

# 新中国农村生育医疗改善与婴幼儿健康<sup>\*</sup>

林友宏

**内容提要:**本文采用1985和1987年国家统计局“深入的生育力调查”微观数据考察了改革开放前我国农村地区生育医疗变迁及其影响。数据显示,1963至1978年间农村妇女的分娩条件有着显著改善,住院分娩比例上升11.2%,在家分娩由医护人员接生的比例上升10.1%。控制母亲个体固定效应的回归结果显示,住院分娩和在家由医生或接生员接生都显著降低了婴儿死亡率。稳健性检验排除了早产和计划生育造成的干扰。工具变量回归处理了妇女健康状况可能导致的内生性,肯定了分娩条件改善的重要作用。

**关键词:**初级卫生保健 生育医疗 分娩条件 健康

## 一、引言

我国民众的健康状况在1949年后取得显著改善。1950—1980年,我国的预期寿命增长超过20岁,婴儿死亡率则从19.79%下降至4.28%。<sup>①</sup>我国在改善民众健康方面取得了比多数发展中国家更为瞩目的成就。<sup>②</sup>针对新中国民众健康快速改善的原因,许多学者从不同角度给出了解释。例如,巴比亚尔兹(Babiarz)等人认为教育的普及和卫生运动的开展是导致婴幼儿死亡率下降的主要原因;<sup>③</sup>李楠、卫辛和林友宏发现传染病防治对民众健康改善有着重要意义;<sup>④</sup>此外,赤脚医生制度和合作医疗也被认为是改善民众健康的关键因素。<sup>⑤</sup>在诸多因素中,初级卫生保健的普及可能最能够解释新中国民众健康的大幅改善。新中国政府通过巡回医疗、培训赤脚医生与接生员、建立合作医疗等方式,使得初级卫生保健事业在农村地区得到快速发展。我国普及初级卫生保健的方式也被世界卫生组织视为解决发展中国家医疗短缺问题的典范。<sup>⑥</sup>然而,虽然有许多研究对新中国初级卫生保健的制度和模式进行了较为深入的分析,但严格识别改革开放前初级卫生保健对民众健康影响的文献仍十分匮乏。

---

[作者简介] 林友宏,厦门大学经济学院经济学系、王亚南经济研究院副教授,厦门,361005,邮箱:lin.youhong@foxmail.com。

\* 本文为中央高校基本科研业务费专项资金资助项目(批准号:20720221027)的阶段性成果。特别感谢傅十和教授、焦建华教授、李嘉楠教授、李楠教授、梁若冰教授、陆铭教授和张同龙教授提供的宝贵意见和建议,文责自负。

① United Nations, *World Population Prospects: The 2017 Revision (Volume I)*, 2017, p.180; 姚新武、尹华编:《中国常用人口数据集》,中国人口出版社1994年版,第145页。

② V. W. Sidel and R. Sidel, “The Development of Health Care Services in the People’s Republic of China,” *World Development*, Vol. 3, No. 7–8, 1975, pp. 539–549.

③ K. S. Babiarz, et al., “An Exploration of China’s Mortality Decline under Mao: A Provincial Analysis, 1950–80,” *Population Studies*, Vol. 69, No. 1, 2015, pp. 39–56.

④ 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)》,《中国经济史研究》2017年第1期;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》,《经济学(季刊)》2021年第3期。

⑤ X. Fang, *Barefoot Doctors and Western Medicine in China*, New York: University of Rochester Press, 2012, pp. 177–186.

⑥ World Health Organization, “China’s Village Doctors Take Great Strides,” *Bulletin of the World Health Organization*, Vol. 86, No. 12, 2008, pp. 909–988. D. Zhang and P. U. Unschuld, “China’s Barefoot Doctor: Past, Present, and Future,” *The Lancet*, Vol. 372, No. 9653, 2008, pp. 1865–67.

本研究首次从分娩条件改善的视角,考察新中国初级卫生保健对婴儿死亡率的影响。之所以关注婴儿死亡率,是由于婴儿健康对医疗卫生条件等外界环境的变动极为敏感;并且,由于与预期寿命等衡量民众健康的综合性指标之间具有显著的相关性,婴儿死亡率也被广泛用于衡量一国民众的健康状况。<sup>①</sup> 本研究使用的微观数据主要来自 1985 和 1987 年国家统计局“深入的生育力调查”数据,该调查为本研究提供了包括妇女生育历史在内的回顾性微观数据。数据显示,1963 至 1978 年间农村妇女分娩条件有着较为显著的改善,住院分娩的比例上升 11.2%,在家分娩由医护人员<sup>②</sup>接生的比例上升 10.1%。各省市生育医疗改善的幅度并不平等,大城市周边和华北、东北地区改善幅度较大,而西部省份改善幅度较小。生育医疗的改善反映了这一时期医疗资源向农村倾斜的政策和培训赤脚医生、接生员的功效。为考察分娩条件改善的影响,本研究估计了控制母亲个体固定效应的面板模型。结果显示,相比无医护人员帮助在家分娩的情形,住院分娩和在家由医生或接生员接生都显著降低了婴儿死亡率。为处理遗漏变量问题,本研究以妇女是否曾经由医生或接生员帮助在家分娩和是否曾经住院分娩作为当前分娩条件的工具变量,在两阶段回归分析下肯定了分娩条件改善对婴儿死亡率的降低作用。最后,由于分娩条件改善与其他方面初级医疗的进步密切相关,本研究在县级层面计算了 20 世纪六七十年代分娩条件改善的幅度作为初级医疗进步的代理变量,并证实了初级医疗对婴幼儿健康的重要意义。

本研究的贡献包括如下几个方面:首先,本研究首次从分娩条件改善的视角考察了改革开放前初级卫生保健对婴幼儿健康的影响,丰富了探讨新中国农村医疗卫生制度的相关文献,弥补了这些文献在识别卫生保健服务作用方面的不足。<sup>③</sup> 其次,本研究也与考察各类初级医疗改善(包括饮水、疾病防治、药品供应、医疗保险等)的文献相关,证实了生育医疗对健康改善的重要意义。<sup>④</sup> 再次,由于婴幼儿健康对人力资本积累和经济发展有着长期的影响,本研究也丰富了探讨推动我国经济快速增长长期历史因素的相关文献。<sup>⑤</sup>

## 二、历史背景

为保障妇女和儿童的健康,政府致力于加强农村地区的生育医疗保健工作。中华人民共和国成立之初,农村便开展了改造旧产婆、培训接生员的运动,大力普及新法接生,<sup>⑥</sup> 以降低产褥热和新生儿破伤风发病率,保障产妇和新生儿健康。<sup>⑦</sup> 此外,在乡级层面设立接生站,配备接生员和接生器具。1957 年全国共有接生站 8 万余处,接生员 67.9 万人。<sup>⑧</sup> “大跃进”时期,农村大力兴办农村产院、接

<sup>①</sup> D. D. Reidpath and P. Allotey, “Infant Mortality Rate as an Indicator of Population Health,” *Journal of Epidemiology & Community Health*, Vol. 57, No. 5, 2003, pp. 344–346.

<sup>②</sup> 本文中的医护人员主要指医生(包括赤脚医生)、护士和接生员。

<sup>③</sup> 如刘迪成、李剑:《新中国成立初期的种痘运动》,《当代中国史研究》2016 年第 6 期;李德成:《新中国前 30 年农村基层卫生人员培养模式探究》,《当代中国史研究》2010 年第 2 期;S. M. Huang, “Transforming China’s Collective Health Care System: A Village Study,” *Social Science and Medicine*, Vol. 27, No. 9, 1988, pp. 879–88.

<sup>④</sup> J. Driessens, et al., “The Effect of Childhood Measles Vaccination on School Enrolment in Matlab, Bangladesh,” *Applied Economics*, Vol. 47, No. 55, 2015, pp. 6019–6040. S. Bauernschuster, A. Driva, and E. Hornung, “Bismarck’s Health Insurance and the Mortality Decline,” *Journal of the European Economic Association*, Vol. 18, No. 5, 2020, pp. 2561–2607.

<sup>⑤</sup> 李楠、林友宏:《管治方式转变与经济发展——基于清代西南地区“改土归流”历史经验的考察》,《经济研究》2016 年第 7 期;T. Chen, J. K. S. Kung, and C. Ma, “Long Live Keju! The Persistent Effects of China’s Civil Examination System,” *The Economic Journal*, Vol. 130, No. 631, 2020, pp. 2030–2064.

<sup>⑥</sup> 新法接生也称为科学接生,其主要标准为“一躺三消毒”,即躺着分娩、接生用具消毒、接生者双手消毒和产妇消毒。参见郑淑珍主编:《人口与计划生育知识词典》,中国社会出版社 2000 年版,第 607 页。

<sup>⑦</sup> 陈海峰编著:《中国卫生保健史》,上海科学技术出版社 1993 年版,第 137 页。

<sup>⑧</sup> 吴少祯编著:《中国儿科医学史》,中国医药科技出版社 2015 年版,第 267 页。

生站,提倡住院分娩,许多省份达到每个生产大队都有 1 处产院,<sup>①</sup>但“大跃进”运动后,由于国民经济困难,大部分产院都被解散。

尽管 20 世纪 50 年代我国政府推行了许多妇幼保健政策,但至 20 世纪 60 年代中期我国农村地区的生育医疗保障仍较为落后。例如,根据河北省 1964 年的统计,全省仍有四分之一的县新法接生率在 50% 以下,邯郸地区新生儿破伤风的发生率高达 3.1%。<sup>②</sup> 20 世纪 60 年代中期以后,在毛主席“把医疗卫生工作的重点放到农村去”的号召下,更多卫生资源开始向农村倾斜,并推动了农村初级卫生保健的发展。首先,更多的城市医疗卫生人员加入了巡回医疗队,为农村居民提供卫生服务。至 1975 年,共有 110 万城市医疗卫生人员被派往农村地区服务。<sup>③</sup> 其次,通过短期基础医疗卫生培训的方式,我国在农村地区培养了大量赤脚医生、接生员等初级卫生人员,并依靠他们提供疾病诊断、传染病防治、妇女接生等初级医疗卫生工作。至 1976 年,我国的赤脚医生数量达到 180.2 万人,接生员数量达到 72.6 万人。<sup>④</sup> 最后,合作医疗制度在农村地区得到广泛建立。通过在生产队设立合作医疗基金的形式,社员在卫生室或医院就医的部分费用得以报销,从而使更多人拥有医疗保障。<sup>⑤</sup>

20 世纪 60 年代中期以后农村医疗资源的增强也推动了生育保健工作。例如,在上海郊区,更多农村妇女开始习惯在医院分娩。上海县的农村住院分娩率由 1965 年的 39.7% 上升至 1976 年的 89.5%,<sup>⑥</sup> 至 1980 年,上海所有郊区县的住院分娩率都达到了 83.9%。<sup>⑦</sup> 在不具有住院分娩条件的地区,赤脚医生和接生员数量的增长也使得更多妇女能够在家得到助产服务。1978 年,我国能够接生的赤脚医生达 41 万人,接生员达 74 万人,平均每千名新生儿对应有约 66 名能够科学接生的初级卫生人员。<sup>⑧</sup> 20 世纪 70 年代,许多生产大队拥有至少一名女赤脚医生,这样能够更方便地为妇女提供生育医疗服务。如浙江一些地区女性赤脚医生占比约为 1/3,<sup>⑨</sup> 北京的赤脚医生中女性的人数也略高于男性。<sup>⑩</sup> 接生员被要求参加赤脚医生培训班接受业务培训,从而胜任包括产前检查、接生、产后访视等妇幼保健工作。<sup>⑪</sup> 许多地区为接生员配备接生箱,箱内一般配有剪刀、血管钳、绷带、药液、注射器等接生工具。由于接受过妇产科学培训并配备有接生器材,因此接生员或赤脚医生能够更好地帮助孕妇健康顺利地分娩。除了住院分娩和在家分娩外,20 世纪 70 年代一些地区在大队合作医疗站内设立妇产室,配备产床、接生包等器械以及药品,由赤脚医生、接生员提供接生服务。<sup>⑫</sup> 尽管史料和相关统计数据显示 20 世纪六七十年代生育医疗获得了长足进步,但关于全国妇女分娩地点、助产人员变化情况的详细数据仍较为缺乏,本研究将利用“深入的生育力调查”数据对该问题进行分析。

### 三、分娩条件改善的趋势特征

本研究利用“深入的生育力调查”微观数据(以下称“深入的生育力调查数据”)考察我国农村

<sup>①</sup> 蔡景峰、李庆华、张冰浣主编:《中国医学通史(现代卷)》,人民卫生出版社 2000 年版,第 73 页。

<sup>②</sup> 河北省地方志编纂委员会编:《河北省志》第 86 卷《卫生志》,中华书局 1995 年版,第 280 页。

<sup>③</sup> 李文主编:《中华人民共和国社会史 1949—2012》,当代中国出版社 2016 年版,第 111—115 页。

<sup>④</sup> 中华人民共和国卫生部编印:《建国四十年全国卫生统计资料 1949—1988》,1989 年印行,第 79 页。

<sup>⑤</sup> 陈野:《中国农村合作医疗制度建立与发展研究》,山西人民出版社 2007 年版,第 29—36 页。

<sup>⑥</sup> 上海县县志编纂委员会编:《上海县志》,上海人民出版社 1993 年版,第 918 页。

<sup>⑦</sup> 《中国农业全书·上海卷》编辑委员会编:《中国农业全书·上海卷》,中国农业出版社 2001 年版,第 375 页。

<sup>⑧</sup> 中华人民共和国卫生部编印:《建国四十年全国卫生统计资料 1949—1988》,第 79 页。

<sup>⑨</sup> X. Fang, *Barefoot Doctors and Western Medicine in China*, pp. 51—53.

<sup>⑩</sup> 曾雪兰:《乡村赤脚医生群体研究(1965—1985)》,博士学位论文,中共中央党校,2018 年,第 53 页。

<sup>⑪</sup> 吉林医科大学、吉林省海龙县赤脚医生复训班编:《新法接生好处多》,人民卫生出版社 1977 年版,第 7—60 页。

<sup>⑫</sup> 如福建省 1978 年全省共有大队办妇产室 2097 个,参见福建省卫生志编纂委员会编印:《福建省卫生志》,1989 年印行,第 390 页。

妇女分娩条件的变化趋势,该数据是由国家统计局于 1985 和 1987 年在北京、上海、辽宁、河北、山东、陕西、甘肃、贵州和广东等 2 个直辖市 7 个省开展的分层随机抽样调查。<sup>①</sup> 调查对象为 50 岁以下的妇女,调查主要搜集了妇女的婚姻史、怀孕史、生育史以及家庭背景等方面的信息。调查共获得了 51607 个妇女的数据。由于采用严格的随机抽样方法,样本能较好地反映所在省市的总体情况。调查省市包括了东、中、西部发达和不发达地区,这些省市 1987 年的总人口占全国人口的 32%,调查区域的广泛有利于揭示全国不同地区的医疗情况。此外,调查数据也被认为具有很高的质量。<sup>②</sup>

“深入的生育力调查”针对妇女每个活产胎儿,询问了以下两个关于分娩条件的问题:(1)孩子在哪里出生(医院、医务室、在家还是其他地方);(2)孩子由谁接生(医生、护士、接生员或其他情况)。由于数据是回顾性质的,因此数据的准确性可能受到一定影响,但许多研究表明,可能由于分娩的痛苦,女性对分娩过程的记忆即便在数十年后都十分准确。<sup>③</sup> 并且,下文对孩子出生地点的趋势分析显示,许多妇女对二十多年前“大跃进”时期兴建产院导致的分娩地点变化仍印象深刻。因此,分娩条件数据的度量误差应在可接受的范围内。该数据的局限是一些类别的界定存在模糊。对于孩子由谁接生的问题,选项没有区分赤脚医生和受过高等医学教育的医师。但鉴于专业医师人数有限,无法覆盖广大农村地区,回答在家由医生接生的农村妇女更可能是由当地的赤脚医生提供的服务。此外,对于孩子在哪里出生的问题,由于妇女可能接生的地点还包括了接生站、农村产院、妇产室等,但问题选项并无对应分类,因此受访者在作答时可能选择概念接近的“医务室”,也可能选择“其他”。幸运的是,数据显示选择这两个选项的受访者占比很小,因此对实证分析的影响不大。

对调查的农村样本进行汇总后,图 1、图 2 分别给出了关于农村妇女分娩条件变化中的分娩地点与其在家分娩时不同助产人员比重的变化趋势。住院分娩在 20 世纪 60 年代中期以后比例开始逐步提高,1963—1978 年,住院分娩率从 3.9% 提升至 15.2%;在医务室分娩的比重较低,但在“大跃进”时期出现短暂的增长,1959 年达到最高值 3.6%,随后便迅速回落。在家分娩一直占据最大的比重,但在家分娩的医疗条件也得到逐步改善。在家分娩的妇女中,由医护人员接生的比重在 1963—1978 年上升了 10.1%,其中接生员接生比例上升 4.1%,医生接生比例上升 2.6%,护士接生比例上升 3.4%。<sup>④</sup>

为考察不同省市农村分娩条件改善幅度的差异,表 1 给出了 1963—1978 年各样本省的情况。这一时期上海和北京的住院分娩率提升幅度最大,并且上海的增幅要远高于其他省份;除贵州、广东外,多数省份在家分娩的条件也获得改善,其中辽宁、河北、山东妇女在家获得医生和接生员分娩帮助的比重增幅较快,分别达到约 19.5%、18.1% 和 10.0%,反映了这些省份培养赤脚医生和接生员的成效显著;上海在家分娩条件的改善主要是由于护士助产比例的大幅提升。总体而言,较为偏远的甘肃和贵州的分娩条件改善幅度较小,住院分娩和在家由医疗人员帮助分娩的比重都仅有微弱增长;北京、上海的农村地区更快地推动了住院分娩;在家分娩条件的改善主要是由医生和接生员帮助分娩比例的提高导致的。

<sup>①</sup> 国家统计局在调查后公布了《中国第一期深入的生育力调查国家报告》《中国第二期深入的生育力调查初步报告》等汇总资料。本研究采用的是由哈佛数据中心提供的调查微观数据,<https://doi.org/10.7910/DVN/XNWZKD>、<https://doi.org/10.7910/DVN/GLJAIT>,最近访问时间:2022 年 11 月 10 日。

<sup>②</sup> J. Zhang, “Mortality and Fertility: How Large is the Direct Child Replacement Effect in China?” *Journal of Population Economics*, Vol. 3, 1990, pp. 293–321.

<sup>③</sup> P. Simkin, “Just Another Day in a Woman’s Life? Women’s Long-Term Memories of Their First Birth Experiences,” *Birth*, Vol. 18, No. 4, 1992, pp. 64–81. C. A. Tomeo, et al., “Reproducibility and Validity of Maternal Recall of Pregnancy-related Events,” *Epidemiology*, Vol. 10, No. 6, 1999, pp. 774–776.

<sup>④</sup> 1978 年接生员接生与医生接生之比为 3.76:1,该比值远大于 1978 年全国接生员人数与能够接生的赤脚医生之比(1.8:1),这可能反映了接生员需要承担更多的助产任务。

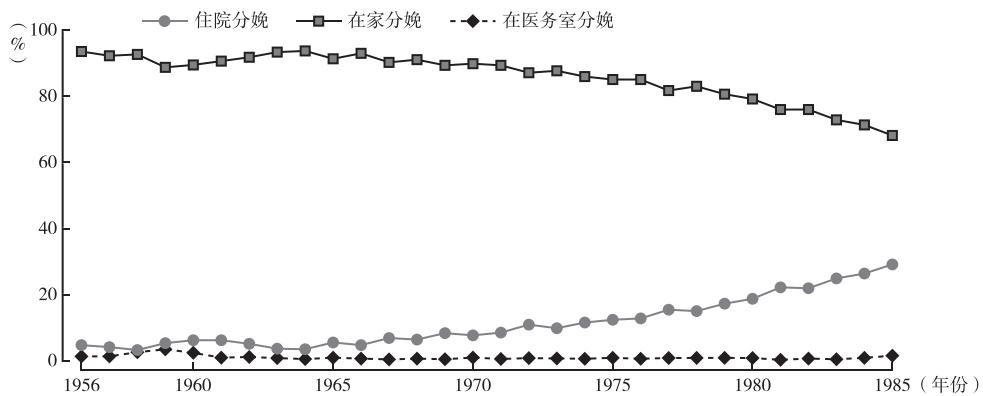


图1 农村妇女的分娩地点

说明：计算时，先对各省的微观数据在省级层面进行汇总，再求各省指标的算术平均值。除了以上三类分娩地点外，还有很小比例的妇女（历年均值为1.3%，最大值为2%）汇报是在除医院、医务室和家以外的其他地点分娩，图中略去了这一类别。

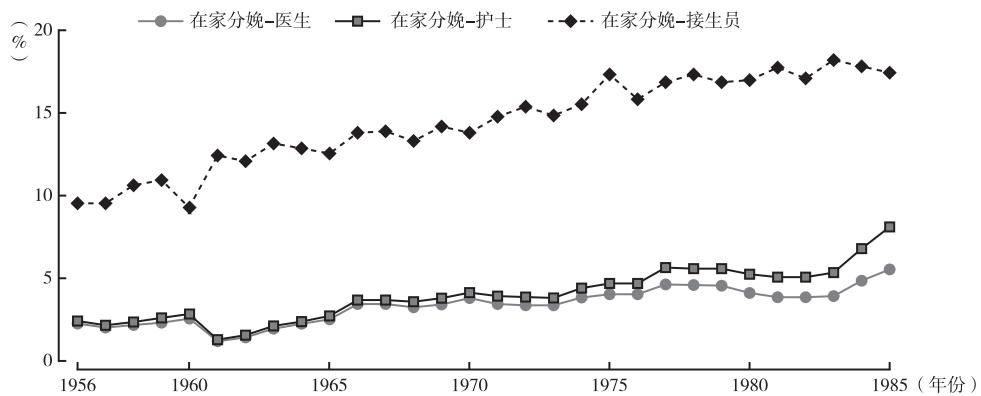


图2 农村妇女在家分娩时不同助产人员比重

说明：计算时，先对各省的微观数据在省级层面进行汇总，再求各省指标的算术平均值。由于数据局限，助产人员类别中的医生无法区分是赤脚医生还是执业医师。在家分娩妇女除了由医生、护士和接生员帮助分娩的三种情况外，其余为无专业人员帮助接生的情况。因四种情况加总为100%，图中略去了无专业人员帮助接生的妇女比例。

表1 不同省市农村分娩条件的变化(1963—1978)

| 地区 | 住院分娩比重<br>变化(%) | 在家分娩时不同助产人员比重变化(%) |         |        |         |
|----|-----------------|--------------------|---------|--------|---------|
|    |                 | 医生帮助分娩             | 接生员帮助分娩 | 护士帮助分娩 | 无医护人员帮助 |
| 北京 | 16.849          | 4.404              | 0.031   | 0.025  | -4.460  |
| 上海 | 43.407          | -2.284             | -1.282  | 23.473 | -19.907 |
| 河北 | 1.534           | 7.977              | 10.084  | 0.173  | -18.233 |
| 辽宁 | 5.748           | 3.960              | 15.525  | 0.605  | -20.090 |
| 山东 | 5.004           | 0.283              | 9.712   | -0.095 | -9.900  |
| 陕西 | 4.475           | 0.886              | 3.895   | 0.203  | -4.984  |
| 甘肃 | 2.914           | 2.608              | 0.766   | 0.420  | -3.793  |
| 广东 | 9.464           | 0.458              | -1.178  | 0.791  | -0.070  |
| 贵州 | 2.044           | 0.044              | -0.230  | 0.121  | 0.065   |

说明：表中汇报了根据1976—1978年出生样本计算的不同分娩条件比重与1963—1965年出生样本计算的相应指标之间的差值。由于数据局限，助产人员类别中的医生无法区分是赤脚医生还是执业医师。

## 四、分娩条件改善的影响

“深入的生育力调查数据”显示,20世纪六七十年代我国农村许多地区的分娩条件出现明显改善,而分娩条件改善极有可能对民众健康产生重要影响。本节将对分娩条件变化对婴儿健康的影响进行识别。

### (一) 实证策略

为识别分娩条件变化的影响,本研究构建了以下固定效应模型:

$$\begin{aligned} Mort_{ijt} = & \beta_0 + \beta_1 \cdot Hospital_{it} + \beta_2 \cdot Doctor\_Midwife_{it} + \beta_3 \cdot Nurse_{it} + \beta_4 \cdot Other_{it} \\ & + \varphi_i + \lambda_t + \theta \cdot X_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (1)$$

其中,被解释变量  $Mort_{ijt}$  指示婴儿是否在 1 岁以内死亡(是 = 1, 否 = 0),下标 i,j,t 分别为个体、个体出生地和出生年份。解释变量中,  $Hospital_{it}$  指示是否住院分娩(是 = 1, 否 = 0),  $Doctor\_Midwife_{it}$  指示是否在家由医生或接生员接生(是 = 1, 否 = 0),  $Nurse_{it}$  指示是否在家由护士接生(是 = 1, 否 = 0),  $Other_{it}$  指示是否在除医院和家中的其他地方分娩,  $\varphi_i$  和  $\lambda_t$  分别代表母亲个体固定效应和婴儿出生年份固定效应,  $X_{ijt}$  是一系列协变量,  $\varepsilon_{ijt}$  是随机误差项。将在家由医生接生和在家由接生员接生合并为一类,是因为对于由赤脚医生接生的受访者而言,由于问卷中无赤脚医生的选项,则他们可能汇报为医生接生或为接生员接生。该回归方程中,对照组为在无医护人员帮助接生的情况下在家中出生的个体。系数  $\beta_1$  至  $\beta_4$  衡量了不同分娩情形较对照组婴儿死亡率的差异。

方程的控制变量包括了性别、母亲生育年龄、出生次序、父母受教育年限、民族(汉族 = 1, 其他 = 0)。<sup>①</sup> 此外,为控制地区层面经济、卫生条件变动的影响,方程还控制了县级(或公社)固定效应与出生年份固定效应的交互项,这样回归方程将识别同一区域内分娩条件差异造成的影响。样本选择方面,本研究将主要考察 1963—1978 年出生的子女样本。选择 1963 年作为上限,是为了排除“三年自然灾害”对估计的干扰。而选择 1978 年作为下限是因为改革开放后农村合作医疗解体,这可能增加医疗服务的成本,使得助产方式选择更容易受到家庭收入变动等因素的影响。表 2 给出了主要变量的统计描述。

**表 2 变量的统计描述**

| 变量        |           | 观测值   | 均值       | 标准差   | 最小值      | 最大值      |
|-----------|-----------|-------|----------|-------|----------|----------|
| 婴儿死亡率     | 总样本       | 56664 | 0.061    | 0.239 | 0.000    | 1.000    |
|           | 男孩        | 29558 | 0.067    | 0.250 | 0.000    | 1.000    |
|           | 女孩        | 27106 | 0.054    | 0.227 | 0.000    | 1.000    |
| 住院分娩      |           | 56664 | 0.070    | 0.255 | 0.000    | 1.000    |
| 在家分娩      | 总样本       | 56664 | 0.906    | 0.292 | 0.000    | 1.000    |
|           | 无医护人员帮助   | 56664 | 0.766    | 0.423 | 0.000    | 1.000    |
|           | 由医生、接生员接生 | 56664 | 0.127    | 0.333 | 0.000    | 1.000    |
|           | 由护士接生     | 56664 | 0.013    | 0.112 | 0.000    | 1.000    |
| 在其他地方分娩   |           | 56664 | 0.024    | 0.154 | 0.000    | 1.000    |
| 男孩(是 = 1) |           | 56664 | 0.522    | 0.500 | 0.000    | 1.000    |
| 出生年份      |           | 56664 | 1971.257 | 4.298 | 1963.000 | 1978.000 |
| 生育年龄      |           | 56664 | 25.620   | 4.324 | 13.000   | 43.000   |
| 出生次序      |           | 56664 | 2.632    | 1.611 | 1.000    | 13.000   |
| 母亲受教育年限   |           | 56664 | 3.112    | 3.418 | 0.000    | 16.000   |
| 父亲受教育年限   |           | 56664 | 5.787    | 3.458 | 0.000    | 16.000   |
| 汉族(是 = 1) |           | 56664 | 0.890    | 0.314 | 0.000    | 1.000    |

<sup>①</sup> 由于受教育年限和民族变量是不随时间变化的,因此在控制住母亲固定效应的模型中这些变量将被吸收。

## (二) 基准结果

表 3 给出了基准的估计结果。列(1)和列(2)分别控制了县与年份的交叉固定效应和公社与年份的交叉固定效应,但未控制母亲固定效应。结果显示,在家由医生或接生员接生的系数显著为负,表明相比在家无医护人员帮助接生的情形,医生和接生员的帮助显著降低了婴儿死亡率。但住院分娩的系数并不十分显著,符号也与预期相反,这可能是由于住院分娩的选择性导致的。例如,身体状况较差的妇女更有可能获得住院分娩服务,而她们的子女健康状况可能更差。此外,在家由护士接生和其他地方分娩(包括在医务室和家以外的其他地方)的系数并不显著。列(3)和列(4)除分别控制了县与年份的交叉固定效应和公社与年份的交叉固定效应外,还控制了母亲固定效应,以更好地处理助产方式的自选择性。此时住院分娩系数显著为负,反映了住院分娩显著降低了婴儿死亡率。同时,在家由医生或接生员接生依然显著,且系数变得更大。因此,回归结果表明 1963—1978 年改善分娩条件的两种途径——住院分娩和在家由医生或接生员接生——都显著提升了新生儿的健康。

表 3 不同分娩条件对婴儿死亡率的影响

|                | 被解释变量:1岁以内死亡(是=1,否=0) |                       |                       |                      |
|----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
|                | (1)                   | (2)                   | (3)                   | (4)                  |
| 住院分娩           | 0.003<br>(0.005)      | 0.010 *<br>(0.005)    | -0.025 ***<br>(0.009) | -0.024 **<br>(0.009) |
| 在家由医生或接生员接生    | -0.019 ***<br>(0.004) | -0.015 ***<br>(0.004) | -0.029 ***<br>(0.008) | -0.020 **<br>(0.009) |
| 在家由护士接生        | -0.013<br>(0.010)     | -0.007<br>(0.012)     | 0.039 **<br>(0.019)   | 0.015<br>(0.028)     |
| 在其他地方分娩        | -0.002<br>(0.009)     | -0.000<br>(0.008)     | -0.023<br>(0.016)     | -0.011<br>(0.019)    |
| 县与年份的交叉固定效应    | √                     | -                     | √                     | -                    |
| 公社与年份的交叉固定效应   | -                     | √                     | -                     | √                    |
| 母亲固定效应         | -                     | -                     | √                     | √                    |
| 观测值            | 56664                 | 55245                 | 52934                 | 50861                |
| R <sup>2</sup> | 0.090                 | 0.229                 | 0.388                 | 0.512                |

说明:所有回归都控制了性别(男孩=1)、母亲生育年龄、出生次序、父母受教育年限、民族(汉族=1,其他=0)。括号中给出了聚类标准误统计量,列(1)和列(3)以县为聚类,列(2)和列(4)以公社为聚类。表中 \*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

## (三) 稳健性检验

即便控制了母亲固定效应,实证模型仍无法完全排除分娩条件的自选择性问题。造成自选择性问题的一个潜在因素是早产。如在实施住院分娩的某公社,孕妇一般在预产期前后入住医院;但若孕妇早产,她们可能无法赶到医院进行分娩。由于“深入的生育力调查数据”未提供个体出生时的妊娠月数,本研究采取将出生体重限定于 5 市斤以上,以排除早产的样本。表 4 的结果显示,住院分娩和在家由医生或接生员接生的系数及显著性水平与表 3 基准回归较接近,说明早产造成的自选择性并不严重。

表 4 稳健性检验(出生体重>5市斤)

|             | 被解释变量:1岁以内死亡(是=1,否=0) |                       |                       |                      |
|-------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
|             | (1)                   | (2)                   | (3)                   | (4)                  |
| 住院分娩        | 0.001<br>(0.005)      | 0.005<br>(0.006)      | -0.028 ***<br>(0.010) | -0.027 **<br>(0.013) |
| 在家由医生或接生员接生 | -0.017 ***<br>(0.004) | -0.013 ***<br>(0.004) | -0.026 ***<br>(0.009) | -0.019 *<br>(0.010)  |

续表 4

|                | 被解释变量:1岁以内死亡(是=1,否=0) |                  |                    |                   |
|----------------|-----------------------|------------------|--------------------|-------------------|
|                | (1)                   | (2)              | (3)                | (4)               |
| 在家由护士接生        | -0.003<br>(0.009)     | 0.000<br>(0.012) | 0.041 *<br>(0.021) | 0.035<br>(0.036)  |
| 在其他地方分娩        | -0.005<br>(0.008)     | 0.001<br>(0.009) | -0.006<br>(0.017)  | -0.003<br>(0.022) |
| 县与年份的交叉固定效应    | ✓                     | -                | ✓                  | -                 |
| 公社与年份的交叉固定效应   | -                     | ✓                | -                  | ✓                 |
| 母亲固定效应         | -                     | -                | ✓                  | ✓                 |
| 观测值            | 44817                 | 42710            | 39908              | 36496             |
| R <sup>2</sup> | 0.106                 | 0.260            | 0.418              | 0.555             |

说明:所有回归都控制了性别(男孩=1)、母亲生育年龄、出生次序、父母受教育年限、民族(汉族=1,其他=0)。括号中给出了聚类标准误统计量,列(1)和列(3)以县为聚类,列(2)和列(4)以公社为聚类。表中的 \*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

分娩条件改善可能与计划生育的实施存在关联,而计划生育可能会对婴儿健康产生直接影响,从而对估计产生干扰。如在推广计划生育政策时,赤脚医生、接生员承担着实施节育措施的职责,这可能导致分娩条件和计划生育实施的相关性。表 5 的结果显示,20 世纪 60 年代妇女分娩条件改善与是否生育下一胎之间并无显著关联,但在计划生育政策加强的 20 世纪 70 年代,住院分娩和在家由医生或接生员帮助分娩与生育率下降之间的关联变得显著,但系数大小显示二者的相关性不强。为排除计划生育的干扰,本研究将是否继续生育下一胎作为控制变量纳入方程。表 6 的结果显示,在控制了未来的生育行为后,住院分娩和在家由医生或接生员接生的估计系数与基准回归相似,表明计划生育并不会对估计造成显著干扰。由于在家由护士接生的比例很低,导致其影响无法得到准确识别,因此下文不再汇报该变量的相关结果。

表 5 分娩条件对生育率的影响

|                | 被解释变量:是否继续生育(是=1,否=0) |                   |                      |                      |
|----------------|-----------------------|-------------------|----------------------|----------------------|
|                | 20 世纪 60 年代           |                   | 20 世纪 70 年代          |                      |
|                | (1)                   | (2)               | (3)                  | (4)                  |
| 住院分娩           | -0.031<br>(0.023)     | -0.009<br>(0.031) | -0.035 *<br>(0.020)  | -0.047 **<br>(0.020) |
| 在家由医生或接生员接生    | 0.007<br>(0.019)      | 0.027<br>(0.022)  | -0.044 **<br>(0.020) | -0.025<br>(0.023)    |
| 县与年份的交叉固定效应    | ✓                     | -                 | ✓                    | -                    |
| 公社与年份的交叉固定效应   | -                     | ✓                 | -                    | ✓                    |
| 母亲固定效应         | ✓                     | ✓                 | ✓                    | ✓                    |
| 观测值            | 16912                 | 15259             | 30357                | 28849                |
| R <sup>2</sup> | 0.620                 | 0.727             | 0.681                | 0.762                |

说明:所有回归都控制了子女是否死亡、子女性别(男孩=1)、母亲生育年龄、出生次序、在家由护士接生和在其他地方分娩。括号中给出了聚类标准误统计量,列(1)和列(3)以县为聚类,列(2)和列(4)以公社为聚类。表中的 \*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

表 6 控制是否继续生育

|              | 被解释变量:1岁以内死亡(是=1,否=0) |                      |                       |                      |
|--------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|
|              | (1)                   | (2)                  | (3)                   | (4)                  |
| 继续生育下一胎(是=1) | 0.062 ***<br>(0.003)  | 0.061 ***<br>(0.003) | 0.025 ***<br>(0.004)  | 0.023 ***<br>(0.005) |
| 住院分娩         | 0.003<br>(0.005)      | 0.009 *<br>(0.005)   | -0.024 ***<br>(0.009) | -0.024 **<br>(0.009) |

续表 6

|                | 被解释变量:1岁以内死亡(是=1,否=0) |                       |                       |                      |
|----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
|                | (1)                   | (2)                   | (3)                   | (4)                  |
| 在家由医生或接生员接生    | -0.018 ***<br>(0.004) | -0.015 ***<br>(0.004) | -0.029 ***<br>(0.008) | -0.020 **<br>(0.009) |
| 在家由护士接生        | -0.011<br>(0.009)     | -0.006<br>(0.011)     | 0.041 **<br>(0.019)   | 0.016<br>(0.028)     |
| 在其他地方分娩        | -0.003<br>(0.009)     | -0.001<br>(0.008)     | -0.022<br>(0.016)     | -0.010<br>(0.019)    |
| 县与年份的交叉固定效应    | √                     | -                     | √                     | -                    |
| 公社与年份的交叉固定效应   | -                     | √                     | -                     | √                    |
| 母亲固定效应         | -                     | -                     | √                     | √                    |
| 观测值            | 56664                 | 55245                 | 52934                 | 50861                |
| R <sup>2</sup> | 0.097                 | 0.234                 | 0.388                 | 0.512                |

说明:所有回归都控制了性别(男孩=1)、母亲生育年龄、出生次序、父母受教育年限、民族(汉族=1,其他=0)。括号中给出了聚类标准误统计量,列(1)和列(3)以县为聚类,列(2)和列(4)以公社为聚类。表中的\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

#### (四) 工具变量回归

为进一步处理分娩条件的自选择性问题,本研究基于以下思路构建了工具变量的实证策略:对于同一妇女,若某一胎次发生了分娩条件改善,那么其后的胎次将可能延续这一改善的分娩条件。因此,妇女是否曾住院分娩、是否曾由医生或接生员在家接生可作为当期分娩条件的工具变量。此外,排他性要求工具变量只能通过分娩条件改善途径影响婴幼儿健康。一个可能破坏排他性的情况是,若分娩条件的改善伴随着家庭生活条件的提升,那么下一胎次的婴幼儿健康将受到家庭条件变化的直接影响。为检验排他性是否成立,本研究以出生体重作为反映家庭生活条件的指标,考察了妇女是否曾住院分娩、是否曾由医生或接生员在家接生与当前胎儿出生体重的关系。表7的结果显示,工具变量并不会影响出生体重,因此工具变量的排他性得到支持。

表 7

工具变量有效性检验

|                 | 被解释变量:出生体重        |                   |
|-----------------|-------------------|-------------------|
|                 | (1)               | (2)               |
| 曾住院分娩(是=1)      | -0.038<br>(0.090) | 0.042<br>(0.096)  |
| 曾由医生或接生员接生(是=1) | -0.045<br>(0.062) | -0.092<br>(0.083) |
| 县与年份的交叉固定效应     | √                 | -                 |
| 公社与年份的交叉固定效应    | -                 | √                 |
| 母亲固定效应          | √                 | √                 |
| 观测值             | 46552             | 43823             |
| R <sup>2</sup>  | 0.715             | 0.777             |

说明:所有回归都控制了性别(男孩=1)、母亲生育年龄、出生次序。括号中给出了聚类标准误统计量,列(1)以县为聚类,列(2)以公社为聚类。表中的\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

表8给出了工具变量的回归结果。第一次住院分娩和第一次由医生或接生员在家接生的样本被剔除,因为工具变量利用的是分娩条件变化的持续性,不能够解释该变化本身。面板A的第一阶段回归结果显示,妇女第一次住院分娩后,其后胎次住院分娩的概率显著提高了33%—36%;而妇女第一次在家由医生或接生员接生后,其后胎次由医生或接生员接生的概率提高了50%—53%。因此,妇女分娩条件改善具有持续性。面板B的第二阶段回归结果显示,住院分娩和在家由医生或接生员接生变量的系数都为负值,且较为显著,因此肯定了分娩条件改善对婴儿死亡率的降低作用。

第二阶段回归的系数值较基准回归更大,可能是由于处理组样本的变化导致的。在工具变量的策略下,母亲至少需要生育 3 个子女才能够被用于识别分娩条件改善的影响。而这些样本的家庭经济条件可能较差,因此分娩条件改善的作用更大。

表 8 工具变量的回归结果

| 面板 A: 第一阶段回归         |                             |                      |                             |                             |
|----------------------|-----------------------------|----------------------|-----------------------------|-----------------------------|
|                      | (1)                         | (2)                  | (3)                         | (4)                         |
| 是否住院分娩(是 = 1, 否 = 0) | 是否在家由医生或接生员接生(是 = 1, 否 = 0) | 是否住院分娩(是 = 1, 否 = 0) | 是否在家由医生或接生员接生(是 = 1, 否 = 0) | 是否在家由医生或接生员接生(是 = 1, 否 = 0) |
| 曾住院分娩(是 = 1)         | 0.360 ***<br>(0.035)        | -0.021 *<br>(0.012)  | 0.330 ***<br>(0.035)        | -0.017<br>(0.015)           |
| 曾由医生或接生员接生(是 = 1)    | -0.008<br>(0.009)           | 0.534 ***<br>(0.036) | 0.001<br>(0.006)            | 0.495 ***<br>(0.038)        |
| F 值                  | 53.47                       | 109.92               | 43.43                       | 84.25                       |
| 模型设定                 | 县与年份的交叉固定效应 + 母亲固定效应        |                      | 公社与年份的交叉固定效应 + 母亲固定效应       |                             |

| 面板 B: 第二阶段回归   |                       |                      |                       |                     |
|----------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|---------------------|
|                | 1 岁以内死亡(是 = 1, 否 = 0) |                      |                       |                     |
|                | (1)                   | (2)                  | (3)                   | (4)                 |
| 住院分娩           | -0.186 *<br>(0.107)   |                      | -0.278 **<br>(0.137)  |                     |
| 在家由医生或接生员接生    |                       | -0.112 **<br>(0.050) |                       | -0.112 *<br>(0.066) |
| 观测值            | 46556                 |                      | 43825                 |                     |
| R <sup>2</sup> | 0.013                 |                      | 0.011                 |                     |
| 模型设定           | 县与年份的交叉固定效应 + 母亲固定效应  |                      | 公社与年份的交叉固定效应 + 母亲固定效应 |                     |

说明:所有回归都控制了性别(男孩 = 1)、母亲生育年龄、出生次序、父母受教育年限、民族(汉族 = 1, 其他 = 0)。括号中给出了聚类标准误统计量,控制县与年份的交叉固定效应模型以县为聚类,控制公社与年份的交叉固定效应模型以公社为聚类。表中的 \*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

### (五) 异质性分析

表 9 进一步分析分娩条件改善是否会由于子女性别、父母受教育程度等因素的不同而导致其对新生儿健康影响的差异。在基准回归方程中纳入了各分娩条件与异质性变量的交互项。表 9 列(1)结果显示,分娩条件改善对男孩和女孩的影响并无差异,这可能反映了男孩和女孩受新生儿破伤风等疾病的威胁是相似的;列(2)显示,汉族家庭子女受分娩条件改善影响更大,由于少数民族样本主要来自较贫困的贵州省,该结果可能反映了少数民族贫困地区对赤脚医生、接生员的培养质量不如汉族地区;列(3)和列(4)显示父母受教育程度的差异并不会对分娩条件改善的效果产生影响,这可能反映了助产知识的特殊性使得受教育程度较高的家庭也难以在无医护人员帮助下进行科学分娩。

表 9 异质性分析

|                     | 被解释变量: 1 岁以内死亡(是 = 1, 否 = 0) |                       |                   |                   |
|---------------------|------------------------------|-----------------------|-------------------|-------------------|
|                     | (1)                          | (2)                   | (3)               | (4)               |
|                     | 男孩                           | 汉族                    | 母亲受教育年限           | 父亲受教育年限           |
| 住院分娩 × 异质性变量        | 0.007<br>(0.010)             | -0.037<br>(0.035)     | -0.004<br>(0.003) | 0.000<br>(0.003)  |
| 在家由医生或接生员接生 × 异质性变量 | 0.002<br>(0.006)             | -0.075 ***<br>(0.028) | 0.001<br>(0.002)  | -0.003<br>(0.003) |
| 住院分娩                | -0.029 ***<br>(0.011)        | 0.009<br>(0.034)      | -0.008<br>(0.013) | -0.027<br>(0.018) |

续表 9

|                | 被解释变量:1岁以内死亡(是=1,否=0) |                  |                      |                   |
|----------------|-----------------------|------------------|----------------------|-------------------|
|                | (1)                   | (2)              | (3)                  | (4)               |
|                | 男孩                    | 汉族               | 母亲受教育年限              | 父亲受教育年限           |
| 接生员接生          | -0.030 ***<br>(0.008) | 0.038<br>(0.026) | -0.034 **<br>(0.014) | -0.010<br>(0.019) |
| 县与年份的交叉固定效应    | √                     | √                | √                    | √                 |
| 母亲固定效应         | √                     | √                | √                    | √                 |
| 观测值            | 52934                 | 52934            | 52934                | 52934             |
| R <sup>2</sup> | 0.388                 | 0.388            | 0.388                | 0.388             |

说明:所有回归都控制了性别(男孩=1)、母亲生育年龄、出生次序、父母受教育年限、民族(汉族=1,其他=0)。括号中给出了以县为聚类的标准误统计量。表中的\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

### (六) 初级医疗改善与婴幼儿健康

分娩条件很可能与其他初级医疗服务相关。如提供接生服务的赤脚医生同时也可能为妇女和儿童治疗疾病,农村居民从医院获得更多生育服务的同时也可能获得其他方面的医疗服务。以上基于微观数据的回归通过控制住县(或公社)与年份的交叉固定效应,能够较好地排除其他初级医疗服务改善对识别分娩条件改善影响的干扰。但识别包括生育医疗在内的一般性初级医疗改善的影响也是极为重要的问题,目前也尚未有研究能够建立20世纪六七十年代初级医疗进步与民众健康改善的关系。因此,本文尝试通过将分娩条件变化汇总至县级层面,以住院分娩率增幅和在家专业接生率(由医生或接生员接生)增幅作为初级医疗进步的度量,估计其对婴儿死亡率的影响。以下给出了回归模型:

$$Mort_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \Delta Hospital_j \cdot Post70_t + \beta_2 \cdot \Delta Doctor\_Midwife_j \cdot Post70_t + \varphi_i + \lambda_t + \theta \cdot X_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

其中, $\Delta Hospital_j$  和  $\Delta Doctor\_Midwife_j$  分别是20世纪70年代住院分娩率和在家专业接生率(由医生或接生员接生)与20世纪60年代相对应水平的差值,这两个指标由“深入的生育力调查数据”汇总得到,Post70<sub>t</sub> 指示个体i是否出生于20世纪70年代(是=1,否=0), $\beta_1$  和  $\beta_2$  识别了初级医疗改善对婴儿死亡率的影响,其他变量与模型(1)一致。

表10给出了回归结果。列(1)和列(2)显示,在家由医生或接生员接生率的增长显著降低了婴儿死亡率;住院分娩率的增长虽然也降低了婴儿死亡率,但在列(2)控制了更多地区层面协变量的情况下变得不显著,这可能是由于住院分娩率增幅较大的是北京、上海等少数经济较发达地区,导致住院分娩率变化与经济增速存在一定关联。列(3)控制了个体层面的分娩条件类别,此时核心解释变量系数更多地反映了除生育医疗以外的初级医疗对婴幼儿健康的影响。结果显示,在家由医生或接生员接生率的增长仍然显著地降低了婴儿死亡率。因此,不仅仅是分娩条件改善对婴幼儿健康有着显著影响,与分娩条件改善相关的其他初级医疗服务也起到了重要作用。

表10 初级医疗改善与婴幼儿健康

|                     | 被解释变量:1岁以内死亡(是=1,否=0) |                      |                     |
|---------------------|-----------------------|----------------------|---------------------|
|                     | (1)                   | (2)                  | (3)                 |
| 住院分娩率变化×70年代        | -0.079 *<br>(0.041)   | -0.049<br>(0.041)    | -0.040<br>(0.041)   |
| 在家由医生或接生员接生率变化×70年代 | -0.073 **<br>(0.034)  | -0.073 **<br>(0.035) | -0.063 *<br>(0.035) |
| 母亲和出生年份固定效应         | √                     | √                    | √                   |
| 更多地区层面控制变量          | -                     | √                    | √                   |
| 个体层面助产方式            | -                     | -                    | √                   |

续表 10

|                | 被解释变量:1 岁以内死亡(是 = 1, 否 = 0) |       |       |
|----------------|-----------------------------|-------|-------|
|                | (1)                         | (2)   | (3)   |
| 观测值            | 52980                       | 52980 | 52980 |
| R <sup>2</sup> | 0.325                       | 0.326 | 0.326 |

资料来源:降雨和气温数据来自美国国家海洋和大气管理局(NOAA)提供的网格全球气温降雨数据集;海拔均值和海拔标准差根据全球 30 角秒高程数据(GTOPO30)计算得到;人均粮食产出(市级)和人均 GDP(省级)数据来自各省的统计年鉴。

说明:所有回归都控制了性别(男孩 = 1)、母亲生育年龄、出生次序、父母亲受教育年限、民族(汉族 = 1, 其他 = 0)。列(2)额外控制了降雨(出生前 12 个月)、气温(出生前 12 个月)、海拔均值、海拔标准差、人均粮食产出(市级)和人均 GDP(省级)。列(3)额外控制了是否住院分娩、是否在家由医生或接生员接生、是否在家由护士接生、是否在其他地方分娩。括号中给出了以县为聚类的标准误统计量。由于县、市一级的人均 GDP 数据有较多缺失,因而表中采用人均 GDP(省级)数据。表中的 \*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

## 五、结论

改革开放前,初级卫生保健的普及可能是导致我国民众健康显著改善的重要原因,但迄今仍未有研究系统地识别初级卫生保健改善的影响。本研究利用“深入的生育力调查”微观数据,从分娩条件的视角考察了生育医疗改善的长期趋势,并识别了分娩条件改善的影响。1963—1978 年,在 9 个受调查的样本省与直辖市的农村地区,住院分娩比例上升了 11.2%;而对于在家分娩妇女,其获得医护人员接生帮助的比例上升了 10.1%。采用母亲固定效应以及工具变量的回归结果显示,相比无医护人员帮助在家分娩的妇女,住院分娩和在家由医生或接生员帮助分娩都显著降低了婴儿死亡率。因此,本研究从分娩条件改善的视角,说明了初级卫生保健普及对我国民众健康的重要意义。

通过对新中国早期医疗卫生条件变化及影响的分析,本研究也提供了两点启示。其一,我国对赤脚医生、接生员等初级卫生人员的培养对农村医疗卫生改善起到了重要作用,因此赤脚医生制度值得被其他医疗资源短缺的发展中国家借鉴。其二,虽然本研究主要考察改革开放前分娩条件改善的影响,但许多赤脚医生、接生员在改革开放后一直继续着他们原有的工作,<sup>①</sup>因此他们对民众健康改善的重要作用很可能长期持续。

## The Improvement of Maternity Care Services and Infant Health in Rural China

*Lin Youhong*

**Abstract:** This paper employs the micro data from China In-depth Fertility Survey to examine the change of maternity care services and its effects in rural China before the Reform and Opening-up. The data reveal a significant improvement in childbirth condition: the percentage of hospital delivery increased by 11.2% and the percentage of home delivery which women receiving assistance from medical workers increased by 10.1%. Regressions with mother fixed effects show that both hospital delivery and home delivery with the assistance from doctors or midwives significantly lowered infant mortality. Robustness check excludes the disturbance of the premature delivery and the family planning policy. Instrumental regression is used to solve the endogeneity problem because of women's health status and results confirm the importance of childbirth condition improvement for infant health.

**Keywords:** Primary Health Care, Maternity Care Services, Childbirth Condition, Health

(责任编辑:马烈)

<sup>①</sup> 改革开放后我国对赤脚医生进行培训考核,合格的被认定为乡村医生,不再使用“赤脚医生”的称呼。至 1994 年,全国仍有 93 万乡村医生、38 万接生员。参见国家统计局农村社会经济调查总队编:《中国农村统计年鉴 1995》,中国统计出版社 1996 年版,第 321 页。