

# 需求侧卫生政策与妇幼健康

## ——基于农村住院分娩补助政策的经验研究

王晓霞, 赵丽惠

(首都经济贸易大学 劳动经济学院, 北京 100070)

**摘要:** 妇幼健康关系到长期人力资本形成, 是“健康中国 2030”战略规划的重要领域。农村的妇幼健康水平相对薄弱, 而针对需求侧的卫生政策是重要的政策实施方向。文章关注了农村孕产妇住院分娩补助政策, 使用双重差分策略考察其成效。研究表明, 农村孕产妇住院分娩补助政策的实施显著提高了农村孕产妇的住院分娩率, 并且效果逐年累积。分地区来看, 政策效果符合向中西部弱势地区倾斜的定位。在低收入、经产妇女人群中, 政策效果相对有限。政策效果随医疗卫生机构的密度上升而提升, 体现了医疗供给侧联动改革的重要性。对妇幼健康的进一步分析表明, 农村孕产妇住院分娩补助政策能够通过提升分娩技术来改善孕产妇健康, 但没有提升养育行为的科学性, 因此对婴幼儿健康可能没有产生积极影响, 而医疗卫生机构的密度能够增进政策的妇幼健康效果。文章的研究有助于未来在重点人群、供给侧政策配合等方面完善妇幼健康政策, 也为实施需求侧卫生补助政策提供一定参考。

**关键词:** 需求侧卫生政策; 农村孕产妇; 住院分娩补贴; 双重差分; 妇幼健康

**中图分类号:** C913 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2023)05-0064-15

**DOI:** 10.16538/j.cnki.jfe.20230221.403

### 一、引言

提高妇幼健康水平是下一代健康发展的基石, 是未来人力资本提升、长期经济高质量增长的重要条件。我国将妇幼健康列入“健康中国 2030”战略目标, 妇幼健康指标也是联合国可持续发展目标的重要内容。提高住院分娩率和改善薄弱地区的分娩质量是推动妇幼健康的重要举措。医疗机构具有较好的卫生条件和科学专业的医疗服务, 住院分娩中的抢救和新生儿重症监护技术能有效降低孕产妇和新生儿死亡率(Chou 等, 2015; Qiao 等, 2021)。住院分娩服务还涉及产后护理和婴儿养育知识, 可能会影响新生儿家庭的健康观念和婴幼儿养育行为, 产生更长时期的健康效应。因此, 如何有效提升住院分娩率、改善妇幼健康, 尤其在相对薄弱的农村地区实现这一目标是政策关注的要点之一。

自 2000 年以来, 我国实施了一系列需求侧卫生政策以降低孕产妇死亡率和改善新生儿健康, 但是较少有文献科学系统地评估政策成效。本文关注了 2008 年以来大规模实施的农村孕产妇住院分娩补助政策, 考察其实施效果。不同出生队列受政策影响的状态不同, 城乡样本受政

收稿日期: 2022-08-19

基金项目: 国家自然科学基金项目(71603173); 北京市教委科研项目(SM201710038009)

作者简介: 王晓霞(1987-), 女, 山东德州人, 首都经济贸易大学劳动经济学院副教授, 硕士生导师;

赵丽惠(1998-)(通讯作者), 女, 河北秦皇岛人, 首都经济贸易大学劳动经济学院硕士研究生。

策影响的状态也不同，本文采用出生队列双重差分策略，从住院分娩率、妇幼健康和养育行为角度评估政策效果。

本文研究发现，农村孕产妇住院分娩补助政策整体有效，并且政策效果具有逐年积累特征。从不同人群来看，此政策在中西部地区有比较显著的效果，符合向弱势地区倾斜的定位。在低收入、经产妇人群中，农村孕产妇住院分娩补助政策效果相对有限，说明政策的扶弱效果不够理想。政策效果随着卫生机构的密度上升而提升，体现了医疗供给侧联动改革的重要性。从妇幼健康角度来看，此政策能够通过提升分娩技术来有效降低孕产妇死亡率，但是没有提升养育行为的科学性，因此没有改善婴幼儿健康。同时，医疗卫生机构的密度能够增进政策的妇幼健康效果。

本文的边际贡献主要是三方面。首先，本文提供了需求侧卫生政策提高住院分娩率的实证依据。为提高住院分娩率，在供给侧和需求侧均可实行政策。供给侧注重改进医疗服务的规模和质量，但是一些学者担心对供给方的投入会提高医疗服务价格(朱恒鹏等, 2021; 王增文等, 2022)。需求侧政策可以使用经济激励手段，如向孕产妇家庭提供现金补助(Powell-Jackson 等, 2015; Handa 等, 2016)，也可以直接免费提供产检、住院分娩、营养与健康咨询等服务，如服务券(Hoynes 等, 2011; Grépin 等, 2019)。除了经济激励，需求侧政策还可实施信息干预，如健康教育(Mitrut 和 Tudor, 2018; Maldonado 等, 2020)。

其次，本文基于双重差分识别策略，科学评估了农村孕产妇住院补助政策的实施效果。在已有相关研究中，一类研究探讨影响农村孕产妇住院分娩的因素，指出缓解经济条件限制、增加健康知识等的重要性(汪涛等, 2005; 蔡敏和钱军程, 2010)，但是并不能由此推断农村孕产妇住院分娩补助政策一定有积极的成效。另一类研究提供了政策实施前后的描述性分析(沈娟等, 2012; 李桂月, 2013)，发现住院分娩和妇幼健康均有所改善。由于缺少因果识别设计，这些研究不能提供政策成效的可信依据。本文使用了双重差分识别策略，这是科学评估这一政策效果的重要尝试，不仅评估了政策的整体效果，而且根据地区、收入、生育经历等不同人群来评估政策扶弱的效果，另外还从医疗供给政策配合的角度探讨了政策效果。

最后，本文所提供的实证依据有助于指导与优化未来的妇幼健康政策和需求侧卫生政策。本文发现，医疗供给侧政策的配合有助于农村孕产妇住院分娩补助政策发挥积极作用，这与国际经验一致。例如，Gitobu 等(2018)和 Powell-Jackson 等(2015)考察肯尼亚的取消住院分娩费用、印度的住院分娩现金激励政策时，均发现政策提高了住院分娩率，但是新生儿健康未改善。而 Handa 等(2016)发现，赞比亚的现金补助政策总体上没有改善孕产妇健康，但是对于享有医疗机构便利的家庭，政策会增加专业助产士的使用率。这些研究都表明需求侧政策可能需要供给侧政策配合。本文肯定了供给侧政策配合农村孕产妇住院分娩补助政策的重要性，丰富了这类研究。本文研究对于优化未来的妇幼健康以及卫生政策都有一定的参考价值。

接下来，本文将如下安排：第二部分介绍政策背景和理论假说；第三部分介绍数据及实证策略；第四部分报告实证结果，包括基本结果、稳健性检验和异质性分析结果；第五部分从妇幼健康等结果出发，进一步分析政策效果；第六部分为结论与政策启示。

## 二、政策背景和理论假说

为提高妇幼健康水平、降低孕妇死亡率和婴儿死亡率，特别是解决农村和中西部地区妇幼健康更加薄弱的问题，我国先后出台了一系列政策。2000年，我国启动降低孕产妇死亡率和消除新生儿破伤风的项目(以下简称“降消”政策)。“降消”政策重点关注贫困地区，覆盖范围从

西部 12 省的 378 个贫困县逐步扩大至中西部经济发展滞后地区, 实施内容包括基层人员培训、基础设施建设、健康教育、贫困家庭孕产妇救助等。关于其中的贫困家庭孕产妇救助, 在 2005 年, 国家级贫困县孕产妇住院分娩每人补助 150 元, 一般县贫困家庭孕产妇每人补助 100 元。根据卫生部统计, 到 2005 年底, 有 73 万名贫困家庭孕产妇得到项目资助。

“降消”政策之后, 住院分娩补助的实施范围和补助力度均大幅提升。2008 年, 农村孕产妇住院分娩补助政策(以下简称“农村住院分娩补助政策”)扩展至中西部 22 个省的所有县(市), 并增加补助金额。中央财政对西部地区按每人 400 元补助, 对中部地区按每人 300 元补助, 当年中央财政共投入 19.3 亿元, 政策惠及 814 万农村孕产妇。2009 年, 农村孕产妇住院分娩补助政策推广至全国, 当年中央财政共安排专项补助资金 30.6 亿元。截至 2010 年 8 月, 该项目已惠及 1170 万人, 覆盖规模远远超过 2008 年之前, 成为新医改以来最重要的公共卫生政策之一。<sup>①</sup>在这一系列政策期间, 我国的妇幼健康总体水平不断提升, 城乡和地区差距也有所缓解, 具体如图 1 所示。

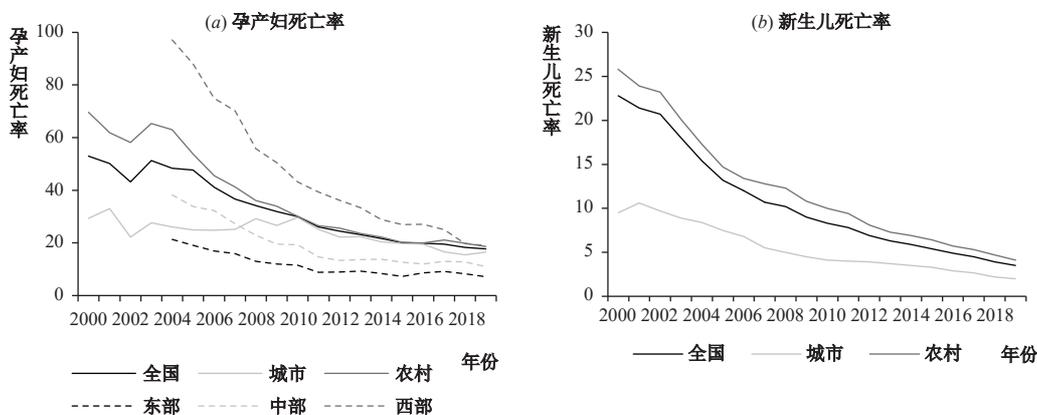


图 1 孕产妇死亡率与新生儿死亡率

注: 资料来源于《中国卫生健康统计年鉴 2020》。孕产妇死亡率单位为十万分之一, 新生儿死亡率单位为千分之一。

农村住院分娩补助政策可以直接补贴农村孕产妇家庭, 降低其面临的住院分娩价格, 这很可能会增加住院分娩服务的可及性。例如, 基于肯尼亚的取消住院分娩费用(Gitobu 等, 2018)、基于印度的现金激励政策等研究(Randive 等, 2013; Powell-Jackson 等, 2015)发现, 经济状况是阻碍住院分娩的重要因素。对于更广泛的医疗服务, 一些文献也发现补贴需求侧能够提高医疗服务的利用率。例如, 程令国和张晔(2012)研究发现新农合补贴医疗服务价格能够减少“无钱诊治”和“有病不医”的问题。潘杰等(2013)研究发现城镇居民社会养老保险提高了居民就医的医疗机构等级。李永友和郑春荣(2016)认为, 最低收入分组是新医改以来公共住院服务的最主要受益群体。Goodman-Bacon(2018)发现美国对低收入群体实施医疗救助制度之后, 提高了这些家庭的住院分娩率。2008 年之后, 农村住院分娩补助政策对孕产妇家庭提供了补助, 约为分娩费用的 30% 至 40%。<sup>②</sup>我们推测这可能通过降低家庭面临的住院分娩价格来提高住院分娩服务可及性。

对于一般性的医疗服务, 在医疗服务价格等经济因素之外, 交通、生活习惯、健康意识、医疗质量等诸多因素都可能影响需求(陈昊等, 2020)。住院分娩是一项重要的医疗服务。在农村住院分娩补助政策实施期间, 以上因素也在发生变化, 社会保障制度、交通设施等也更加完善了。因此, 剥离干扰因素, 构建补助政策与住院分娩之间的因果关系尤为必要。

① 自 2018 年起, 农村孕产妇住院分娩补助政策并入居民医疗保险支付范围, 大部分采用定额补助的方式。

② 根据邢利霞等(2009)研究, 当时河北省农村孕产妇人均住院分娩费用约为 1006.88 元。

从健康和个体福利的角度来看，农村住院分娩补助政策能否改善妇幼健康是需要进一步考察的重要问题。医学领域通常认为，相比在家分娩，住院分娩最大的优势是更安全可靠的卫生和技术条件，能提高分娩质量，增加危重情形的母婴存活率，从而改善妇幼健康(Qiao等, 2021)。但是能否确保医疗机构具备更安全可靠的卫生和技术条件需要实证检验。在发展中国家，Randive等(2013)发现印度有条件的现金激励政策能够提高住院分娩率，但是并没有改善孕产妇死亡率，从而推测医疗供给质量是主要原因。在风险防控技术成熟的发达国家，Daysal等(2015)发现荷兰的低风险孕产妇住院分娩比在家分娩更有益于保障新生儿健康，强调了医疗技术的重要作用。一些文献在住院天数这类更细致的层面上讨论了医疗机构在住院分娩健康效应中的作用。Sievertsen和Wüst(2017)发现丹麦实施分娩日出院措施后，婴儿健康和长期的学习成绩均会变差。Almond和Doyle(2011)基于美国加州数据研究发现，由于存在道德风险，延长分娩住院天数并不能改变婴儿健康。我国医疗资源分布不均，目前妇幼健康水平仍然有一定的地区差距，医疗资源薄弱地区的妇幼健康水平还有较大的提升空间。<sup>①</sup>近年来妇幼健康的整体改善能否归因于农村住院分娩补助政策需要因果识别检验。并且，鉴于文献对医疗供给的讨论，分析政策的妇幼健康效果时，本文还将关注医疗供给对政策效果的影响。

关于住院分娩补助政策对婴儿健康的影响，我们还关心其长期效果，这关系到儿童长期的人力资本发展。住院分娩使孕产妇家庭有机会接触科学分娩和新生儿护理，这种经验可能会改变其对正规医疗和科学养育行为的认知(Sievertsen和Wüst, 2017)，进而影响婴儿抚养行为。吴贾等(2021)发现《母婴健康法》通过加强孕期管理和婴儿疫苗接种等服务，改善了长期的儿童健康。Hjort等(2017)发现，丹麦的婴儿家访政策能够改善受访婴儿的营养和卫生条件，使后者到中年仍然能够享受到积极的健康效果。然而分娩住院天数往往较短，能否如《母婴健康法》或婴儿家访政策对养育行为产生积极影响，需要实证分析来回答。基于以上分析，我们提出如下待检验的研究假说。

假说1：农村住院分娩补助政策能够提高住院分娩率。

假说2：农村住院分娩补助政策能够提升分娩技术，改善孕产妇健康和婴儿健康，而提高医疗供给将有助于实现此政策效果。

假说3：农村住院分娩补助政策能够影响婴幼儿抚育行为的科学性，从而提高长期的婴幼儿健康水平。

### 三、数据与实证策略

#### (一)数据来源

本文主要的数据来源有两部分。第一项数据为中国家庭追踪调查数据(*China Family Panel Studies, CFPS*)。CFPS是由北京大学中国社会科学调查中心实施的全国性追踪调查项目。本文使用了2010年、2012年和2014年三期调查数据。为了使样本在政策实施前后基本对称分布，我们选取出生年份为2003—2014年的个体，关注政策对住院分娩的影响并进一步分析其对妇幼健康的影响。本文在儿童问卷中提取个体信息，在家庭问卷与成人问卷中提取家庭经济状况和父母信息，其中将经济变量按CPI调整为2015年价格。结果变量主要为是否住院分娩，也关注妇幼健康，如婴儿是否生病及BMI等变量。对于身高和体重等个体特征、家庭经济状况、医疗点距离等变量，进行1%缩尾处理。对于有多次观测的追踪样本，仅保留第一次观测。

<sup>①</sup> 根据图1所示，在孕产妇死亡率方面，2019年西部地区的孕产妇死亡率是东部地区的2.7倍。在各省中，2019年北京市为全国最低。在新生儿死亡率方面，城乡差距也还比较明显，2019年农村新生儿死亡率为4.1%，为城市的2倍。

第二项数据来源为省级层面，主要来自于《中国卫生健康统计年鉴》和国家统计局等。与 CFPS 一致，省级数据包括了住院分娩和妇幼健康结果变量：(1) 各省的总体住院分娩率和市、县级的住院分娩率；(2) 孕产妇死亡率；(3) 婴幼儿健康，包括围产儿死亡率、新生儿破伤风发病率、5 岁以下中重度营养不良比重等。但相比 CFPS，省级数据中的结果变量也有所不同，并且更为细致，比如住院分娩率区分了市、县。在妇幼健康方面，省级数据可以考察在孕产妇死亡率、围产儿死亡率等分娩时点附近的指标，对 CFPS 进行补充。省级数据还提供了经济状况和社会发展情况。经济状况变量包括城乡人均收入、人均 GDP 及产业结构等。社会发展变量主要是人口结构指标，如农村人口占比、社会抚养比等。

(二) 实证策略

本文的识别策略利用了 2008 年以来逐步实施的大范围农村住院分娩补助政策，构建出生队列双重差分模型。这一方法参考了 Duflo(2001)、梁超等(2022) 研究。政策大范围实施始于 2008 年中西部地区，并在 2009 年推广至全国。政策的覆盖范围相比之前“降消”政策中的住院分娩补助大大增加，补助力度也大幅提高。基准回归忽略了 2008 年以前的贫困家庭孕产妇补助政策，稳健性检验部分考虑前期政策的影响。对于农村个体，如果在政策实施后出生，则受到政策覆盖，反之则未覆盖，这形成了政策实施前后的差异。同时，由于城市个体不享受这政策，城乡间存在差异。这两个层次的差异构成了双重差分策略的基础。

为了更好地保证城乡两个群体的可比性，我们进一步限制了城市样本，剔除了城市样本中收入在总体中位数以上的观测值，而且在异质性分析中也按收入水平分组，考察政策效果。回归方程设置如下：

$$Y_{iprt} = \alpha_0 + \beta policy_{prt} + \theta X_{iprt} + \lambda_t + \mu_p + \gamma_r + \varepsilon_{iprt} \quad (1)$$

其中，下标  $i$ 、 $p$ 、 $r$ 、 $t$  分别表示儿童个体  $i$ 、出生省份  $p$ 、城乡状态  $r$  和出生年份  $t$ 。 $Y_{iprt}$  为一系列结果变量，在基本模型中，我们关注是否住院分娩，如果出生地点在医院则赋值为 1，否则赋值为 0。在进一步分析中，结果变量还关注妇幼健康，包括母亲的健康水平及 BMI 指标、婴儿是否生病及 BMI 指标等变量。主要被解释变量的描述性统计请见表 1。

表 1 主要被解释变量描述性统计

变量分类	主要被解释变量	观测值	平均值	标准差
微观数据 CFPS	住院分娩(1=是, 0=否)	5533	0.85	0.36
	不健康等级(1-5级)	1975	2.62	1.09
	母亲 BMI 正常(1=是, 0=否)	5881	0.56	0.5
	低出生体重儿(1=是, 0=否)	5881	0.88	0.33
	BMI 正常(1=是, 0=否)	4886	0.28	0.45
	是否生病(1=是, 0=否)	5204	0.34	0.48
	母乳喂养(1=是, 0=否)	5881	0.93	0.26
	生病送医(1=是, 0=否)	2433	0.76	0.41
省级数据	住院分娩率(%)	310	94.05	10.83
	住院分娩率-市(%)	310	96.71	6.76
	住院分娩率-县(%)	310	93.02	11.80
	孕产妇死亡率(十万分之一)	310	29.98	38.08
	围产儿死亡率(‰)	310	8.49	4.18
	新生儿破伤风发病率(万分之一)	279	0.29	0.58
	5岁以下儿童中重度营养不良比重(%)	310	1.74	1.32

$policy_{prt}$  是核心解释变量。按照省份、城乡和出生年份，当个体在政策实施后出生且为农村个体时被政策覆盖，则  $policy_{prt}$  赋值为 1；否则为未被政策覆盖，赋值为 0。这一项相当于普通双重差分模型中的处理组和政策实施两个虚拟变量的交乘项。方程中还包含表示城乡身份的虚拟变量和表示政策实施后的虚拟变量，前者即为城乡固定效应  $\gamma_r$ ，后者被年份固定效应  $\lambda_t$  所控制。

$X_{iprt}$  为控制变量，包括可能影响结果变量的个体特征、家庭特征以及宏观层面变量。个体特征变量包括民族和胎龄等；家庭特征变量包括父母受教育年限、母亲生育年龄及平方、是否为初产妇、 $\ln$ (人均家庭收入)等；宏观层面变量主要考虑了医疗供给状况和经济水平，其中医疗机构的卫生人员密度和床位密度，用  $\ln$ (每千人卫生人员数)和  $\ln$ (每千人床位数)表示，经济水平以  $\ln$ (省级人均年收入)表示，并以  $\ln$ (人均客运量)控制交通发展情况。方程(1)控制了城乡固定效应  $\gamma_r$ 、出生年份固定效应  $\lambda_t$  和省份固定效应  $\mu_p$ ，并控制调查年份固定效应。 $\varepsilon_{iprt}$  为随机扰动项。方程使用省层面的聚类标准误。

双重差分要求处理组和对照组在政策实施前满足平行趋势。按城乡分组的各年平均住院分娩率如图 2 所示。在政策实施前，城乡住院分娩率趋势大致相同。在政策实施后，城乡差距下降。后文的稳健性分析还将通过事件研究法逐年考察政策的动态效应，进一步验证平行趋势。

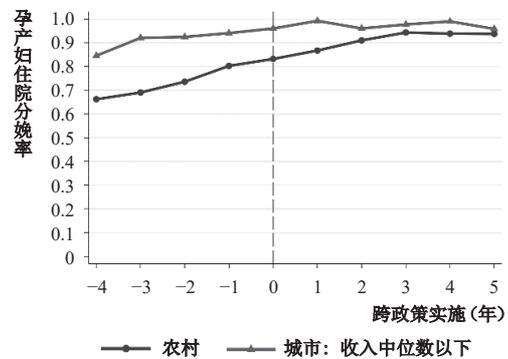


图 2 住院分娩率平行趋势

CFPS 数据为生存个体的回溯数据。为避免生存选择的问题，本文还使用了省级数据，可得年份为 2005—2014 年。省级数据不能按城乡分别统计结果变量，因此把双重差分策略中的政策覆盖变量替换为连续型的农村人口占比，代表受政策影响的强度，方程如式(2)所示。

$$Y_{pt} = \alpha_0 + \beta policy_{pt} \times RatioR_{pt} + RatioR_{pt} + \theta X_{pt} + \lambda_t + \mu_p + \varepsilon_{pt} \quad (2)$$

其中，下标  $p$ 、 $t$  分别表示省份、年份。 $Y_{pt}$  为结果变量，包括各省的总体住院分娩率和市、县级的住院分娩率，其中市、县级变量有助于理解政策作用的来源；孕产妇健康结果为孕产妇死亡率；婴幼儿健康结果包括围产儿死亡率、新生儿破伤风发病率、5 岁以下儿童中重度营养不良比重等。主要被解释变量的描述性统计请见表 1。

$policy_{pt}$  表示省份  $p$  在年份  $t$  是否被政策覆盖。 $RatioR_{pt}$  表示农村人口的占比，代表政策影响强度。政策覆盖与政策影响强度的交乘项的系数  $\beta$  代表了政策效果。 $X_{pt}$  为控制变量，除了农村人口占比，还包括以下变量：经济状况，以  $\ln$ (人均 GDP)、第一和第二产业比重、 $\ln$ (人均收入)等表示；人口结构，以社会抚养比表示；医疗资源，以  $\ln$ (每千人卫生人员数)和  $\ln$ (每千人床位数)表示。方程还控制了年份固定效应  $\lambda_t$  和省份固定效应  $\mu_p$ 。 $\varepsilon_{pt}$  为随机扰动项。

#### 四、实证结果：住院分娩

##### (一)基本结果

本文基于 CFPS 数据和双重差分模型，考察了农村住院分娩补助政策对住院分娩率的影响，具体回归结果如表 2 所示。第(1)列是全样本结果，第(2)列基准模型和之后的回归均在城市样本中剔除了收入高于中位数的观测值。之后的回归调整了方程的控制变量，其中第(3)列新增了家庭层面的医疗可及性，以  $\ln$ (最近公交站点距离)和  $\ln$ (最近医疗点距离)表示。基准回

归中不含这两项是因为这两项与家庭区位有关,很可能有不可观测因素同时影响这两项和结果变量。第(4)列将医疗资源供给替换为医疗机构密度和妇幼保健院密度。为了排除其他可能干扰家庭住院分娩决策的农村改革,第(5)列将样本出生年份缩短至 2006—2013 年,这也能够反映出政策的短期效果。<sup>①</sup>

表 2 农村住院分娩补助政策与住院分娩:CFPS 数据

	被解释变量:是否住院分娩(1=是;0=否)				
	(1) 全样本	(2) 基准	(3) 医疗点距离	(4) 机构密度	(5) 2006—2013年
政策覆盖	0.090*** (0.023)	0.051*** (0.017)	0.046** (0.019)	0.048*** (0.016)	0.039* (0.022)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
城乡固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
N	5 525	4 135	2 689	4 135	2 935

注:括号中为聚类到省份的标准误。\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%显著水平下显著。控制变量包括个体特征,如民族、胎龄等;家庭特征,如父母受教育年限、母亲生育年龄及平方、是否为初产妇、ln(人均家庭收入)等;宏观层面变量,如ln(省级人均年收入)、ln(每千人卫生人员数)、ln(每千人床位数)、ln(人均客运量)等。由于篇幅所限,后文基于CFPS的回归如果与基准回归的控制变量一致,不再单独说明。

第(2)列基准模型结果显示,农村住院分娩补助政策实施后,孕产妇住院分娩率平均上升 5.1 个百分点,回归系数在 1% 的显著性水平上显著。第(1)列使用全样本的结果与基准模型一致,系数更高。第(3)、(4)列调整控制变量,结果也是一致的。第(5)列将样本年份缩短至 2006—2013 年,回归系数下降至 3.9。这很可能是因为政策有累积效应,短期效应低于长期效应,这一点在后续的动态效应考察中得到验证。

基于省级数据的回归结果如表 3 所示,与基于 CFPS 的结果一致。第(1)列基准模型结果表明,当一省的农村人口占比上升 1 个百分点时,在该省实施农村住院分娩补助政策,会使住院分娩率上升 8.6 个百分点,在 1% 显著性水平上显著。第(2)列缩短数据年份至 2006—2013 年时,回归系数的大小有所下降,但依然显著。第(3)列将控制变量中的医疗资源供给情况调整为医疗卫生机构和妇幼保健院密度,回归系数与基准情形一致。第(4)、(5)列分别考察了市、县级住院分娩率受政策的影响,其中市级层面的回归系数非常小,并且不显著,表明农村住院分娩补助政策的影响主要发生在县级,农村孕产妇住院分娩时大多数选择前往县级医疗机构,而非往更高层级的市级医疗机构。

表 3 农村住院分娩补助政策与住院分娩:省级数据

	被解释变量:住院分娩率(%)				
	(1) 基准	(2) 2006—2013年	(3) 机构密度	(4) 住院分娩率—市	(5) 住院分娩率—县
政策覆盖×农村占比	8.561*** (2.660)	4.677* (2.568)	10.551*** (2.801)	2.532 (2.004)	9.627*** (2.949)

<sup>①</sup>可能带来干扰的政策为 2000—2006 年农村税费改革、2013 年底启动的“精准扶贫”政策等。这些政策改变了家庭的可支配收入,可能影响家庭的医疗服务需求决策。当然,基准模型已经控制了家庭收入,因此受这些政策干扰的影响不大。

续表 3 农村住院分娩补助政策与住院分娩：省级数据

	被解释变量：住院分娩率(%)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	310	248	310	310	310

注：括号中为标准误。\*、\*\*和\*\*\* 分别表示在10%、5%和1%显著水平下显著。控制变量包括农村人口占比、社会抚养比、ln(人均GDP)、第一和第二产业比重、ln(人均收入)、ln(每千人卫生人员数)和ln(每千人床位数)等。后文基于省级数据的回归如果与基准回归的控制变量一致，不再单独说明。

(二)稳健性检验

本文在前期政策、解释变量、动态效应等方面，基于 *CFPS* 数据进行了一系列稳健性检验。

1. 前期政策干扰

为消除前期政策的影响，我们改变了样本容量。在 2008 年大规模实施农村住院分娩补助政策之前，我国已经开展了多年“降消”政策，对贫困地区或贫困家庭实施农村住院分娩补助政策，只是“降消”政策期间住院分娩补助的实施范围和力度均远小于大规模政策实施的情形。排除这一潜在干扰的理想操作是剔除国家级贫困县和贫困家庭，但是 *CFPS* 缺少详细的区县信息，无法识别国家级贫困县，因此我们剔除了家庭收入在 25 分位数以下的样本，以尽可能排除在“降消”政策期间已被政策覆盖的家庭对结果的干扰。剔除收入 25 分位数样本的结果如表 4 所示。回归系数普遍比基本回归的结果更大。这可能是因为前期针对贫困地区的贫困家庭的“降消”政策已经产生了作用，即前述的基本模型可能低估了效果。

表 4 农村住院分娩补助政策与住院分娩：剔除 25 分位收入以下样本 (*CFPS*)

	被解释变量：是否住院分娩(1=是; 0=否)			
	(1) 基准	(2) 医疗点距离	(3) 机构密度	(4) 2006—2013年
政策覆盖	0.075*** (0.016)	0.082*** (0.021)	0.071*** (0.016)	0.057** (0.023)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
城乡固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	2817	1832	2817	1970

表 5 农村住院分娩补助政策与住院分娩：替换解释变量 (*CFPS*)

	被解释变量：是否住院分娩(1=是; 0=否)			
	(1) 基准	(2) 医疗点距离	(3) 机构密度	(4) 2006—2013年
政策覆盖	0.081*** (0.021)	0.089*** (0.022)	0.083*** (0.022)	0.044 (0.029)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
城乡固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	3698	2457	3698	2588

2. 替换解释变量

此前基本结果的解释变量是按国家统计局标准划分的城乡分类构造的。我们尝试了按农业、非农业户口性质来构造解释变量，结果如表 5 所示。回归系数的方向与基本结果保持一致，而且系数比基本结果更大。<sup>①</sup>

3. 动态效应

基本模型给出的估计表示政策实施至 2014 年的平均效应。为了解政策效应随时间的演变，我们基于事件研究法，以政策实施前一年为参考年份，逐年考察政策的效应，方程如下。

① 第(4)列的 *t* 值为 1.5，回归系数在 15% 显著性水平上显著。

$$Y_{iprt} = \alpha_0 + \sum_{k=-6}^6 \beta_k D_{prk} + \theta X_{iprt} + \lambda_t + \mu_p + \gamma_r + \varepsilon_{iprt} \quad (3)$$

其中,  $D_{prk}$  代表农村住院分娩补助政策实施后  $k$  年的虚拟变量, 参数  $\beta_k$  的逐年变化即为政策的逐年动态效应, 结果如图 3 所示, 左图为全年份样本的结果, 右图为 2006—2013 年样本结果。在政策实施之前的各年份, 系数均不显著, 平行趋势成立。在政策实施之后的各年份, 政策对农村孕产妇住院分娩率都表现出促进作用, 而且回归系数随政策实施年份有一定程度的增加, 这在样本年份缩短后的右图中更加明显, 即政策效果有累积趋势。

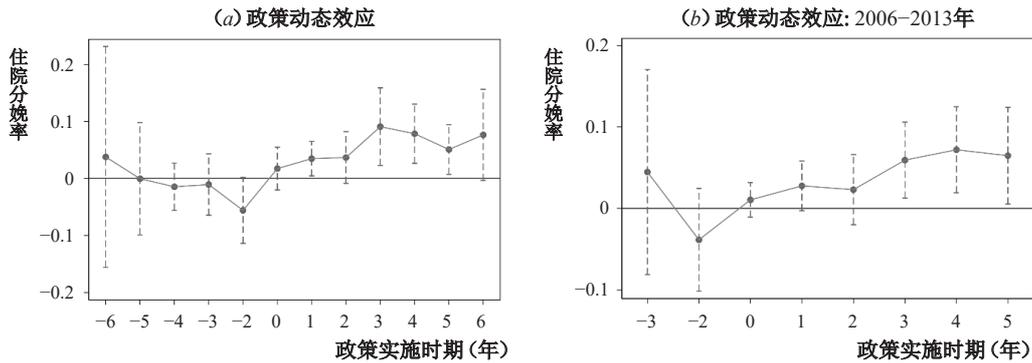


图 3 农村住院分娩补助政策的动态效应: 基于事件研究法

注: 图中显示了 90% 的置信区间。

(三) 异质性分析

我们主要基于 CFPS 数据, 根据生育经历、地域、收入水平、医疗供给情况等考察了农村住院分娩补助政策效果的异质性。

首先, 生育经历一方面意味着经产妇拥有分娩的经验, 可能使其认为住院对分娩的价值不大, 因而住院分娩意愿下降; 另一方面, 生育经历也意味着经产妇对生育风险有更切身的感知, 可能会促使其更愿意选择住院分娩。为了考察生育经历是否影响政策效果, 我们将孕产妇划分为初产妇与经产妇, 并分别回归, 结果如表 6 第(1)、(2)列所示。结果表明, 农村住院分娩补助政策能显著促进初产妇的住院分娩率, 但是在经产妇群体中没有促进作用。在样本中初产妇的平均住院分娩率为 0.89, 而经产妇群体的平均值仅为 0.78。这意味着经产妇群体是进一步挖掘政策潜力的重要群体, 可能需要对经产妇群体增加健康教育, 使其更清楚地认识生育风险和住院分娩的优势。

表 6 异质性分析: 初产妇、地域、收入 (CFPS)

	被解释变量: 是否住院分娩(1=是; 0=否)						
	(1) 初产妇	(2) 经产妇	(3) 东部	(4) 中西部	(5) 低收入	(6) 中收入	(7) 高收入
政策覆盖	0.090*** (0.024)	0.016 (0.037)	0.027 (0.030)	0.060*** (0.020)	-0.000 (0.032)	0.092*** (0.020)	-0.111 (0.065)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城乡固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1891	1805	1244	2891	1317	2291	523

其次，我们在东部、中西部地区分别考察了农村住院分娩补助政策的效果，结果如表 6 第 (3)、(4) 列所示。结果表明，政策在中西部地区对农村住院分娩率有显著的提升效果，东部地区的回归系数非常小，且不显著。这很可能是因为东部地区的住院分娩率本身已经很高，没有提升的空间。地区间的异质性分析结果与政策向弱势地区倾斜的定位比较一致。

再次，由于低收入人群相对更容易面临预算约束以及缺乏健康教育，我们将居民按家庭人均收入分组，设 25 分位以下者为低收入组，25 分位至 75 分位的人群为中等收入组，75 分位以上者为高收入组。然后对各收入组分别考察农村住院分娩补助政策对住院分娩率的作用，结果如表 6 第 (5)–(7) 列所示。回归结果显示，政策对中等收入人群的作用最大，使住院分娩率提高了 9.2 个百分点，但是在高收入和低收入人群中，政策并没有显著提高住院分娩率，这意味着农村住院分娩补助政策“扶弱”效果可能较低。

最后，为讨论医疗资源的供给对政策效果的影响，我们在 CFPS 和省级数据的基本回归中分别加入了政策覆盖和医疗资源供给的交乘项，结果如表 7 所示。第 (1)–(3) 列为基于 CFPS 数据的结果，交乘项中的医疗资源供给分别为医疗卫生机构密度、妇幼保健院密度和床位密度。这些交乘项的系数显示，随着医疗卫生机构密度提高，政策对住院分娩率的提升作用会变强，其他两项医疗资源供给对政策效果则没有影响。第 (4)–(8) 列为基于省级数据的操作结果，结果类似。因此，增加医疗机构的数量供给有助于农村住院分娩补助政策发挥出更好的效应。

表 7 异质性分析：医疗资源供给

基于 CFPS, 被解释变量: 是否住院分娩(1=是; 0=否)					
	(1)	(2)	(3)		
	机构密度	妇幼保健院密度	床位密度		
政策覆盖	-0.029 (0.044)	0.048*** (0.017)	0.100* (0.058)		
政策覆盖×每千人医疗卫生机构数	0.132** (0.058)				
政策覆盖×每万人妇幼保健院数		0.021 (0.039)			
政策覆盖×每千人床位数			-0.016 (0.016)		
控制变量	控制	控制	控制		
年份固定效应	控制	控制	控制		
省份固定效应	控制	控制	控制		
城乡固定效应	控制	控制	控制		
N	4135	4135	4135		
基于省级数据, 被解释变量: 住院分娩率(%)					
	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	基准	2006–2013年	机构密度	住院分娩率–市	住院分娩率–县
政策覆盖×农村占比	27.672*** (3.635)	22.008*** (3.787)	31.193*** (3.686)	6.562** (2.978)	31.137*** (4.019)
政策覆盖×农村占比 ×ln(每千人医疗卫生机构数)	15.202*** (2.179)	12.999*** (2.246)	17.149*** (2.225)	3.280* (1.785)	17.116*** (2.409)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
N	310	248	310	310	310

### 五、进一步分析: 妇幼健康

#### (一) 孕产妇健康

本节以孕产妇健康为结果变量, 考察农村住院分娩补助政策的效果。基于 *CFPS*, 我们考察了政策对母亲不健康等级和 *BMI* 等长期健康指标的影响。我们在回归中加入政策覆盖与医疗卫生机构密度的交乘项。回归结果见表 8 第(1)–(4)列。回归系数的显著性水平不是很稳定, 因此政策对母亲的长期健康可能有积极作用, 而医疗供给可能对政策效果也有促进作用。

表 8 农村住院分娩补助政策与孕产妇健康

基于 <i>CFPS</i> , 被解释变量				
	(1) 不健康等级	(2) <i>BMI</i> 正常	(3) 不健康等级	(4) <i>BMI</i> 正常
政策覆盖	-0.567 <sup>*</sup> (0.279)	0.024 (0.033)	-0.498 (0.343)	-0.077 (0.055)
政策覆盖×每千人医疗卫生机构数			-0.117 (0.286)	0.165 <sup>*</sup> (0.093)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
城乡固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	1391	4224	1391	4224
基于省级数据, 被解释变量				
	(5) 孕产妇死亡率 (十万分之一)	(6) 新法接生率(%)	(7) 孕产妇死亡率 (十万分之一)	(8) 新法接生率(%)
政策覆盖×农村占比	-22.479 <sup>***</sup> (6.625)	3.245 <sup>***</sup> (1.136)	-83.792 <sup>***</sup> (8.450)	12.329 <sup>***</sup> (1.510)
政策覆盖×农村占比 ×ln(每千人医疗卫生机构数)			-48.813 <sup>***</sup> (5.066)	7.148 <sup>***</sup> (0.905)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	310	310	310	310

不同于 *CFPS* 关注长期的母亲健康, 省级数据以分娩时点附近的孕产妇死亡率为结果。基于省级数据的结果如表 8 第(5)–(8)列所示。第(5)列结果显示, 政策覆盖与政策影响强度的交乘项的系数显著为负, 当农村人口占比上升 1 个百分点时, 政策覆盖会使孕产妇死亡率下降 0.22 个单位, 从而改善孕产妇健康。为进一步明确孕产妇死亡率的原因, 我们考察了政策对新法接生率的影响。第(6)列的回归系数显著为正, 这表明政策在提升住院分娩率的同时, 增加了新法接生的使用, 提升了分娩技术, 从而改善了孕产妇健康。第(7)、(8)列分别加入了关键解释变量与医疗卫生机构密度的交乘项。交乘项的系数表明, 随着医疗卫生机构数量的增加, 孕产妇死亡率、新法接生率所体现出的政策效果会变强。<sup>①</sup>

① 加入医疗卫生机构密度的交乘项后, 原始的关键解释变量系数变为负, 这是因为此时系数的含义是 ln(每千人医疗卫生机构数)=0 时的政策效果。

此外，我们也以孕产妇管理指标为结果变量，包括建卡率、孕产妇系统管理率、产前检查率和产后访视率，考察住院分娩补助政策是否通过影响孕产妇管理来影响孕产妇健康，回归结果如表9所示。根据回归结果，各列系数均不显著，说明此影响渠道不成立。

表9 农村住院分娩补助政策与孕产妇管理：省级数据

	被解释变量			
	(1) 建卡率(%)	(2) 系统管理率(%)	(3) 产前检查率(%)	(4) 产后访视率(%)
政策覆盖×农村占比	-1.230 (2.216)	1.820 (3.113)	1.502 (2.014)	1.684 (2.209)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
N	310	310	310	310

综合CFPS与省级数据的回归结果，本文认为农村住院分娩补助政策可以通过提高分娩技术来提升孕产妇健康。医疗卫生机构密度可以加强这一作用，因此医疗供给侧政策的配合对提升政策的健康效果具有积极意义。

(二) 婴幼儿健康

关于政策对婴幼儿健康的影响，我们从CFPS中提取了低出生体重儿、婴幼儿是否生病和BMI指标。<sup>①</sup>显然，后两个结果变量是较为长期的健康结果，回归结果如表10的前6列所示。

表10 农村住院分娩补助政策与婴幼儿健康和抚育行为：CFPS

	被解释变量							
	(1) 低出生体重儿	(2) BMI正常	(3) 生病概率	(4) 低出生体重儿	(5) BMI正常	(6) 生病概率	(7) 是否母乳喂养	(8) 生病送医概率
政策覆盖	0.031 (0.021)	-0.060 (0.036)	-0.018 (0.041)	-0.026 (0.037)	-0.052 (0.042)	-0.071 (0.075)	-0.010 (0.014)	0.068 (0.069)
政策覆盖×每千人 医疗卫生机构数				0.094* (0.052)	-0.013 (0.061)	0.085 (0.081)		
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城乡固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	4224	3472	3701	4224	3472	3701	4224	1764

第(1)–(3)列结果显示，在政策实施后，低出生体重儿的发生率、健康指标均没有显著变化，因此农村住院分娩补助政策总体上没有显著影响婴幼儿健康。第(4)–(6)列加入了政策覆盖与医疗卫生机构密度的交乘项，考察医疗供给的影响。第(4)列显示，随着医疗供给增加，政策实施将产生更多的低出生体重儿，这可能是由于医疗卫生机构对低出生体重儿的抢救能力更强。但是从更长期的婴幼儿健康来看，第(5)、(6)列结果表明，医疗卫生机构密度没有影响政策的婴幼儿健康效应。接着，我们从母乳喂养和生病送医行为的角度来探讨政策为何没有改善婴

① 根据世界卫生组织发布的分年龄、性别标准(以均值上下各1个标准差为标准)判断BMI是否处于正常水平。

幼儿健康,结果如第(7)、(8)列所示。结果表明,住院分娩政策没有影响母乳喂养的发生,也没有改变生病送医的概率,即住院分娩补助政策没有强化婴儿抚养者对正规医疗的使用,养育行为的科学性未能改善,因而未能显著改善长期的婴儿健康。

我们也基于省级数据,考察农村住院分娩补贴政策对婴儿健康的影响。<sup>①</sup>尽管前述结果表明政策提升了分娩技术,降低了孕产妇死亡率,但是结果表明政策对围产儿死亡率、新生儿破伤风的发病率均没有显著影响,从长期来讲也没有影响5岁以下中重度营养不良儿童的比重。这与CFPS所反映的政策不改善婴幼儿健康相一致。根据回归结果,医疗卫生机构密度可以增进住院分娩政策降低围产儿死亡率的效果,这与CFPS中低出生体重儿对应的结果一致。另外,对于以5岁以下中重度营养不良儿童比重度量的政策效果,医疗卫生机构密度可能对此政策效果也有微弱的促进作用。

## 六、结论与启示

通过卫生政策促进妇幼健康,特别是提升薄弱地区和薄弱人群的妇幼健康水平,这是实施“健康中国2030”战略规划的重要内容,也是国际社会的普遍共识。关于如何确定有效的政策工具组合,特别是在需求侧推行有效的卫生政策,答案尚不明确。我国自2008年以来大规模推行了农村住院分娩补助政策。对于这项大规模政策是否取得积极成效,较少有文献进行因果分析。本文聚焦这一问题,基于CFPS和省级数据,通过出生队列双重差分策略展开研究。

本文的主要结论有:(1)总体上,农村住院分娩补助政策显著提高了农村孕产妇的住院分娩率,这一效应是稳健的。从动态角度来看,政策成效具有逐年累积特征。(2)分地区来看,政策在中西部地区有显著效果,这符合政策向弱势地区倾斜的定位。但是,在低收入、经产妇人群中可能没有显著的政策效果。而政策效果随医疗卫生机构密度上升而提升,体现了医疗供给侧联动改革的重要性。(3)进一步对妇幼健康的分析表明,政策实施能够通过提升分娩技术来改善孕产妇健康,但是没有改善养育行为,因而对婴幼儿健康可能没有产生积极影响。并且医疗卫生机构密度有助于政策发挥作用,这在孕产妇健康中尤为突出。

本文的研究结论具有以下政策启示:第一,在经产妇和低收入人群中,政策效果较弱,应有针对性地加强政策帮扶,更深入地调查阻碍这些人群选择住院分娩的最根本原因,进行精准施策。第二,我们发现医疗卫生机构密度对政策效果有较强的积极影响,特别是对住院分娩率、孕产妇健康和新法接生率的政策效果有较大影响,对婴儿健康的政策效果也有一定的作用。这说明需求侧的卫生政策应提高与供给侧政策的联动性,完善医疗供给,重视医疗卫生机构的设置,解决医疗资源不平衡、不充分的问题,提高住院分娩服务的可及性,从而增强需求侧卫生政策促进妇幼健康的作用。第三,农村住院分娩补助政策通过提升分娩技术有效改善了孕产妇健康。这说明在医疗机构内部,加强分娩技术和危重症救治能力的建设很有必要。供给侧的联动政策需要从机构数量和机构内的救治能力两方面着手,进一步提升未来住院分娩补助政策的成效。第四,农村住院分娩补助政策的实施没有影响母乳喂养行为、婴幼儿生病送医概率,说明尽管政策提升了住院分娩服务的使用,但是住院分娩的经历并没有提升婴儿照护者的科学养育意识,进而没有改善婴幼儿健康。因此,在实施住院分娩补助的同时,需要寻求有效的健康教育等信息干预手段,从而填补家庭在科学养育行为上的不足。

<sup>①</sup> 限于篇幅,省略分析表格,读者若是感兴趣可向作者索取。

主要参考文献:

- [1]蔡敏,钱军程.农村地区孕产妇未住院分娩的状况及影响因素[J].中国初级卫生保健,2010,(4):32-34.
- [2]陈昊,陈建伟,马超.助力健康中国:精准扶贫是否提高了医疗服务利用水平[J].世界经济,2020,(12):76-101.
- [3]程令国,张晔.“新农合”:经济绩效还是健康绩效?[J].经济研究,2012,(1):120-133.
- [4]李桂月.青海省农牧区孕产妇免费住院分娩情况分析[J].青海医药杂志,2013,(6):46-47.
- [5]李永友,郑春荣.我国公共医疗服务受益归宿及其收入分配效应——基于入户调查数据的微观分析[J].经济研究,2016,(7):132-146.
- [6]梁超,王素素,孙涛.公共卫生与长期人力资本——基于中国农村“改水改厕”事件的研究[J].财经研究,2022,(7):154-168.
- [7]潘杰,雷晓燕,刘国恩.医疗保险促进健康吗?——基于中国城镇居民基本医疗保险的实证分析[J].经济研究,2013,(4):130-142.
- [8]沈娟,谢铮,简伟研,等.农村住院分娩补助项目效果评价[J].中国卫生政策研究,2012,(6):54-59.
- [9]汪涛,李晓燕,吴擢春,等.影响中国农村妇女住院分娩的多因素分析[J].中国初级卫生保健,2005,(11):9-10.
- [10]王增文,刘庆,胡国恒.政府医疗投入与居民医疗负担——基于“补供方”与“补需方”的路径分析[J].财经研究,2022,(2):123-137.
- [11]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,(1):157-180.
- [12]朱恒鹏,岳阳,续继.政府财政投入模式对医疗费用的影响[J].经济研究,2021,(12):149-167.
- [13]Almond D, Doyle J J. After midnight: A regression discontinuity design in length of postpartum hospital stays[J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 2011, 3(3): 1-34.
- [14]Duflo E. Schooling and labor market consequences of school construction in Indonesia: Evidence from an unusual policy experiment[J]. *American Economic Review*, 2001, 91(4): 795-813.
- [15]Gitobu C M, Gichangi P B, Mwanda W O. The effect of Kenya's free maternal health care policy on the utilization of health facility delivery services and maternal and neonatal mortality in public health facilities[J]. *BMC Pregnancy and Childbirth*, 2018, 18(1): 77.
- [16]Goodman-Bacon A. Public insurance and mortality: Evidence from medicaid implementation[J]. *Journal of Political Economy*, 2018, 126(1): 216-262.
- [17]Grépin K A, Habyarimana J, Jack W. Cash on delivery: Results of a randomized experiment to promote maternal health care in Kenya[J]. *Journal of Health Economics*, 2019, 65: 15-30.
- [18]Hjort J, Sölvsten M, Wüst M. Universal investment in infants and long-run health: Evidence from Denmark's 1937 home visiting program[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2017, 9(4): 78-104.
- [19]Maldonado L Y, Bone J, Scanlon M L, et al. Improving maternal, newborn and child health outcomes through a community-based women's health education program: A cluster randomised controlled trial in western Kenya[J]. *BMJ Global Health*, 2020, 5(12): e003370.
- [20]Mitrut A, Tudor S. Bridging the gap for Roma: The effects of an ethnically targeted program on prenatal care and child health[J]. *Journal of Public Economics*, 2018, 165: 114-132.
- [21]Powell-Jackson T, Mazumdar S, Mills A. Financial incentives in health: New evidence from India's Janani Suraksha Yojana[J]. *Journal of Health Economics*, 2015, 43: 154-169.
- [22]Qiao J, Wang Y Y, Li X H, et al. A lancet commission on 70 years of women's reproductive, maternal, newborn, child, and adolescent health in China[J]. *The Lancet*, 2021, 397(10293): 2497-2536.
- [23]Randive B, Diwan V, De Costa A. India's conditional cash transfer programme (the JSY) to promote institutional birth:

Is there an association between institutional birth proportion and maternal mortality?[J]. *PLoS One*, 2013, 8(6): e67452.

[24] Sievertsen H H, Wüst M. Discharge on the day of birth, parental response and health and schooling outcomes[J]. *Journal of Health Economics*, 2017, 55: 121–138.

## Demand-side Health Policy and Maternal and Infant Health: Empirical Evidence from the Hospitalized Delivery Subsidy Policy in Rural China

Wang Xiaoxia, Zhao Lihui

(School of Labor Economics, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China)

**Summary:** Maternal and infant health is closely related to human resource accumulation, and is an important task in the Healthy China 2030 blueprint. Rural areas suffer from weak maternal and infant health, and the demand-side health policy is considered as a principal instrument to address this problem. This paper focuses on the hospitalized delivery subsidy policy in rural areas, which was implemented on a large scale in 2008. Using the information on policy implementation and birth cohort, this paper constructs a DID identification strategy, and investigates the effect of the policy on the hospitalized delivery rate and further on maternal and infant health. To our knowledge, this paper is the first to conduct an evaluation of this policy within a causal investigation framework. It sheds light on the future improvement in the maternal and infant health policy and the demand-side health policy in a broader sense.

The study finds that the hospitalized delivery subsidy policy has significantly improved the hospitalized delivery rate in rural areas, and the effect has been cumulated over time. By region, the effect is in alignment with the policy's intention to help the disadvantaged central and western areas; the effect is quite limited among low-income and multiparous women, indicating insufficiency in terms of helping the weak; the effect on hospitalized delivery rate increases with the density of health institutions, reflecting the importance of simultaneous supply-side health reform. The analysis on maternal and infant health shows that the policy has been effective in improving maternal health, through enhancing delivery technique. However, the policy has not exerted a positive effect on the scientific parenting behavior, and thus is found unable to improve infant health. The density of health institutions could enhance the effect of the policy on maternal and infant health.

The policy implications are as follows: This paper calls for special policy attention to low-income and multiparous women and make these groups the real beneficiaries of hospitalized delivery; to enhance the effect of the demand-side health policy, it is necessary to increase the density of health institutions and improve health service quality; the demand-side health policy should work on effective health education, so as to cultivate scientific parenting and improve maternal and infant health in the long run.

**Key words:** demand-side health policy; rural pregnant women; hospitalized delivery subsidy; DID; maternal and infant health

(责任编辑 顾 坚)