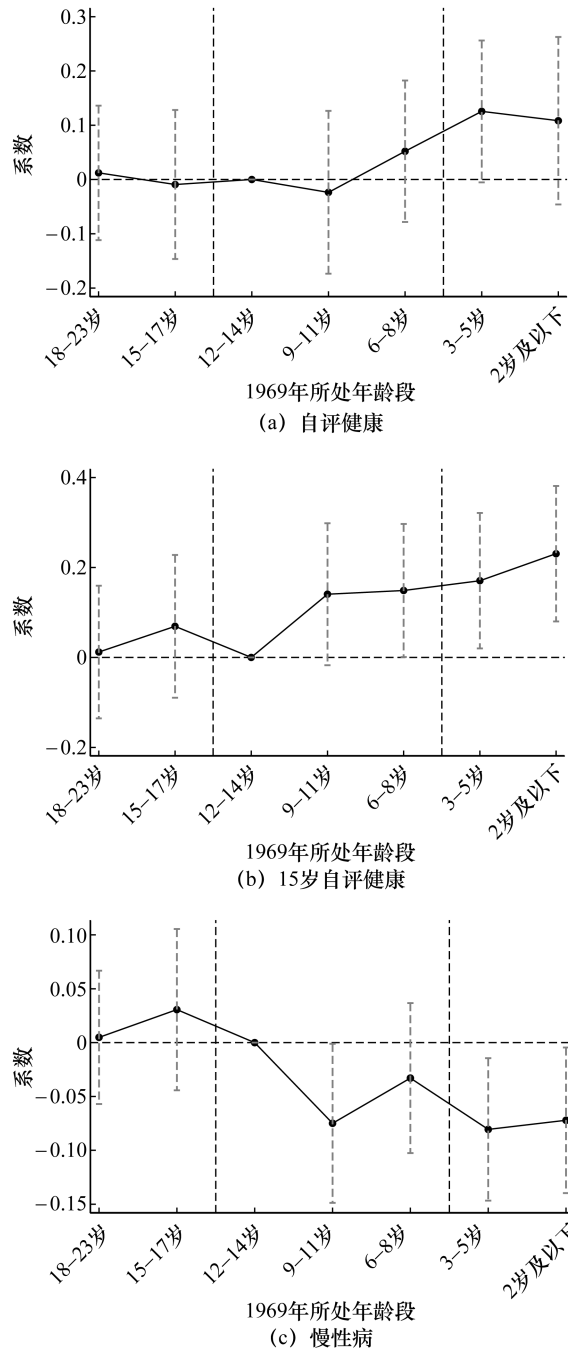
(三) 动态 DID 估计

我们进一步基于式 (2) 的动态 DID 模型估计赤脚医生队伍建设对于不同出生年份人口健康水平的影响。图 2 汇报了以自评健康、15 岁自评健康和慢性病为被解释变量的系数估计结果。可以发现，相较于基准组，政策推行时已经 15 岁及以上的人口的长期健康状况受到赤脚医生队伍建设的影响接近于零，且统计上并不显著。这表明我们在式 (1) 中选择 15 岁及以上的人口作为对照组是合适的。^① 随着政策推行时个人年龄的降低，赤脚医生队伍建设对个体健康的促进作用开始显现。值得注意的是，赤脚医生队伍建设对政策推行时 5 岁及以下人口的健康促进作用最为明显且稳健，这支持了以 0—5 岁作为政策影响关键时期的做法。^②

① 图 2 中所展示的指代 15—17 岁和 18—23 岁的系数估计值接近于零相当于验证了队列双重差分估计的事前平行趋势假设。此外，我们在式 (2) 的基础上额外引入 1969 年时已经 24—30 岁的组别，延长了可供估计的事前趋势，相关结果请见《经济科学》官网“附录与扩展”中图 A2。结果再次表明，相较于基准组，政策推行时已经 15 岁及以上的人口的长期健康状况受到赤脚医生队伍建设的影响并不显著，进一步验证了本文队列双重差分估计的合理性。

② 图 2 (b) 显示，个人在 6—11 岁（少年期）经历赤脚医生队伍建设能够显著促进其 15 岁自评健康。因为以 15 岁自评健康为被解释变量的结果反映的是赤脚医生队伍建设对个人健康的短期影响，因此图 2 (b) 的结果说明个人在幼年期或少年期经历赤脚医生队伍建设后，其健康水平在短期之内均有所改善。但由于幼年期的健康水平对个人长期健康的影响更大，因此当我们在图 2 (a) 中以调查时点自评健康作为被解释变量时，仅观察到 0—5 岁经历赤脚医生队伍建设对自评健康有显著的促进作用。

图2 不同年龄经历赤脚医生队伍建设的健康效应



注：图中报告的是式(2)的估计系数和对应的90%水平的置信区间；两条竖虚线标注了基准回归所使用的样本出生年份的阈值。

六、基层医疗队伍建设的其他效应

(一) 孕妇妊娠结果

正如历史背景部分所述，推行新法接生、保障妇幼健康是以赤脚医生为代表的农村

基层卫生人员工作的重要内容。而“胎儿起源”假说以及由此引发的大量研究表明，胎儿时期的健康状况对个人的长期发展存在重要影响（Almond, 2006；Almond 和 Currie, 2011；Daysal 等, 2015；Sievertsen 和 Wüst, 2017；林友宏, 2021）。因此，我们接下来考察基层医疗卫生队伍建设对孕妇妊娠结果的影响。这一考察不仅有助于我们更加全面地评估基层医疗卫生队伍建设的收益，也为我们进一步理解赤脚医生改善个人长期健康的作用机制提供了新的视角。

我们基于式（3）来估计赤脚医生队伍建设对于孕妇妊娠结果的影响：

$$y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 P_j \times T_{it} + X_i + Z_{ijt} + \delta_j + \sigma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

其中， y_{ijt} 指代村庄 j 的孕妇 i 在年份 t 的妊娠结果。参考林友宏（2021），妊娠结果为流产或者出生死亡时 y_{ijt} 取值为 1，活产取值为 0。 P_j 是指代村庄 j 的赤脚医生数量是否大于样本村庄的中位数水平的虚拟变量； T_{it} 是指代妊娠年份是否在 1969 年之后的虚拟变量； X_i 包括孕妇的父母受教育水平和兄弟姐妹数量； Z_{ijt} 是表示孕妇妊娠时村庄是否已经实施计划生育的虚拟变量，用于排除同时期生育政策的干扰； δ_j 和 σ_t 分别为村庄和妊娠年份固定效应； ε_{ijt} 为随机干扰项。表 4 第（1）列的估计结果表明，在赤脚医生较多的村庄中，政策推行后孕妇妊娠失败的概率下降了 2.4 个百分点，相当于在对照组均值（即 1969 年之前妊娠失败平均概率）的水平上下降了 57.1%。^① 第（2）列和第（3）列将妊娠失败的原因进一步区分为死产和流产，结果发现赤脚医生队伍建设使死产和流产的概率分别下降了 0.9 和 1.3 个百分点。^② 图 3 进一步展示了赤脚医生队伍建设影响妊娠失败概率的动态效应。在 1969 年之前，估计系数在零值上下波动，且统计上不显著，满足事前平行趋势；在 1969 年之后，估计系数始终为负，验证了赤脚医生在改善妊娠结果方面的显著作用。

表 4 赤脚医生队伍建设对于孕妇妊娠结果的影响

变 量	妊娠失败 (1)	死 产 (2)	流 产 (3)
$P_j \times T_{it}$	-0.024** (0.011)	-0.009* (0.005)	-0.013 (0.010)
控制变量	是	是	是

① 正如历史背景部分所介绍的，中华人民共和国成立初期，由于接生过程中缺乏必要的消毒和隔离措施，新生儿因破伤风死亡的风险很高。而赤脚医生队伍的建设使得围产保健、新法接生快速推广，大大降低了产妇流产和新生儿破伤风的概率。在国际上，基层医疗卫生服务供给对于产妇和新生儿的健康同样有比较显著的促进作用。例如，Kose 等（2022）研究发现美国社区医疗服务站（Community Health Centers）的设立使得婴儿低体重的概率下降了 9%—16%。在另一项于乌干达开展的加强对基层医疗人员监督的实验研究中，Björkman 和 Svensson（2009）发现仅在该实验开展的一年内，5 岁以下婴儿死亡率便下降了 33%。

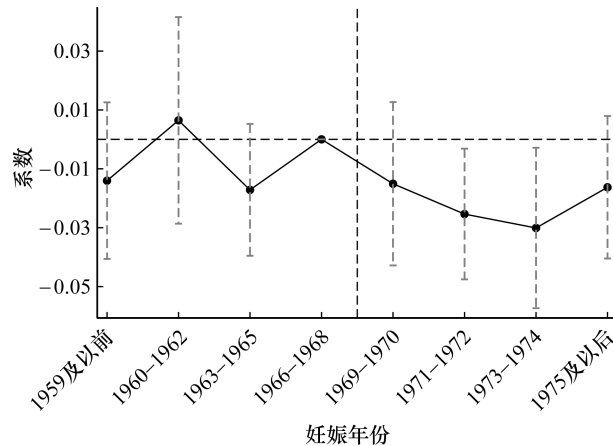
② 由于数据中有一部分妊娠失败的受访者没有汇报失败的原因（死产或流产），因此表 4 第（2）列和第（3）列的系数估计值相加不等于第（1）列的系数估计值。需要额外注意的是，赤脚医生可能通过改善孕妇的妊娠结果进而影响到她们的长期健康，这会导致前文健康效应估计设定中的部分对照组个体受到赤脚医生队伍建设的影响，从而引起估计偏误。为了缓解这一担心，我们分析了赤脚医生队伍建设对男性和女性健康的影响，相关结果请见《经济科学》官网“附录与扩展”中表 A4。由于剔除了由于婚嫁等原因而跨村流动的受访者，因此分样本回归时女性样本的观测值数量较少，系数估计的精确度较低。但总体而言，分样本估计的系数量值与基准估计较为相似，说明赤脚医生队伍建设同时提高了男性和女性的健康水平。

(续表)

变 量	妊娠失败 (1)	死 产 (2)	流 产 (3)
村庄固定效应	是	是	是
妊娠年份固定效应	是	是	是
对照组均值	0.042	0.012	0.029
样本量	7 192	7 192	7 192
R^2 值	0.061	0.044	0.060

注：所有回归均控制了孕妇的父母受教育水平、兄弟姐妹数量、妊娠时村庄是否已经实施计划生育政策，以及村庄固定效应和妊娠年份固定效应；对照组均值指样本中 1969 年之前妊娠结果的均值。

图 3 赤脚医生队伍建设改善妊娠结果的动态效应



注：图中报告的是 P_j 与指代不同妊娠年份虚拟变量的交乘项的系数估计值和对应的 90% 水平的置信区间；妊娠年份将 1966—1968 年作为基准组。

(二) 其他个人经济社会状况

由健康变化所带来的个人社会经济状况的变化也是评估公共卫生政策的重要角度。Baird 等 (2016) 通过肯尼亚小学蛔虫防治实验发现，个人早期健康状况的改善显著提高了受教育水平和从事非农就业的概率。Bleakley (2010) 研究了美国、巴西、哥伦比亚、墨西哥等国家的疟疾防治政策，发现政策推行之后出生的人口相较于早年出生人口的收入水平显著更高。因此，我们参照上述文献，估计赤脚医生队伍建设对个人教育、就业、劳动供给、收入、财富和主观福利的长期影响，进一步考察由健康改善带来的经济社会后果，从而能够更加全面地认识基层医疗队伍建设在改善国民社会经济状况和福利水平方面的作用。

1. 教育

表 5 报告了基于式 (1) 估计的赤脚医生队伍建设对教育的影响。我们以是否是文盲和受教育年限两个变量度量个人的最终教育完成程度。第 (1)、(2) 列的结果表明，个人幼年时期所在村庄赤脚医生数量的增加在降低其是文盲的概率、提高受教育年限方面存在积极作用，但影响程度较小，在统计上不显著。除了教育完成情况，CHARLS 生命历程调查中的教育历史数据记录了受访者由于健康原因中断学业或休学的信息。基于此，第 (3)、(4) 列的估计结果显示，在赤脚医生较多的村庄中，政策推行时处于幼年期的个体在受教育期间曾由于健康原因中断学业一学期以上的概率降低了 1.5 个百分点，估计结果在统计上边缘显著 (p 值 = 0.107)。

表5 赤脚医生队伍建设对教育的影响

变 量	文 盲 (1)	受教育年限 (2)	由于健康原因	
			休学一个月以上 (3)	中断学业一学期以上 (4)
$P_j \times Young_{it}$	-0.007 (0.027)	0.023 (0.262)	-0.004 (0.016)	-0.015 (0.009)
对照组均值	0.234	4.663	0.055	0.014
样本量	4 173	4 173	3 713	3 701
R^2 值	0.297	0.331	0.075	0.095

注：第(3)、(4)列回归所用样本数据来自2014年CHARLS生命历程调查，故无须控制调查年份固定效应。

2. 就业与劳动供给

表6报告了基于式(1)估计的赤脚医生队伍建设对个人就业和劳动供给的影响。参考Baird等(2016)，我们首先估计了赤脚医生队伍建设对个人非农就业的影响。由于样本中曾经有过非农就业的受访者在调查时点可能已经退休，因此第(1)列和第(2)列估计的是赤脚医生对个人是否曾经有过非农工作以及第一份工作是否是非农工作的影响。由于本文样本中大多数受访者第一份工作的时间在20世纪八九十年代，从事农业劳动的人占绝大多数(83.3%)，因此我们没有观察到赤脚医生对个人非农就业的显著影响。第(3)–(5)列进一步研究了赤脚医生队伍建设对个人劳动供给的影响。我们发现，赤脚医生队伍建设显著减少了个人因病旷工的情况，使得个人曾经由于健康原因停止工作一个月以上的概率下降了5.8个百分点、停止工作一年以上的概率下降了3个百分点、上年停止工作的天数下降了5.138天，分别相当于对照组均值的27.6%、61.2%和32.4%。

表6 赤脚医生队伍建设对就业和劳动供给的影响

变 量	非农工作 (第一份) (1)	非农工作 (曾经) (2)	由于健康原因停止工作		
			一个月以上 (曾经) (3)	一年以上 (曾经) (4)	天数 (上年) (5)
$P_j \times Young_{it}$	-0.016 (0.029)	-0.008 (0.031)	-0.058** (0.025)	-0.030* (0.016)	-5.138* (2.829)
对照组均值	0.097	0.461	0.210	0.049	15.863
样本量	4 259	4 260	4 266	3 603	4 085
R^2 值	0.197	0.288	0.084	0.115	0.096

注：第(1)–(3)列回归所用样本数据来自2014年CHARLS生命历程调查，故无须控制调查年份固定效应。

3. 财富、收入、负债和主观福利

表7报告了基于式(1)估计的赤脚医生队伍建设对家户人均财富和收入、个人收入、负债以及生活满意度的影响。^①第(1)列估计结果表明，农村基层医疗卫生队伍建

① 家户收入、财富变量观测值较少的原因有三点：第一，由于CHARLS第三、第四轮调查搜集收入、财富信息的提问方式和统计口径与此前有较大差异，本文只使用了前两轮调查的数据，未在前两轮调查中被访问的受访者占全样本的19.18%；第二，由于同一家户内的受访者具有相同的家户收入、财富值，因此我们只保留家户中的财务受访者（熟悉家庭财务状况并回答家户问卷的人）；第三，家户收入和财富的变量缺失比例分别为24.86%、32.85%。

设对家户财富积累存在显著的积极影响。相对于赤脚医生数量小于中位数的村庄，赤脚医生数量大于中位数的村庄中处理组较之对照组家户人均财富水平提高了约一倍，系数估计值在10%的水平上统计显著。对此可能的解释是，健康改善一方面提高了个人收入能力，另一方面减少了因病借债情况的发生，从而促进了家户财富的长期积累。表7第(2)—(4)列检验了这一猜想，幼年时期居住地赤脚医生队伍建设使得个人第一份工作的年均收入显著提升30.1%，使家户过去一年人均收入显著提升64.4%，并使个人负债的概率下降6.1个百分点。第(5)列中，我们以个人对生活满意度的评价来度量主观福利，结果表明幼年时期经历赤脚医生队伍建设对个人主观福利有十分显著的提升作用。

表7 赤脚医生队伍建设对财富、收入、负债和主观福利的长期影响

变 量	家户人均财富 (1)	家户人均 年收入 (2)	个人第一份 工作年均收入 (3)	负 债 (4)	生活满意度 (5)
$P_j \times Young_{it}$	1.082* (0.562)	0.644** (0.326)	0.301* (0.161)	-0.061** (0.026)	0.138*** (0.051)
对照组均值	8.889	7.780	5.853	0.086	3.280
样本量	2418	2326	3982	4845	4507
R^2 值	0.189	0.202	0.270	0.186	0.137

注：收入、财富值由于存在负值，因此采用反双曲正弦函数变换。

七、结论和政策启示

20世纪六七十年代在农村地区普遍开展的赤脚医生队伍建设是我国强化基层医疗卫生服务供给的重要历史实践，也是全球社区医疗服务的典范。但截至目前，鲜有研究利用严谨的实证方法来评估其成效。本文基于具有全国代表性的中国健康与养老追踪调查数据，利用村庄层面的赤脚医生数量和个人的出生年份信息构建双重差分模型，评估了赤脚医生队伍建设的长期影响。结果表明，幼年时期（0—5岁）经历赤脚医生队伍建设显著提高了个人的自评健康，降低了慢性病患病的概率。同时，赤脚医生队伍建设在降低孕妇妊娠失败的概率、提高劳动力供给、促进家庭财富积累、提升个人生活幸福感等方面也有显著的作用。本文的研究一方面揭示了中华人民共和国社会主义建设时期医疗卫生事业发展在改善国民健康和促进人力资本积累方面发挥的重要作用，可以为其他欠发达国家和地区提供“穷国办大卫生”的经验借鉴和决策支撑，另一方面在非实验环境下为基层医疗卫生服务供给的长期有效性提供了证据。赤脚医生队伍建设所产生的广泛和长期的积极影响在一定程度上表明，“加强基层医疗卫生服务体系和全科医生队伍建设”在改善国民健康水平方面潜藏着重要的价值。

十八大以来，党中央始终把人民群众健康安全摆在首要位置，以“强基层”为重点，大力推进“健康中国”战略（费太安，2021）。2022年9月6日，中央全面深化改革委员会第二十七次会议审议通过了《关于进一步深化改革促进乡村医疗卫生体系健康发展的意见》，习近平总书记进一步强调要打造一支专业化、规范化的乡村医生队伍，为

维护人民健康提供保障。^① 尽管近年来国家不断完善乡村医疗卫生体系建设，但基层医务人员数量不足且流失严重、基层医疗卫生服务质量不高等问题仍然存在。

在社会主义建设时期，赤脚医生队伍能够在广大农村地区“生根开花”，这与当时的生产力水平、时代特征和农民实际需求等特定社会环境因素密切相关。然而，随着社会的不断发展，生活水平提升、交通条件改善以及我国疾病谱的转型等多方面社会条件的转变，人民群众对医疗卫生服务质量提出了更高的要求（余成普，2019；费太安，2021）。相较于“赤脚医生”时代，当前的基层医疗队伍不仅需要具备更高的专业素养，还需要掌握更为全面的健康管理能力，以满足民众日益增长的健康需求。

基层医生是人民群众的“健康守门人”，加快建设群众信任的、以全科医生为主体的基层医疗队伍，是新一轮医疗卫生体制改革的关键内容，对于缓解“看病难、看病贵”的问题具有重要意义，也是实现基层医疗卫生保障功能的基础。因此，提升乡村医生素质、提高基层医疗卫生服务质量是解决当前问题的关键。一方面，要持续完善农村卫生人才培养、引进、培训和管理办法，建立健全符合乡村医生工作特点的薪酬机制、考核评价制度、职业提升路径，完善村医社会保障覆盖，提升乡村医生队伍的稳定性与整体素质；另一方面，通过优化基层医疗服务机构布局，加强医共体、医联体、远程医疗网络建设等措施，推动医疗卫生资源优化整合、合理利用、向基层下沉，提升基层医疗卫生服务能力。

参考文献：

1. 杜创、朱恒鹏：《中国城市医疗卫生体制的演变逻辑》[J]，《中国社会科学》2016年第8期，第66—89页。
2. 费太安：《健康中国百年求索——党领导下的我国医疗卫生事业发展历程及经验》[J]，《管理世界》2021年第11期，第26—40页。
3. 付明卫：《疫情后推进分级诊疗面临的挑战和对策》[J]，《齐鲁学刊》2022年第6期，第136—147页。
4. 付明卫、薛仙玲：《改革开放以来中国医疗行业中政府与市场关系的演进》[J]，《中国经济史研究》2018年第5期，第67—76页。
5. 郭胜、李江峰、唐立岷：《分级诊疗制度下我国基层医疗卫生机构发展现状分析》[J]，《中国初级卫生保健》2019年第10期，第32—34页。
6. 黄永昌：《中国卫生国情》[M]，上海医科大学出版社，1994年。
7. 李德成：《合作医疗与赤脚医生研究（1955—1983年）》[D]，浙江大学博士学位论文，2007年。
8. 李楠、卫辛：《新中国血吸虫病防治对人口增长影响的实证分析（1953—1990）》[J]，《中国经济史研究》2017年第1期，第84—95页。
9. 李卫平、石光、赵琨：《我国农村卫生保健的历史、现状与问题》[J]，《管理世界》2003年第4期，第33—43页。
10. 林友宏：《“瘴气”的退却：我国疟疾防治对母婴健康影响的实证研究》[J]，《经济学》（季刊）2021年第3期，第1043—1062页。
11. 王绍光：《学习机制与适应能力：中国农村合作医疗体制变迁的启示》[J]，《中国社会科学》2008

^① 资料来源：《中共中央办公厅 国务院办公厅印发〈关于进一步深化改革促进乡村医疗卫生体系健康发展的意见〉》，中国政府网，2023年2月23日，https://www.gov.cn/zhengce/2023-02/23/content_5742938.htm。

年第6期,第111—133页。

12. 王延中、冯立果:《中国医疗卫生改革何处去——“甩包袱”式市场化改革的资源集聚效应与改进》[J],《中国工业经济》2007年第8期,第24—31页。
13. 吴贾、吴莞生、李标:《早期健康投入是否有助于儿童长期认知能力提升?》[J],《经济学》(季刊)2021年第1期,第157—180页。
14. 杨念群:《防疫行为与空间政治》[J],《读书》2003年第7期,第25—33页。
15. 姚力:《“把医疗卫生工作的重点放到农村去”——毛泽东“六·二六”指示的历史考察》[J],《当代中国史研究》2007年第3期,第99—104页。
16. 余成普:《中国农村疾病谱的变迁及其解释框架》[J],《中国社会科学》2019年第9期,第92—114页。
17. 张自宽:《对合作医疗早期历史情况的回顾》[J],《中国卫生经济》1992年第6期,第21—23页。
18. 张自宽、朱子会、王书城、张朝阳:《关于我国农村合作医疗保健制度的回顾性研究》[J],《中国农村卫生事业管理》1994年第6期,第4—9页。
19. 张自宽、赵亮、李枫:《中国农村合作医疗50年之变迁》[J],《中国农村卫生事业管理》2006年第2期,第3—5页。
20. 朱玲:《政府与农村基本医疗保障制度选择》[J],《中国社会科学》2000年第4期,第89—99页。
21. Almond, D., 2006, “Is the 1918 Influenza Pandemic Over? Long-Term Effects of In Utero Influenza Exposure in the Post-1940 U. S. Population” [J], *Journal of Political Economy*, Vol. 114, No. 4: 672-712.
22. Almond, D., Currie, J., 2011, “Killing Me Softly: The Fetal Origins Hypothesis” [J], *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 25, No. 3: 153-172.
23. Almond, D., Currie, J., Duque, V., 2018, “Childhood Circumstances and Adult Outcomes: Act II” [J], *Journal of Economic Literature*, Vol. 56, No. 4: 1360-1446.
24. Baird, S., Hicks, J. H., Kremer, M., Miguel, E., 2016, “Worms at Work: Long-run Impacts of a Child Health Investment” [J], *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 131, No. 4: 1637-1680.
25. Banister, J., Hill, K., 2004, “Mortality in China 1964—2000” [J], *Population Studies*, Vol. 58, No. 1: 55-75.
26. Banister, J., Zhang, X., 2005, “Economic Development and Mortality Decline” [J], *World Development*, Vol. 33, No. 1: 21-41.
27. Björkman, M., Svensson, J., 2009, “Power to the People: Evidence from a Randomized Field Experiment of a Community-based Monitoring Project in Uganda” [J], *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 124, No. 2: 735-769.
28. Björkman, M., Guariso, A., Svensson, J., Yanagizawa-Drott, D., 2019, “Reducing Child Mortality in the Last Mile: Experimental Evidence on Community Health Promoters in Uganda” [J], *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol. 11, No. 3: 155-192.
29. Black, R. E., Cousens, S., Johnson, H. L., Lawn, J. E., Rudan, I., Bassani, D. G., Jha, P., Campbell, H., Walker, C. F., Cibulskis, R., Eisele, T., Liu, L., Mathers, C., Child Health Epidemiology Reference Group of WHO and UNICEF, 2010, “Global, Regional, and National Causes of Child Mortality in 2008: A Systematic Analysis” [J], *The Lancet*, Vol. 375, No. 9730: 1969-1987.
30. Bleakley, H., 2010, “Malaria Eradication in the Americas: A Retrospective Analysis of Childhood Exposure” [J], *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol. 2, No. 2: 1-45.
31. Callaway, B., Goodman-Bacon, A., Sant’Anna, P. H., 2021, “Difference-in-Differences with a Continuous Treatment” [D], Working Paper.
32. Carneiro, P., Heckman, J., 2003, “Human Capital Policy” [D], IZA Discussion Paper, No. 821.
33. Chen, Y., Zhou, L., 2007, “The Long-Term Health and Economic Consequences of the 1959-1961 Famine

- in China” [J], *Journal of Health Economics*, Vol. 26, No. 4: 659-681.
34. Chen, Y. , Fan, Z. , Gu, X. , Zhou, L. , 2020, “Arrival of Young Talent: The Send-Down Movement and Rural Education in China” [J], *American Economic Review*, Vol. 110, No. 11: 3393-3430.
 35. Cui, W. , 2008, “China’s Village Doctors Take Great Strides” [J], *World Health Organization. Bulletin of the World Health Organization*, Vol. 86, No. 12: 914.
 36. Cunha, F. , Heckman, J. J. , Lochner, L. , Masterov, D. V. , 2006, “Interpreting the Evidence on Life Cycle Skill Formation” [J], *Handbook of the Economics of Education*, Vol. 1: 697-812.
 37. Currie, J. , Almond, D. , 2011, “Human Capital Development Before Age Five” [J], *Handbook of Labor Economics*, Vol. 4: 1315-1486.
 38. Currie, J. , Vogl, T. , 2013, “Early-Life Health and Adult Circumstance in Developing Countries” [J], *Annual Review of Economics*, Vol. 5, No. 1: 1-36.
 39. Cutler, D. M. , Lleras-Muney, A. , 2006, “Education and Health: Evaluating Theories and Evidence” [D], NBER Working Paper, No. 12352.
 40. Cutler, D. M. , Lleras-Muney, A. , Vogl, T. , 2008, “Socioeconomic Status and Health: Dimensions and Mechanisms” [D], NBER Working Paper, No. 14333.
 41. Daysal, N. M. , Trandafir, M. , Van Ewijk, R. , 2015, “Saving Lives at Birth: The Impact of Home Births on Infant Outcomes” [J], *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol. 7, No. 3: 28-50.
 42. Deming, D. J. , 2022, “Four Facts about Human Capital” [J], *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 36, No. 3: 75-102.
 43. Duflo, E. , 2001, “Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment” [J], *American Economic Review*, Vol. 91, No. 4: 795-813.
 44. Havnes, T. , Mogstad, M. , 2011, “No Child Left Behind: Subsidized Child Care and Children Long-run Outcomes” [J], *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 3, No. 2: 97-129.
 45. Heckman, J. J. , 2000, “Policies to Foster Human Capital” [J], *Research in Economics*, Vol. 54, No. 1: 3-56.
 46. Heckman, J. J. , 2006, “Skill Formation and the Economics of Investing in Disadvantaged Children” [J], *Science*, Vol. 312, No. 5782: 1900-1902.
 47. Heckman, J. J. , Yi, J. , 2012, “Human Capital, Economic Growth, and Inequality in China” [D], NBER Working Paper, No. 18100.
 48. Huang, W. , Liu, H. , 2023, “Early Childhood Exposure to Health Insurance and Adolescent Outcomes: Evidence from Rural China” [J], *Journal of Development Economics*, Vol. 160: 102925.
 49. Huang, J. , Du, K. , Guan, H. , Ding, Y. , Zhang, Y. , Wang, D. , Wang, H. , 2022, “The Role of Village Doctors in Residents’ Uptake of Eye Screening: Evidence from Ageing Residents in Rural China” [J], *Healthcare*, Vol. 10, No. 7: 1197.
 50. Kose, E. , O’Keefe, S. , Rosales-Rueda, M. , 2022, “Does the Delivery of Primary Health Care Improve Birth Outcomes? Evidence from the Rollout of Community Health Centers” [D], NBER Working Paper, No. 30047.
 51. Lewin, S. , Munabi-Babigumira, S. , Glenton, C. , Daniels, K. , Bosch-Capblanch, X. , Van Wyk, B. E. , Odgaard-Jensen, J. , Johansen, M. , Aja, G. N. , Zwarenstein, M. , Scheel, I. B. , 2010, “Lay Health Workers in Primary and Community Health Care for Maternal and Child Health and the Management of Infectious Diseases” [J], *Cochrane Database of Systematic Reviews*, No. 3: CD004015.
 52. Li, X. , Lu, J. , Hu, S. , Cheng, K. , Maeseneer, J. D. , Meng, Q. , Mossialos, E. , Xu, D. R. , Yip, W. , Zhang, H. , Krumholz, H. M. , Jiang, L. , Hu, S. , 2017, “The Primary Health-Care System in China” [J], *The Lancet*, Vol. 390, No. 10112: 2584-2594.
 53. Naughton, B. J. , 2006, *The Chinese Economy: Transitions and Growth* [M], Cambridge, MA: MIT Press.

54. Perry, H. B. , Zulliger, R. , Rogers, M. M. , 2014, “Community Health Workers in Low-, Middle-, and High-Income Countries; An Overview of Their History, Recent Evolution, and Current Effectiveness” [J], *Annual Review of Public Health*, Vol. 35: 399-421.
55. Sievertsen, H. H. , Wüst, M. , 2017, “Discharge on the Day of Birth, Parental Response and Health and Schooling Outcomes” [J], *Journal of Health Economics*, Vol. 55: 121-138.
56. Sun, Y. , Mu, J. , Wang, D. W. , Ouyang, N. , Xing, L. , Guo, X. , Zhao, C. , Ren, G. , Ye, N. , Zhou, Y. , Wang, J. , Li, Z. , Sun, G. , Yang, R. , Chen, C. , He, J. , 2022, “A Village Doctor-led Multifaceted Intervention for Blood Pressure Control in Rural China: An Open, Cluster Randomized Trial” [J], *The Lancet*, Vol. 399, No. 10339: 1964-1975.
57. Tang, S. , Meng, Q. , Chen, L. , Bekedam, H. , Evans, T. , Whitehead, M. , 2008, “Tackling the Challenges to Health Equity in China” [J], *The Lancet*, Vol. 372, No. 9648: 1493-1501.
58. United Nations Development Programme, 1997, *China Human Development Report 1997* [M], Oxford University Press.
59. World Health Organization, 2008, *The World Health Report 2008: Primary Health Care: Now More Than Ever* [M], Geneva: WHO Press.
60. Yip, W. , Fu, H. , Chen, A. T. , Zhai, T. , Jian, W. , Xu, R. , Pan, J. , Hu, M. , Zhou, Z. , Chen, Q. , Mao, W. , Sun, Q. , Chen, W. , 2019, “10 Years of Health-Care Reform in China: Progress and Gaps in Universal Health Coverage” [J], *The Lancet*, Vol. 394, No. 10204: 1192-1204.
61. Zhang, D. , Unschuld, P. , 2008, “China’s Barefoot Doctor: Past, Present, and Future” [J], *The Lancet*, Vol. 372, No. 9653: 1865-1867.

Long-term Effects of Primary Healthcare Provision: Historical Evidence from China’s Barefoot Doctors

Hu Zhian¹, Zhu Ketong², Zhang Chuanchuan³

(1. School of Economics, Central University of Finance and Economics)

(2. School of Advanced Agricultural Sciences, Peking University)

(3. School of Economics, Zhejiang University)

Abstract: Based on the historical practice of the barefoot doctor initiative in rural China during the 1960s and 1970s, this paper examines the long-term effects of grassroots healthcare workforce development on individual health and socioeconomic outcomes. The empirical findings indicate that exposure to the barefoot doctors during early childhood (ages 0—5) significantly improves individual self-reported health in adolescence and later life and reduces the likelihood of being diagnosed with chronic diseases in middle and older age. Moreover, exposure to barefoot doctors during early childhood lowers the probability of health-related work cessation and household debt in adulthood, while increasing household income, wealth levels, and individual life satisfaction. This study highlights the lasting effectiveness of rural healthcare development in the first three decades of the People’s Republic of China, suggesting that the strategy of strengthening primary healthcare provision and general practitioner workforce development is cost-effective.

Keywords: primary healthcare service; barefoot doctors; health; welfare effect

JEL Classification: I18; J13; O15