

新生儿未参保之谜：基本事实、成因及其影响

赵绍阳， 陈钰晓， 何庆红

[摘要] 中国已基本实现全民医疗保险覆盖，基本医疗保险参保率多年维持在95%以上，剩下的未参保人群成为真正实现全民医疗保险的“最后一公里”。精准识别未参保人群对于完善当前医疗保障制度具有重要意义。本文基于中国家庭追踪调查数据(CFPS)，描述了大量新生儿未参加基本医疗保险的事实，并实证分析了参保率较低的原因及其对医疗服务利用的影响。描述性统计结果显示，新生儿参保率不足1/2，大大低于其他年龄阶段人群的参保率。进一步实证分析发现，父母不了解新生儿参保政策信息、基层组织缺乏向新生儿家庭宣传参保政策的激励是新生儿参保率低的主要原因。最后，考察未参保对新生儿医疗服务利用产生的影响，发现未参保状态显著降低了新生儿的医疗服务利用率。为了提高新生儿基本医疗保险参保率，政府一方面应针对性地加强新生儿医疗保险政策宣传，降低新生儿参保的信息障碍；另一方面应积极推动新生儿自动纳入基本医疗保障范围，甚至应考虑制定专门针对新生儿的医疗保健计划。

[关键词] 新生儿参保； 医疗保险； 医疗服务利用； 信息认知

[中图分类号]F120 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2020)04-0061-18

一、引言

当前，中国已基本实现基本医疗保险(简称“医保”)全覆盖；城镇所有用人单位及其职工强制参加城镇职工基本医保(简称“城职保”)；城镇中不属于城职保覆盖范围的中小学生、少年儿童、大专院校在校学生、其他非从业城镇居民可以参加城镇居民基本医保(简称“城居保”)；所有农村居民可以参加新型农村合作医疗(简称“新农合”)。截至2018年末，中国织起了世界上最大的全民基本医疗保障网，三项基本医保参保人数达到134459万人，参保率稳固在95%以上^①，剩下的未参保人群成为实现全民医保的“最后一公里”。

现有文献对未参保人群的定位往往聚焦成年人，然而对未参保人群识别的研究表明，现实中还存在部分成年人由于就业单位没有支付医保费而无法参加城职保，同时可能因为身体较健康也不

[收稿日期] 2020-01-07

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“老年人医疗保障、医疗支出与储蓄问题研究”(批准号71773080)。

[作者简介] 赵绍阳，四川大学经济学院副教授，经济学博士；陈钰晓，四川大学经济学院博士研究生；何庆红，西南财经大学公共管理学院博士研究生。通讯作者：陈钰晓，电子邮箱：chenyuxiao1990@foxmail.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见，当然文责自负。

^① 数据来源于《2018年全国基本医疗保障事业发展统计公报》。

愿意参加城居保,成为“医保夹心层”(赵绍阳等,2013)。新生儿^①的参保问题在以往文献中并没有引起足够的重视。本文根据中国家庭追踪调查数据库(CFPS)2010年、2012年、2014年和2016年数据,发现中国新生儿综合参保率不足50%,并且未参保新生儿是所有未参保人群的重要组成部分。根据《中国2010年人口普查资料》《2018年全国基本医疗保障事业发展统计公报》《中国统计年鉴》(2019)和CFPS数据测算得出,未参保新生儿人数约为2354万人,占全部未参保人数的46.34%。更为重要的是,与“医保夹心层”不同,新生儿可以选择参加城居保或新农合,在参保资格方面并不存在制度障碍。与成年人不同,新生儿抵抗力较差,容易遭受疾病的侵袭^②,可能给家庭带来较大的医疗负担,而且早期及时接受医疗服务对其健康成长具有积极作用(Wherry and Meyer,2016; Wherry et al.,2017)。因此,解决新生儿未参保问题对于真正实现全民医保“最后一公里”尤为重要。

本文描述了中国大量新生儿未参加基本医保的事实,并对新生儿参保影响因素展开实证研究。本文发现,父母中至少一方参加城居保或新农合的家庭相比于父母双方都是城职保的家庭来说,更了解新生儿参加城居保或新农合的申请资格、申请流程,因此,孩子参保可能性显著高出9.35%;学校集中参保会降低对个体信息认知的要求,上学的孩子参保概率显著提高;不同地区新生儿参保率随年龄都呈现几乎相同的增长趋势,与家庭以及个体特征的变化无关。这印证了信息认知在新生儿参保过程中发挥着重要作用。进一步的实证研究发现,基层组织缺乏宣传激励以及同伴效应不明显,两者共同导致新生儿家长无法及时获得参保政策的信息。更为重要的是,未参保状态对新生儿医疗服务利用水平产生负面影响。具体讲,未参保状态会直接影响新生儿医疗服务利用,表现为未参保新生儿的就医概率、就医次数以及就医花费相对更少。

本文使用全国代表性微观数据探究新生儿参保问题,为突破全民医保“最后一公里”提供了极具针对性的政策启示。解决新生儿未参保问题对于实现全民参保有着举足轻重的作用。如何破解新生儿参保率低这一困境,首要任务是明确新生儿未参保的内在原因。基于本文的实证分析发现,新生儿参保率极低的主要原因是,父母不了解新生儿参保政策信息,同时基层组织缺乏向新生儿家庭宣传参保政策的激励。因此,为了提高新生儿基本医保参保率,政府一方面应针对性地加强新生儿医保政策宣传,降低新生儿参保的信息障碍;另一方面应积极推动新生儿自动纳入基本医疗保障范围,甚至应考虑制定专门针对新生儿的医疗保健计划。

后文安排如下:第二部分回顾相关文献;第三部分介绍新生儿参保的制度背景,并基于CFPS数据描述新生儿参保情况和医疗服务利用水平;第四部分主要从信息认知和理性认识两个层面考察新生儿参保的影响因素,并进一步分析新生儿家长医保政策信息认知不足的原因;第五部分考察未参保状态对新生儿医疗服务利用的影响;第六部分得出本文的研究结论并提出政策建议。

二、文献综述

1. 参加社会医保的影响因素

发达国家少年儿童的医保覆盖程度很高。以美国为例,截至2007年,少年儿童参保率已高达

① 本文将0—2岁儿童统称为新生儿,与医学的界定不同,这里强调的是家庭的新生个体。此处计算年龄的标准是调查年份减去出生年份,其优势在于实现年龄计算标准与医保待遇期之间的匹配。具体讲,调查当年出生的儿童年龄为0岁,其医保待遇周期为出生之日起至出生当年12月31日24时;1—5岁儿童医保待遇期也是根据整年划分(一般是1月1日至12月31日)。

② 根据《第五次国家卫生服务调查分析报告》(2013),0—4岁儿童住院率为8.6%,5—14岁少年儿童组住院率为2.2%。

90%(Levine et al.,2011),因此,发达国家针对少年儿童的参保影响因素研究较少。发展中国家少年儿童医保覆盖率低,但由于对少年儿童等弱势群体医疗健康保障的不重视(Palmer et al.,2015),相关研究也较少。现有文献大多针对成年人展开,影响成年人参保的因素主要分为两类:一是信息不对称下的“逆向选择”,即个体根据自身掌握的“私人信息”做理性选择,风险低的个体更倾向于不参保(Cutler and Zeckhauser,2000;Cutler and Reber,1998;Finkelstein and McGarry,2006;Fang et al.,2008;Einav et al.,2010;臧文斌等,2013)。大部分实证文献都认为在医保的参保过程中存在一定程度的逆向选择,即预期医疗支出更高的个体参保率更高,或者会选择更高保障的保险。二是对公共政策信息认知^①不足时的被动需求不足。阻碍目标群体参与低成本甚至免费公共项目的一个关键因素是信息缺乏(Currie,2004)。比如,Warlick(1982)、Meyers and Heintze(1999)以及Aizer(2007)针对美国不同公共项目的研究,均发现缺乏对项目的了解和参与过程复杂是导致参与程度低的主要原因。另外,最近运用更为直接的实验方法所做的一系列研究证实,提供信息对于公共政策实施“最后一公里”有关键性作用(Armour,2018;Barr and Turner,2018;Deshpande and Li,2019;Finkelstein and Notowidigdo,2019)。对公共政策信息认知不足同样阻碍着中国社会保险项目的普及。Giles et al.(2018)通过信息干预的随机实验,检验了信息认知对中国农业转移人口社保参与决策的影响,发现在为农业转移人口提供印有社保注册过程和成本收益等基本信息的小册子后,其社保参与率显著提高,并且相对于养老保险,信息干预效应对医保参与的影响更为显著。在基本医保需求方面,个人信息认知发挥着关键的作用。彭现美(2008)通过对安徽新农合首批试点县农户做实地调查,发现农户对新农合了解少和不了解是导致其不参保的重要原因之一。中国城乡居民对基本医保信息的了解促进其参加医保项目,进而提高医疗服务需求(刘宏等,2010)。

此外,文献还关注了基层组织的宣传对医保政策信息认知的作用,强调基层组织在政府推行新制度过程中扮演着重要的宣传动员角色(钟涨宝和李飞,2012)。例如,在新农合快速推广过程中,基层人员做出了相当大的贡献,包括密集的宣传和挨家挨户的呼吁(Liu et al.,2014)。社会学习也是获取医保政策信息的重要途径,Liu et al.(2014)基于中国健康与营养调查(CHNS),检验社会学习对于农户参加新农合决策的影响,发现在信息不充分的情况下,农户可以通过向同伴学习来提升自身信息认知。

综上,现有文献都是针对成年人展开参保影响因素研究,还没有研究涉足新生儿领域。新生儿参保影响因素在一定程度上与成年人相似^②,同样受逆向选择和被动需求不足的影响。同时,由于新生儿群体的特殊性,其参保决策也会受到参保程序、基本医保待遇机制等因素的影响。因此,本文专门针对新生儿展开参保影响因素分析,弥补了现有研究的不足。

2. 未参保状态对医疗服务利用水平的影响

少年儿童的卫生保健需求对价格敏感(Ching,1995;Leibowita et al.,1985),而健康服务的早期干预已被证明对未来的健康生活和人力资本积累至关重要(Bharadwaj et al.,2013; Almond et al.,2010),是否拥有医保以及医保补贴力度均会对医疗服务的利用产生重要影响。

Leibowitz et al.(1985)基于20世纪70年代中期的RAND医保实验,研究14岁以下少年儿童医疗服务利用的价格弹性,结果显示,更高的自付比例会显著降低少年儿童医疗服务利用水平。但是由于RAND实验存在样本量较少、实验年份过早等问题,可能造成参数估计的不准确。在此基础上,之后的学者在扩展样本量、改进计量方法等方面做出了巨大的改进。Yang et al.(2015)借助中

① 这里的信息认知包括两个方面:对自身风险的了解、对保险待遇的理解程度。本文重点考察后者。

② 新生儿的参保决策其实是由其父母代理作出。

国台湾地区儿童3岁前后医保补贴政策的变化,运用断点回归方法,实证检验了医保补贴力度对儿童医疗服务需求的影响,结果表明,医保补贴减少导致儿童看门诊的次数减少,但对儿童住院未产生明显影响。Palmer et al.(2015)通过断点回归的方法,验证了越南儿童参加健康保险会显著增加儿童医疗服务利用率,显著降低儿童死亡率。Goodman-Bacon(2018)利用倍差法(Difference-in-Difference, DID)和事件研究法(Event Study Method)分析了美国实施医疗补助计划(Medicaid)对儿童死亡率的影响。结果表明,在医疗补助计划实施后,参加公共保险的儿童比例越来越高,儿童的健康护理水平得到显著改善,儿童死亡率显著下降。

目前关于参保状态对医疗服务利用的影响研究主要集中于成年人,有学者发现中国在推广实施基本医保的过程中,参保者“有病不医”的情况得到改善,医疗服务利用率明显提高,参保者在了解医疗保健知识、定期身体检查等健康行为方面也产生积极变化(程令国和张晔,2012;潘杰等,2013;彭晓博和秦雪征,2015;傅虹桥等,2017;Lei and Lin,2009;Lin et al.,2009;Zhang et al.,2017)。很少有研究评估少年儿童参加医保对健康、医疗服务利用的影响。李姣媛和方向明(2018a;2018b)利用中国家庭追踪调查(CFPS)2010年、2012年和2014年的调查数据,分析指出中国16岁以下少年儿童总体参保率不到70%,并采用倾向得分匹配倍差法(Propensity Score Matching Difference-in-Difference, PSM-DID)考察了参保与少年儿童健康和医疗服务消费之间的关系,发现参加社会医保可以提高少年儿童健康自评,并在一定程度上增加医疗服务利用率。这对于研究中国少年儿童参保对医疗服务利用和健康状况的影响做出了积极探索,但并未发现少年儿童群体中主要是新生儿参保率过低的事实,也没有探讨新生儿参保率过低的原因。

三、新生儿参保的制度背景与典型事实

1. 制度背景

目前,根据新农合、城居保或城乡居民医保的政策规定^①,新生儿可以参加新农合、城居保或城乡居民医保。在缴费以及待遇方面(报销比例、起付线以及封顶线等),新生儿与成年人实际上并没有差别。新生儿与成年人在一些参保细节上存在差异,包括参保时间、享受医保待遇期与首次参保地点(见表1)。成年人一般在上一年年末(通常是10—12月)对下一年是否参保做出选择,医保的待遇周期是从下一年的1月1日至12月31日,参保地点是户籍所在地村或居民委员会(简称“居委会”)。如果是学生(指幼儿园学龄前儿童、中小學生、大学生),则是入学的9—10月在学校做出参保选择,幼儿园、中小学阶段学生的医保待遇覆盖下一年的1月1日至12月31日,大学生的医保待遇则覆盖一个学年,即从入学的9月至下一年的8月。对于0岁儿童来说,一般是在出生之后的1—3个月之内做出参保登记,医保待遇只覆盖当年剩余的时间,保险有效期为出生之日起至出生当年12月31日24时。新生儿首次参保需要家长携带出生证明、本人照片、户口本、监护人身份证等材料到户籍所在地的居委会或者镇新农合经办机构(通常是镇便民服务中心)申请办理。如果是续保,则只需要年底到户籍所在地的村或居委会做参保登记。

以上参保模式上的细微差别有可能对实际参保行为产生影响。从待遇看,学生或成年人的待遇都是1年的完整周期,但是大部分0岁儿童参保后的待遇周期不足1年,越晚出生的小孩,当年参保享受待遇的时间越短,导致参保率下降。从参保地点看,在册学生、在园幼儿应该在学校和幼儿园

^① 新农合关于新生儿和成年人的参保时间与医保待遇期的相关政策规定与城居保规定一致。根据国务院2016年1月12日发布的《关于整合城乡居民基本医疗保险制度的意见》,部分城市已将新农合和城居保整合为城乡居民医保。

参保缴费,而新生儿家长则需要小孩出生之后到户籍所在地的居委会或者镇新农经办机构申请办理。参保地点的差异可能会对参保行为产生一定影响。集中参保会大大降低个体的信息认知的要求,使得最终参保率相对更高;而个体分散做出参保决策,则容易受到个体信息认知的影响(Sorensen,2006;刘宏和王俊,2012)。农村新生儿家长需要到户籍所在镇便民服务中心做首次申请,生活在距离集镇越远的村庄上的小孩,参合所需要的交通、时间成本越高,参保率会降低。

表 1 不同参保人群的参保时间、医保待遇期与参保地点

参保人群	参保时间	医保待遇期	参保地点
成年人	上一年的年末(通常是10—12月)	下一年的1月1日至12月31日	户籍所在村或居委会
学生(幼儿园学龄前儿童、中小学生、大学生)	入学当年的9—10月	幼儿园、中小学阶段的学生覆盖下一年的1月1日至12月31日;大学生覆盖一个学年(从入学的9月至下一年的8月)	学校
新生儿	出生当年医保(出生之后的1—3个月之内)	覆盖当年剩余的时间(保险有效期为出生之日起至出生当年12月31日24时)	首次参保:城市儿童到户籍所在居委会;农村儿童到户籍所在镇的新农经办机构(通常是镇便民服务中心)
	下一年医保(当年年底)	下一年1月1日至12月31日	续保:户籍所在村或居委会

新生儿参保行为也与基层组织在参保动员上的激励有关。当前基本医保参保率高的首要原因是政府补贴,同时依赖于基层组织在初期的宣传动员,尤其在农村^①,参合率是考核村干部工作的重要指标(朱玲,2010)。但是村民委员会(简称“村委会”)在宣传新生儿参保与成年人参保上存在差异。为确保较高的参合比例,村委会在政策推广阶段投入大量的人力和物力挨家挨户动员宣传。待参合比例稳固在较高水平后,村委会只需花费较低的维持成本(如在征缴期张贴公告、广播宣传),保证成年人继续参合即可。因此,宣传动员成年人参合花费的成本很小,对于维持较高参合率至关重要。而宣传动员新生儿参合则恰恰相反,一方面,儿童出生时间不确定,及时掌握新生儿出生情况需要占用大量精力;另一方面,新生儿在总人口中占比极低^②,对于提高整体参合率无足轻重。这可能导致村委会缺乏动力去宣传动员新生儿及时参合。在参合率达到很高的前提下,只要不发生大规模的退保,参合率就会继续保持稳定,几乎不需要任何宣传。这与政府报告数据和各类调查数据观察到的情况是基本一致的:自2010年起,整体参合率稳固在95%以上的水平。

① 本文考察基层组织在新生儿参保过程中发挥作用时均以农村为例,这是因为中国村委会比居委会发挥着更强的职能。在农村,同村居民之间联系相对密切,村委会发挥着社会、政治和经济功能(例如,村主任有分配土地和其他集体资源的权利)。在城市,同社区居民之间联系相对疏离,工作单位承担着大多社会、政治和经济功能(例如,社会保险、税收等),因此,居委会在当地居民的生活中发挥的作用十分有限。居委会的宣传动员职能同样被工作单位所削弱,因此,在农村层面研究这一问题更加可行。

② 《中国2010年人口普查资料》显示,新生儿占农村常住人口的比例仅为4.05%。

2. 典型事实

本文采用 CFPS 2010 年、2012 年、2014 年、2016 年四期调查数据。该调查是由北京大学中国社会调查中心实施的、具有全国代表性的大型微观入户调查,每两年调查一次。调查包含大量的少年儿童样本和丰富的少年儿童信息,例如少年儿童的基本情况、健康、教育、认知等信息。同时,可以通过家庭问卷获得少年儿童家庭特征的信息,通过家庭关系数据库获取少年儿童父母的基本信息,为研究新生儿参保率影响因素及其对医疗服务利用水平的影响提供了数据基础。根据研究问题的需要,在删除基本变量的缺失值之后,得到 13491 个 16 岁以下少年儿童样本,其中新生儿样本数为 4732 个。

总体参保率稳固在 95% 以上的背景下,中国新生儿的参保率却远远低于这一水平。根据 CFPS 数据显示,2010 年、2012 年、2014 年和 2016 年新生儿参保率分别为 36.48%、35.96%、46.80%、67.65%,如图 1 所示。但是新生儿住院率相对较高,少年儿童住院率随年龄呈现出先增后减的趋势,峰值出现在 1 岁,1 岁儿童的住院率分别为 15.89%、22.64%、22.88%、21.03%,并在 4 岁后趋于稳定状态。新生儿面临未参保率与住院率双高的局面,可见最需要基本医保覆盖的群体却被忽视,这无疑会对新生儿成长造成不利影响,同时也会给新生儿家庭带来沉重的医疗负担。

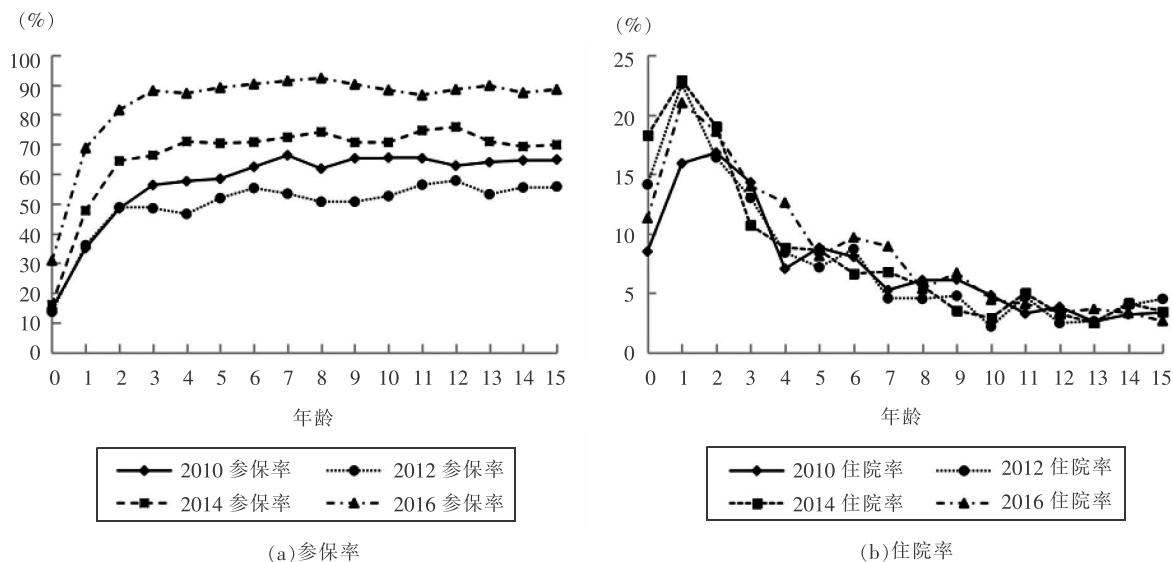


图 1 0—15 岁少年儿童参保率与住院率

理论上,新生儿参保率低的原因主要包含两个方面:个体理性认知条件下的自选择和个体的信息认知障碍。一方面,父母基于成本收益视角,决定孩子是否参保。父母首先会根据新生儿个体特征做“逆向选择”,身体健康的孩子参保可能性更低。城居保和新农合采取自愿参保模式,即在给定的缴费要求和政府补贴政策条件下,个人或者家庭可以自主选择是否加入。因为是自愿参保,理论上都存在自选择问题,即越是健康的个体参保的可能越低。然而,个体的这种自选择并不能解释新生儿如此之低的参保率。另一方面,由于新生儿相比少年以及成年人面临更高的医疗支出风险,如果是“逆向选择”决定了参保率,更受影响的应该是少年和成年人。所以,导致新生儿参保率过低的原因应该主要来源于个体的信息认知,即父母对医保政策信息缺乏了解。新生儿的参保决策是由其父母或其他成年监护人做出,父母为何给自己投保,却未给新生儿投保呢?

四、实证分析：新生儿未参保原因

1. 信息认知与新生儿参保

首先,构建了一个多元线性回归模型考察新生儿参保的影响因素:

$$Insured_{it} = \alpha + \beta_1 Participate_{it} + \beta_2 Mother_{it} + \beta_3 Family_{it} + \beta_4 Baby_{it} + \beta_5 Region_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 代表新生儿个体, t 代表年份,被解释变量 $Insured_{it}$ 代表新生儿参加社会医保^①。关键解释变量 $Participate_{it}$ 代表父母参保类型,这里将父母参保类型分为三类:第一类,父母都没有参加医保;第二类,父母至少一方参加城居保或新农合;第三类,父母双方都是城职保。本文以虚拟变量的形式赋值,属于此类时赋值1,否则为0。此外,计量模型中还包含一系列可能影响新生儿参保的控制变量,包括母亲特征(年龄、工作状态、学历^②、健康自评、是否患有慢性病、一周锻炼是否超过3次、是否抽烟、每周喝酒是否在3次以上);家庭特征变量,包括家庭规模和家庭人均收入;新生儿特征变量,包括基本特征(年龄、户口、性别、出生季度、出生地点、民族)和健康特征(出生时是否体重过轻、是否轻度营养不良^③、过去一个月是否生病)。由于被解释变量为二值虚拟变量,本文采用线性概率模型(Linear Probability Model, LPM)做回归分析^④。同时便于比较,选择3—5岁的儿童作为对照组。主要变量的描述信息见表2。

表2 主要变量分组描述性统计

变量	参保组		未参保组	
	均值	标准差	均值	标准差
父母都没有参加医保	0.0340***	0.1813	0.1002	0.3003
父母至少一方参加城居保或新农合	0.8856***	0.3184	0.8263	0.3789
父母双方都是城职保	0.0804	0.2720	0.0736	0.2611
新生儿第一季度出生	0.2925	0.4550	0.3014	0.4589
新生儿第二季度出生	0.2527	0.4347	0.2580	0.4376
新生儿第三季度出生	0.2382*	0.4261	0.2151	0.4110
新生儿第四季度出生	0.2167	0.4121	0.2255	0.4180
轻度营养不良	0.5142***	0.4999	0.3791	0.4853
样本数	2176		2556	

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著水平,代表参保组与未参保组各变量均值差异的统计显著性。更为详细的变量信息见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。如无特殊说明,以下各表同。

(1)父母的参保类型对新生儿参保决策的影响。通过对比父母至少一方参加城居保或新农合和父母双方都是城职保之间的差异,可以反映信息认知在新生儿参保决策中所起的作用。因为新生儿有资格参加城居保或新农合,但是没有资格参加城职保。因此,父母至少一方参加城居保或新农合

① 社会医保包括城居保和新农合,在前三次调查问卷中都没有详细询问参保类型,因此无法区分。
 ② 母亲学历分为七类,依次是文盲/半文盲、小学、初中、高中/中专/技校/职高、大专、大学本科、硕士及以上,并以虚拟变量的形式加入模型。
 ③ 对照卫生部妇幼保健与社区卫生司 2009 年发布的《中国 7 岁以下儿童生长发育参照标准》,如果儿童身高或体重低于中位数减一个标准差,则判定为轻度营养不良。
 ④ 使用 Probit 和 Logit 模型进行回归得到的结果均十分稳健,详细回归结果见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

的家庭,更了解新生儿参保政策信息:一方面,他们更加了解新生儿参加城居保或新农合的申请资格、申请流程;另一方面,他们在新生儿参保过程中对成本收益的判断面临更少的“错误知觉”。由表3中第(2)列可以发现,相较于父母双方都是城职保的家庭,父母至少一方参加城居保或新农合的孩子参保概率显著提高了9.35%,这意味着掌握更多参保信息的家庭,孩子参保可能性更高。在加入父亲特征之后,这一结果依然十分稳健^①。通过表3中第(3)列3—5岁儿童对照组可以发现,两者之间的差异缩小至2.20%,且并不显著。差异消失的原因可能有两个:①家庭在不断自我学习和社会学习,不同家庭之间对儿童参保信息认知的差距会不断缩小。②由于儿童上幼儿园后会集中参保,对个体信息认知的要求降低。为了更好地区别这两个原因,选取3岁儿童作为参照组^②,3岁上幼儿园后会在学校集中参保,但是购买的是下一年的医保,3岁儿童的参保决策实际上是在2岁时做出的。结果显示,父母参保类型对参保影响的组间差异并不显著,因此,差异消失的主要原因是信息认知差距随时间缩小。此外,父母参保类型背后可能包含其他因素(如收入水平、健康意识、社会环境、风险偏好等)的干扰,因此,逐步加入父母亲特征、家庭特征和个体特征,结果显示,两者之间的差距一直比较稳定。同时,通过3岁儿童对照组发现两者之间的差异消失,进一步证明,父母参保类型之间的差异体现为信息认知的差异,因为信息认知的差距会随时间缩小,这是其他因素所不具备的特征。综上,父母参保类型差异反映的是信息认知的差异,拥有更多参保信息的家庭,孩子参保可能性会更高。

表3 新生儿参保影响因素

	(1)	(2)	(3)
	0—2岁儿童样本	0—2岁儿童样本	3—5岁儿童样本
父母至少一方参加城居保或新农合	0.1027*** (0.0310)	0.0935*** (0.0306)	0.0220 (0.0256)
父母都没有参加医保	-0.1134*** (0.0376)	-0.1299*** (0.0365)	-0.3221*** (0.0352)
轻度营养不良		0.0256* (0.0155)	-0.0203 (0.0125)
上学			0.0111 (0.0151)
控制变量	省份、年份、母亲、家庭特征	省份、年份、母亲、家庭、新生儿特征	省份、年份、母亲、家庭、儿童特征
观测值	4732	4732	5637
R ²	0.1173	0.2143	0.1770

注:此处将父母都是城职保设定为基准组,表中报告的均为OLS估计结果。括号中的数字为聚类到个体的标准误。

部分地区规定,凡母亲参加城居保或新农合,孩子自出生之日起自动纳入医保保障范围^③。那么,父母至少一方参加城居保或新农合的儿童参保率更高,是因为政策规定还是信息认知呢?本文通过将父母至少一方参加城居保或新农合进一步细分为只有父亲参加城居保或新农合、只有母亲

① 加入父亲特征的回归结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)附件。

② 3岁儿童的回归结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)附件。

③ 成都市、重庆市等地规定,当年出生的孩子,随已参加城居保的母亲自动获取参保资格并享受城居保待遇。福建省规定,当年出生的农村儿童可以随母亲纳入新农合的保障范围。

参加城居保或新农合、父母都参加城居保或新农合三类来回答这一问题。如果孩子参保率更高是因随母参保政策引起的,那么只有母亲参加城居保或新农合的孩子的参保概率将显著高于只有父亲参加城居保或新农合的孩子。表4中第(2)列显示,相较于只有母亲参加城居保或新农合,只有父亲参加城居保或新农合的孩子参保率要低4.25%,但两者之间并没有显著差别。因此,结合上部分的分析结论,初步判断,父母至少一方参加城居保或新农合的儿童参保率会更高,是因为掌握了更多的参保信息,而非政策干扰。

表4 父母参保类型对新生儿参保的影响

	(1)	(2)
	0—2岁儿童样本	0—2岁儿童样本
父亲城居保或新农合, 母亲城居保	-0.0617	-0.0425
控制变量	(0.0395)	(0.0382)
观测值	省份、年份、母亲、家庭特征	省份、年份、母亲、家庭、新生儿特征
R ²	4732	4732
	0.1237	0.2203

注:此处将父母参保类型细分为五类:第一类,父母都没有参加医保;第二类,父亲城居保或新农合,母亲城居保;第三类,母亲城居保或新农合,父亲城居保;第四类,双方都是城居保或新农合;第五类,双方都是城居保。将母亲城居保或新农合,父亲城居保设定为基准组。

(2) 出生季度对新生儿参保决策的影响。在缴纳保费一定的情况下,出生时间越早,意味着出生当年享受医保的时间越长,收益相对越高。出生时间所产生的成本收益效应主要在0岁儿童中发挥作用。表5中第(1)列显示,对于0岁儿童来讲,相较于第一季度出生的孩子,第二季度出生孩子参保可能性下降4.53%,但并不显著;第三季度出生孩子的参保可能性显著下降8.73%;第四季度出生孩子样本数很少^①,回归系数方差较大,参考价值有限。因此,主要通过前三季度的回归结果做出判断。随着出生季度的推后,0岁儿童参保可能性降低的幅度和显著性都在提高,由此推断参保可能性随着出生季度的推后而降低。表5中第(2)列显示,对于1岁儿童而言,出生时间所产生的成本收益效应依然起作用,第四季度出生孩子的参保可能性显著下降15.34%。这可能是因为,在年度征缴期内出生的0岁儿童一般要求一次性缴纳出生年度及下一年度医保费才能享受医保待遇。年度征缴期往往在第四季度,在这个季度出生的孩子要同时选择出生当年和下一年要不要参保。因此,出生时间效应会持续到第二年。表5中第(3)列显示,对于2岁儿童,回归系数变小且不显著,出生时间所产生的成本收益效应消失。

(3) 上学对儿童参保的影响。表3中第(3)列显示,3—5岁儿童上幼儿园会使参保可能性提高1.11%,但是提高效果并不明显。这可能是因为,是否上幼儿园可能内生于家庭经济条件以及幼儿的健康、认知发育情况。为了降低由于内生性导致的估计偏误,本文进一步基于3、4岁儿童样本,考察出生月份、上幼儿园与参保之间的关系。幼儿园入学年龄是3岁,8月之后出生的孩子在当年实际年龄并未达到3岁,这就意味着在8月之后出生儿童入学率将会出现明显下降,入学率在8月前后出现断点^②。利用这一信息,对比断点前后孩子的上学率、参保率,可以更准确地得出上学与参保之

① CFPS数据采集多集中于7月和8月,出生在第四季度的0岁儿童样本很少。

② 2016年CFPS问卷关于“现在在上学吗”这一问题的备注是:“上学”是指一种规范的学习过程,包括以下几个阶段:小学、初中、高中/中专/技校/职高、大专、大学本科、硕士、博士,这可能会造成幼儿园上学率的低估。另外,问卷调查集中在7月和8月,当时3岁儿童还未开学,这也可能会造成上学率较低。但是,这种低估是系统性的,并不影响出生月份、上学与3岁儿童参保这一问题的研究。

表 5 出生季度对新生儿参保的影响

	(1)	(2)	(3)
	0 岁儿童样本	1 岁儿童样本	2 岁儿童样本
第二季度出生	-0.0453 (0.0277)	0.0221 (0.0334)	-0.0067 (0.0305)
第三季度出生	-0.0873** (0.0356)	-0.0490 (0.0334)	-0.0012 (0.0305)
第四季度出生	-0.0652 (0.1226)	-0.1534*** (0.0311)	-0.0433 (0.0306)
观测值	1017	1848	1867
R ²	0.1415	0.1551	0.1680

间的关系。由于幼儿园入学时做出的是下一年的参保决策，这一影响会体现为 4 岁儿童不同出生月份参保状况之间的差异。另外，对于入学年龄规定的执行，在城市比较严格，选取城市样本更为合理。如表 6 所示，9—12 月出生的孩子入学率显著降低 15.68%，同时参保率也显著降低 18.69%。这是因为儿童入学后会由学校统一缴费参保。在校集中参保会降低对个体信息认知的要求，最终使得参保率相对更高。

表 6 出生月份、上学与儿童参保

	(1)	(2)
	<i>School</i> 城市 3 岁儿童样本	<i>Insured</i> 城市 4 岁儿童样本
9—12 月出生	-0.1568* (0.0822)	-0.1869** (0.0869)
观测值	788	713
R ²	0.2772	0.2854

注：此处将 5—8 月出生设定为基准组（这里采取断点回归的思想，尽可能在补充样本和靠近断点之间做权衡取舍，最终选择用 5—8 月和 9—12 月来模拟断点回归，关注断点前后的情况），两列估计结果分别报告相对于基准组，9—12 月出生对儿童上学和参保的影响。

(4) 参保率的动态变化。借助 CFPS 的面板数据特点，本文进一步考察了新生儿参保状态变化的影响因素。具体而言，构建以下计量模型：

$$\Delta Insured_{it} = \alpha + \beta_1 \Delta Mother_{it} + \beta_2 \Delta Family_{it} + \beta_3 \Delta Baby_{it} + \beta_4 \Delta Average_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

这里 $\Delta Insured_{it}$ 只考察从未参保变成参保和一直参保两种情形，去掉了少部分一直未参保的样本。同时，模型 1 的大部分解释变量都未发生变化，在这里，解释变量只加入不同年度之间极可能发生变化且对参保决策有显著影响的变量。由表 7 中第(1)列可以发现两个鲜明特征：①在众多变量中，仅有两个变量显著，分别是：母亲获得工作，会使孩子参保可能性增加 13.18%；家庭进入高收入水平，会使孩子参保可能性提高 15.29%。②母亲、家庭、个体特征变化，对新生儿参保率随年龄显著提高这一变化的解释力十分微弱，模型拟合优度仅为 0.0242。在加入省级、村级平均参保率变化之后，表 7 中第(2)列显示出三种变化：①母亲、家庭、个体特征均变得不显著。②省级、村级平均参保率的回归系数十分显著，省级平均参保率上升 1 个百分点，则新生儿参保率增加 0.2818 个百分点；村

级平均参保率上升1个百分点,则新生儿参保率增加0.7164个百分点,这反映新生儿参保率随时间发生系统性提升。③模型的解释力度大大提升,拟合优度增加至0.6009,大约是之前的25倍,另外两组面板数据也呈现出相同特点。总的来看,参保率的提升随时间呈现系统性增加,并且不能由母亲、家庭、个体特征变化所解释,进一步印证了新生儿参保率的提高来源于信息认知水平的提升。随着时间的推移,家庭在不断自我学习和社会学习,对新生儿参保相关政策信息的了解在加深,参保率不断上升。

综上所述,导致新生儿参保率低的原因来源于两个方面:①个体的信息认知,即父母对医保政策信息的了解程度会影响新生儿是否参保。父母中至少一方参加城居保或新农合的家庭相比于父母双方都是城职保的家庭,孩子参保率更高,他们更了解新生儿参加城居保或新农合的申请资格、申请流程,并对成本收益的判断面临更少的“错误知觉”。集中参保会大大降低对个体信息认知的要求,使得最终参保率相对更高。新生儿参加基本医保项目的一大重要阻碍就是不了解新生儿医保政策信息。②个体的理性认知,即父母基于成本收益视角来决定孩子是否参保。父母首先会根据新生儿个体特征做“逆向选择”,身体健康的孩子参保可能性更低^①;然后由于0岁儿童的医保待遇周期是从出生至当年年底,在缴费标准相同的情况下,出生时间越晚,医保覆盖周期越短,参保可能性越低。基本医保的待遇机制中,针对0岁儿童缴纳费用和医保待遇期之间的匹配失衡,也是导致新生儿整体参保率低的原因之一。

表7 参保率的动态变化:面板数据固定效应模型估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	2010—2012	2010—2012	2012—2014	2012—2014	2014—2016	2014—2016
母亲有工作	0.1318** (0.0528)	0.0061 (0.0309)	0.1395*** (0.0480)	-0.0117 (0.0354)	0.2432*** (0.0421)	0.0129 (0.0253)
母亲健康自评差	0.1018 (0.1290)	0.0274 (0.0681)	0.0891 (0.1083)	-0.0173 (0.0666)	0.0794 (0.1026)	-0.0600 (0.0639)
中等收入家庭	0.0297 (0.0590)	0.0290 (0.0390)	-0.0167 (0.0585)	-0.0294 (0.0425)	0.0062 (0.0560)	-0.0176 (0.0399)
高收入家庭	0.1529* (0.0829)	0.0297 (0.0512)	0.0196 (0.0806)	-0.0212 (0.0563)	0.0265 (0.0678)	-0.0492 (0.0437)
轻度营养不良	0.0161 (0.0514)	-0.0193 (0.0325)	0.2718*** (0.0421)	0.0017 (0.0301)	0.2264*** (0.0382)	0.0049 (0.0233)
过去一个月患过病	-0.0238 (0.0456)	0.0123 (0.0256)	0.0652 (0.0426)	0.0449 (0.0277)	-0.0403 (0.0353)	-0.0128 (0.0204)
省级平均参保率		0.2818*** (0.0566)		0.4288*** (0.0595)		0.3933*** (0.0518)
村级平均参保率		0.7164*** (0.0326)		0.5978*** (0.0422)		0.6167*** (0.0415)
观测值	1393	1393	1544	1544	1885	1885
R ²	0.0242	0.6009	0.0723	0.6000	0.0924	0.6717

注:此处报告的是三组两年期(2010—2012年、2012—2014年、2014—2016年)的面板固定效应模型估计结果。样本选择在每组面板数据初始年份(2010年、2012年、2014年),年龄为0—2岁的孩子。

① 如表3中第(2)列所示,在新生儿健康状况维度,轻度营养不良的新生儿参保概率要高出2.56%,说明健康状况差的孩子更容易参保,新生儿参保过程中可能存在逆向选择问题。

2. 信息认知不足的外部原因

前文的分析表明,阻碍新生儿参加基本医保项目的重要因素是家长对新生儿医保政策信息不了解。相比少年以及成年人,家长应该更加关心新生儿的健康情况,因此,这种信息的缺乏并不是由于家长主动放弃收集信息,而是由于信息传播渠道不畅通导致的被动信息认知不足。政策信息的传播渠道主要包括基层组织宣传和社会学习,这两种渠道在中国新生儿参保过程中所发挥的作用是下面要探讨的内容。

(1)基层组织在新生儿参保过程中发挥的作用。城市地区政策宣传的媒介渠道多,而农村地区主要依靠村委会的宣传,其他渠道少。因此,可以通过研究村委会的行为,来揭示新生儿参保政策宣传过程中存在的问题。村委会在政策实施不同阶段存在不同的激励,具体体现为村委会在宣传动员新生儿参合和成年人参合行为上的差异。当前,新农合覆盖比例已经维持在较高水平,只要维持成年人继续参合,就能顺利完成考核任务。维持成年人参合的成本小,考核贡献高;而动员新生儿参合的成本高,考核贡献小,这就导致基层组织在新生儿参保信息传播中的失灵,最终表现为成年人参合率与新生儿参合率的巨大反差。本文选取了八个村级特征变量,具体包括村庄是否采取直接选举、是否公告医保信息、收入水平、是否为少数民族、村主任性别、年龄、学历、政治面貌,以此代表村委会宣传动员的行为特征,来分别考察这些变量与成年人参合率和新生儿参合率的关系。如表8中第(1)列所示,村级特征变量中只有村主任年龄与新生儿参保之间存在微弱的相关性,其余七个变量均不显著。与之形成鲜明对比的是,表8中第(2)列所示,村级变量中只有村主任学历与成年人参合之间没有相关关系,其余七个变量均显著相关。作为补充,表8中第(3)列也显示出,村级特征变量与成年人参加新型农村社会养老保险(简称“新农保”)之间存在显著相关关系。由此推断,村委会在宣传动员成年人参合(保)时发挥了积极作用,而忽视了新生儿群体。农村地区新生儿家长需要到镇便民服务中心进行首次参合申请,距离城镇越远,在基层组织不宣传的情况下获取新生儿参保信息越困难,同时交通和时间成本也越高。因此,远离集镇会导致新生儿参合可能性显著降低7.77%。当距离相同时,人口越密集,信息传播障碍越小,新生儿参合可能性会显著提高23.03%。成年人维持参合状态,只需要在年底统一向村委会缴费。因此,村庄与乡镇的距离对成年人参合没有显著影响。医保政策在自上而下的实施过程中被扭曲,真正需要参保的群体由于动员宣传成本高、考核贡献低而被忽视。

(2)社会学习在新生儿参保过程中发挥的作用。社会学习也是获取政策信息的重要渠道,个体可以通过同伴“口口相传”获得政策信息。除此之外,还可以通过观察性学习,从同伴行为中获取更多有用信息。以基本医保参与为例,同村相似人群间的社交互动和信息交流,可以帮助个体在申请资格、申请程序、患病风险、报销比例等方面有更深刻的认识,并做出更优的选择。但是,社会学习也依赖于一定的环境,比如在时间上需要经常互动交流,在空间上需要经常聚集在一起。家长在新生儿降临初期可能缺乏时间和契机去交流医保参与等问题。同伴信息传递主要来源于同村比自己早出生的孩子,例如,同村比自己早出生的孩子数量越多,交流传递育儿心得的群体会越广泛;同村早出生孩子的参保率越高,传递新生儿参保信息的可能性会越高;同村早出生孩子住院率越高,了解新生儿医保使用情况的家庭越多。然而,如表9中第(3)列所示,这三个变量对新生儿参保均没有显著影响。进一步扩大同伴参保率计算的范围,结果依然如此。由此推断,同伴效应在新生儿群体中并不明显,新生儿群体可能缺乏互动交流的时间和环境。

由此可见,导致新生儿家长信息认知不足的原因主要包括两个方面:①村委会宣传动员工作中的忽视。信息认知在新生儿参合决策中发挥重要作用,而对于最了解新农合政策并肩负宣传动员工

表 8 村委会对新生儿参与新农合的影响

	(1)	(2)	(3)
	<i>Insured</i> 0—2 岁儿童样本	<i>Insured</i> 成年人样本	<i>Pension</i> 成年人样本
实施村直接选举	0.0091 (0.0322)	0.0369*** (0.0068)	0.0707*** (0.0125)
村公告医保信息	-0.0190 (0.0281)	0.0220*** (0.0055)	
中等收入村	-0.0332 (0.0304)	-0.0247*** (0.0060)	-0.0130 (0.0129)
高收入村	-0.0205 (0.0421)	-0.0289** (0.0118)	0.0003 (0.0156)
少数民族聚集村	0.0236 (0.0559)	-0.0440*** (0.0121)	0.0578*** (0.0176)
男性村主任	-0.0411 (0.0819)	-0.0822*** (0.0152)	-0.0513** (0.0248)
村主任 40—60 岁	-0.0545* (0.0319)	-0.0205*** (0.0063)	-0.0180 (0.0130)
村主任 60 岁以上	-0.1024* (0.0600)	0.0181** (0.0083)	0.0253* (0.0150)
村主任学历初中	0.0272 (0.0436)	0.0328*** (0.0096)	0.0043 (0.0178)
村主任学历高中	-0.0049 (0.0444)	-0.0143 (0.0100)	0.0202 (0.0179)
村主任学历大专及以上	0.0112 (0.0537)	-0.0122 (0.0112)	0.0312 (0.0200)
村主任为中共党员	-0.0355 (0.0319)	0.0133* (0.0069)	-0.0133 (0.0116)
远离集镇	-0.0777** (0.0304)	0.0072 (0.0067)	-0.0333*** (0.0107)
远离集镇×人口密集	0.2303** (0.1087)	-0.0022 (0.0177)	0.0673 (0.0415)
观测值	1780	19334	14070
R ²	0.1781	0.0961	0.1269

注:此处将村人均收入低、村主任 40 岁以下、小学及以下设定为基准组。CFPS 问卷只在 2010 年和 2014 年询问了村/居信息,因此,第(1)列回归样本选择 2010 年和 2014 年调查中的 0—2 岁儿童。第(2)列回归样本选择 2010 年调查中的成年人,因为 2014 年成年人参合率已经接近 100%,参合状态基本没有变化,因此,无法识别村委会所发挥的作用。第(3)列回归选择 2014 年成年人参与新农保作为被解释变量,在样本期间,新农保参保状态的变化更为明显。

作的村委会而言,宣传动员新生儿参合需要花费大量精力,但是对维持高参合率水平无关紧要。因此,村委会往往忽视新生儿群体,导致新生儿群体参合率普遍较低。②社会学习短期内作用效果不明显。由于新生儿群体的特殊性,在出生当年,周围同伴之间缺乏互动交流的学习环境,因此,不能及时互相传递信息。基层组织缺乏宣传激励并且同伴效应不明显,两者共同作用,导致新生儿家长

表 9 社会学习对新生儿参与新农合的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	0 岁儿童样本	0 岁儿童样本	0 岁儿童样本	0 岁儿童样本
同村有比自己早出生的孩子	-0.0268 (0.0297)	-0.0405 (0.0320)	-0.0339 (0.0334)	-0.0329 (0.0403)
同村早出生孩子参保率		0.1022 (0.0868)	0.1006 (0.0864)	
同村早出生孩子住院率			-0.0622 (0.0710)	-0.0542 (0.0811)
本次调查与上次调查同村新生儿参保率之和				0.0275 (0.0648)
观测值	1017	1017	1017	788
R ²	0.1421	0.1450	0.1461	0.1400

无法及时获得参保政策的信息。

五、新生儿未参保对医疗服务利用的影响

本文接下来考察新生儿未参保的后果。考虑数据可获得性,这里主要考察未参保对医疗服务利用的影响。构建多元线性回归模型来考察参保状况对医疗服务利用的影响:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 Uninsured_{it} + \beta_2 Mother_{it} + \beta_3 Family_{it} + \beta_4 Baby_{it} + \beta_5 Region_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中,因变量 Y_{it} 代表衡量医疗服务利用的一系列指标,包括过去 1 个月是否因病就医、过去 1 个月因病就医的次数、过去 12 个月是否因病就医、过去 12 个月因病就医的次数、过去 12 个月是否住院、过去 12 个月医疗总费用。关键的自变量 $Uninsured_{it}$ 代表未参加社会医保,其他控制变量包括了母亲特征、家庭特征、个体特征以及地区特征。

新生儿是否参保可能是相对外生的:①根据之前的讨论,新生儿未参保的主要原因是家长被动的信息认知不足,这是基层组织缺乏宣传激励以及同伴效应来不及发挥共同作用的结果,并不是主动选择的结果。这在一定程度上说明,新生儿家长普遍缺乏新生儿参保政策信息,这种信息不充分并不会因家庭背景不同而产生变化。②参保率的提升随时间呈现系统性增加,并且不能由母亲、家庭、个体特征变化所解释,进一步印证新生儿参保状态变化是随着时间推移,父母在不断自我学习和社会学习过程中产生了由不参保变为参保状态的共同趋势。③通过豪斯曼检验和杜宾—吴—豪斯曼检验^①考察新生儿参保状态的外生性,都无法拒绝“所有解释变量均为外生”的原假设,因此,可以认为新生儿参保状态为外生变量。所以,自变量 $Uninsured_{it}$ 是相对随机的,OLS 估计结果基本可信。

同时,考虑到还是存在一些类似父母的健康偏好、新生儿部分先天特征等无法观测但基本不随时间变化的因素,仍然可能存在因遗漏变量问题导致的内生性,本文还借助 CFPS 的面板数据特点,考察了新生儿参保状态改变对医疗服务利用的影响。具体而言,构建以下计量模型:

$$\Delta Y_{it} = \alpha + \beta_1 \Delta Uninsured_{it} + \beta_2 \Delta Mother_{it} + \beta_3 \Delta Family_{it} + \beta_4 \Delta Baby_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, ΔY_{it} 表示医疗服务利用水平的变化, $\Delta Uninsured_{it}$ 只考察从未参保变成参保以及一直参保两种情形,去掉了少部分一直未参保的样本,其他控制变量包括母亲特征、家庭特征、个体特征的变

① 检验结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

化。同时,因为大部分控制变量都不随时间变化或随时间变化幅度完全一致,这里的解释变量值只加入不同年度之间极可能发生不规律变化的变量^①,防止造成过度控制。

表 10 中第(1)列显示,未参保的孩子过去 1 个月因病就医的可能性降低 1.37%,就医次数降低 0.004 次,但是统计上都不显著;过去 12 个月因病就医的可能性显著降低 4.17%,就医次数也显著降低 0.27 次;过去一个月住院的可能性显著下降 2.83%;过去 12 个月总医疗花费显著减少 30.21%。

面板固定效应模型(FE)的回归结果也得出了基本一致的结论,新生儿未参保会显著降低其医疗服务利用水平。不过,大多数面板固定效应估计得到的系数效应都比 OLS 回归结果的系数效应要大,说明 OLS 存在一定程度的低估。低估的原因可能是,未参保新生儿恰恰医疗风险更高,或者未参保新生儿父母的健康意识相对更薄弱。从面板固定效应的估计结果看,相对参保的小孩,未参保新生儿过去 12 个月因病就医的概率、因病就医次数以及医疗保健支出均显著降低,不过对于过去 12 个月的住院率则没有显著影响。这可能说明,新生儿家庭对于住院医疗服务相对缺乏弹性,但是对于门诊医疗服务利用、医疗服务花费则有一定的弹性。

综合看,新生儿由未参保到参保状态的变化,会显著提升其医疗服务利用水平,表明即使是对于新生儿这样的高风险、健康投资回报率相对较高的群体,医疗服务需求对价格也是敏感的,这与最新的一些文献的结果也是基本一致的(Yang et al., 2015; Goodman-Bacon, 2018)。

表 10 新生儿未参保对医疗服务利用的影响:混合截面、面板固定效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	0—2 岁儿童样本 OLS	2010—2012 FE	2012—2014 FE	2014—2016 FE	三组面板综合 FE
过去 1 个月是否 因病就医	-0.0137 (0.0150)	-0.0148 (0.0313)	-0.0956*** (0.0327)	0.0173 (0.0334)	-0.0373* (0.0190)
过去 1 个月因病 就医次数	-0.0039 (0.0307)	-0.0171 (0.0748)	-0.1772*** (0.0551)	-0.0031 (0.0679)	-0.0704* (0.0402)
过去 12 个月是否 因病就医	-0.0417*** (0.0148)	-0.0949*** (0.0309)	-0.0939*** (0.0327)	-0.0678** (0.0331)	-0.1015*** (0.0192)
过去 12 个月因病 就医次数	-0.2730** (0.1199)	-0.4126** (0.2025)	-0.5278** (0.2457)	-0.7568*** (0.2774)	-0.5903*** (0.1384)
过去 12 个月是否 住院	-0.0283** (0.0117)	-0.0120 (0.0222)	-0.0274 (0.0238)	0.0147 (0.0275)	-0.0083 (0.0144)
过去 12 个月总医 疗费(对数)	-0.3021*** (0.0985)	-0.1035 (0.2097)	-0.9076*** (0.2019)	-0.5881*** (0.1959)	-0.5018*** (0.1204)
观测值	4732	1391	1544	1884	4819

六、结论与政策启示

本文利用 2010 年、2012 年、2014 年和 2016 年 CFPS 数据,揭示了在全民医保基本实现的背景下,中国新生儿参保率过低这一现实问题。据本文测算,未参保新生儿人数超过 2000 万人,接近全部未参保人口的 1/2。这些未参保的新生儿在制度层面是完全具备参保资格的,未参保问题发生在

① 比如母亲工作状态、健康自评、一周锻炼是否超过 3 次、是否抽烟、每周喝酒是否超过 3 次以上、家庭规模、家庭人均收入、现在身高体重、是否上学等。

政策的执行层面。本文进一步探讨了新生儿参保率低的原因。实证分析结果表明,父母不了解相关医保政策信息是大量新生儿未参保的主要原因。相比于少年以及成年人,家长更加关心新生儿的健康情况,因此,这种信息的缺乏并不是由于家长主动放弃收集信息,而是由于信息传播渠道不畅导致的被动信息认知不足。本文对医保政策信息传播渠道障碍的实证分析发现,由于宣传动员新生儿参合需要花费相对更多的精力,但对维持高参合率水平无关紧要,导致基层组织缺乏针对新生儿家庭开展政策宣传的激励;与此同时,由于新生儿群体的特殊性,通过群体内部相互学习无法及时获得参保政策的信息。所以,新生儿父母不了解医保政策,同时又很难从外部及时获得这些政策信息,这是造成新生儿未参保之谜的主要原因。

本文最后还检验了未参保状态对新生儿医疗服务需求的影响。实证结果表明,新生儿未参保会显著降低其医疗服务利用水平,其中,新生儿未参保对于是否住院的影响不明显,对于门诊医疗服务利用、医疗服务花费都有十分显著的影响。这表明,即使是对于新生儿这样的高风险、健康投资回报率相对较高的群体,医疗服务需求对价格也是敏感的。所以,参保对于保障新生儿群体所必需的医疗服务需求是十分必要的,参保也是新生儿健康投资的重要保障。

为了提高中国新生儿基本医保参保率,突破全民医保“最后一公里”,依据本文的实证分析,政府可以考虑从以下三方面着手:①对新生儿家庭开展针对性的医保政策宣传。确保政策信息有效到达新生儿家庭,是促进新生儿参保最直接有效的方法。目前中国超过90%的新生儿都在医院出生^①,所以一种简单有效政策宣传的办法就是在医院妇产科制作新生儿参保流程的宣传展板,以及在孕产妇保健手册上增加关于新生儿参保政策信息。通过这两个宣传渠道更容易直达目标群体,而且成本很低。②健全基层组织政策宣传的激励机制。解决基层组织宣传动员新生儿参保的激励问题,不能简单考核整体参保率,而应该将新生儿参保率单独纳入对村和居委会年度考核范围,或适当调高新生儿等弱势群体参保率的权重。③积极推动将新生儿自动纳入基本医疗保障范围。参考一些地区已有做法,可以规定凡新生儿父母一方或双方参与了基本医保,新生儿自出生起自动纳入医保保障范围,父母只需去户口所在地的村或居委会登记确认。长期看,可以考虑制定针对新生儿的医疗保健计划,结合新生儿这一群体的特殊医疗需求,政府直接补助新生儿参保,并制定合理的起付线、保障病种、报销比例等,提高对新生儿的健康保障力度。

[参考文献]

- [1]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.
- [2]傅虹桥,袁东,雷晓燕.健康水平、医疗保险与事前道德风险——来自新农合的经验证据[J].经济学(季刊),2017,(2):599-620.
- [3]李姣媛,方向明.中国儿童社会医疗保险参与和报销情况分析思考——基于中国家庭追踪调查CFPS数据[J].江西财经大学学报,2018a,(2):59-68.
- [4]李姣媛,方向明.社会医疗保险对儿童健康和医疗服务消费的影响研究[J].保险研究,2018b,(4):100-113.
- [5]刘宏,王俊,方海.个人信息认知对医疗保障改革的影响[J].经济研究,2010,(10):48-62.
- [6]刘宏,王俊.中国居民医疗保险购买行为研究——基于商业健康保险的角度[J].经济学(季刊),2012,(4):1525-1548.
- [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]彭现美.农民参与新型农村合作医疗意愿及影响因素[J].中国公共卫生,2008,(2):173-174.
- [9]彭晓博,秦雪征.医疗保险会引发事前道德风险吗?理论分析与经验证据[J].经济学(季刊),2015,(1):159-

① 数据来源于《第五次国家卫生服务调查分析报告》(2013)。

184.

- [10]臧文斌,赵绍阳,刘国恩. 城镇基本医疗保险中逆向选择的检验[J]. 经济学(季刊), 2013,(1):47-70.
- [11]赵绍阳,臧文斌,傅十和,刘国恩. 强制医保制度下无保险人群的健康状况研究[J]. 经济研究, 2013,(7):118-131.
- [12]钟涨宝,李飞. 动员效力与经济理性: 农户参与新农保的行为逻辑研究——基于武汉市新洲区双柳街的调查[J]. 社会学研究, 2012,(3):139-156.
- [13]朱玲. 中国社会保障体系的公平性与可持续性研究[J]. 中国人口科学, 2010,(5):2-12.
- [14]Aizer, A. Public Health Insurance, Program Take-up, and Child Health[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2007,89(3):400-415.
- [15]Almond, D., J. J. Doyle, A. E. Kowalski, and H. Williams. Estimating Marginal Returns to Medical Care: Evidence from At-risk Newborn[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2010,125(2):591-634.
- [16]Armour, P. The Role of Information in Disability Insurance Application: An Analysis of the Social Security Statement Phase-in[J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 2018,10(3):1-41.
- [17]Barr, A., and S. Turner. A Letter and Encouragement: Does Information Increase Postsecondary Enrollment of UI Recipients[J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 2018,10(3):42-68.
- [18]Bharadwaj, P., K. V. Løken, and C. Neilson. Early Life Health Interventions and Academic Achievement[J]. *American Economic Review*, 2013,103(5):1862-1891.
- [19]Ching, P. User Fees, Demand for Children's Health Care and Access across Income Groups: The Philippine Case[J]. *Social Science & Medicine*, 1995,41(1):37-46.
- [20]Currie, J. The Take up of Social Benefits[R]. NBER Working Paper, 2004.
- [21]Cutler, D. M., and R. Zeckhauser. The Anatomy of Health Insurance [A]. Culyer, A. J., and J. P. Newhouse. *Handbook of Health Economics*[C]. Amsterdam: North Holland, 2000.
- [22]Cutler, D. M., and S. J. Reber. Paying for Health Insurance: The Trade-off between Competition and Adverse Selection[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1998,113(2):433-466.
- [23]Deshpande, M., and Y. Li. Who Is Screened Out? Application Costs and the Targeting of Disability Programs[J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 2019,11(4):213-248.
- [24]Einav, L., A. Finkelstein and J. Levin. Beyond Testing: Empirical Models of Insurance Markets [J]. *Annual Review of Economics*, 2010,2(1):311-336.
- [25]Fang, H., M. P. Keane, and S. Dan. Sources of Advantageous Selection: Evidence from the Medigap Insurance Market[J]. *Journal of Political Economy*, 2008,116(2):303-350.
- [26]Finkelstein, A., and K. McGarry. Multiple Dimensions of Private Information: Evidence from the Long-Term Care Insurance Market[J]. *American Economic Review*, 2006,96(4):938-958.
- [27]Finkelstein, A., and M. J. Notowidigdo. Take-up and Targeting: Experimental Evidence from SNAP [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2019,134(3):1505-1556.
- [28]Giles, J., X. Meng, S. Xue, and G. Zhao. Can Information Influence the Social Insurance Participation Decision of China's Rural Migrants[R]. World Bank Group Policy Research Working Paper, 2018.
- [29]Goodman-Bacon, A. Public Insurance and Mortality: Evidence from Medicaid Implementation [J]. *Journal of Political Economy*, 2018,126(1):216-262.
- [30]Lei, X., and W. Lin. The New Cooperative Medical Scheme in Rural China: Does More Coverage Mean More Service and Better Health[J]. *Health Economics*, 2009,18(S2):S25-S46.
- [31]Leibowitz, A., W. G. Manning, E. B. Keeler, and N. Duan. Effect of Cost-Sharing on the Use of Medical Services by Children: Interim Results from a Randomized Controlled Trial[J]. *Pediatrics*, 1985,75(5):942-951.
- [32]Levine, P. B., R. McKnight, and S. Heep. How Effective are Public Policies to Increase Health Insurance Coverage Among Young Adults[J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 2011,3(1):129-156.

- [33]Lin, W., G. Liu, and G. Chen. The Urban Resident Basic Medical Insurance: A Landmark Reform towards Universal Coverage in China[J]. *Health Economics*, 2009,18(S2):83–96.
- [34]Liu, H., Q. Sun, and Z. Zhao. Social Learning and Health Insurance Enrollment: Evidence from China's New Cooperative Medical Scheme[J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2014,97(1):84–102.
- [35]Meyers, M. K., and T. Heintze. The Performance of the Child–Care Subsidy System[J]. *Social Service Review*, 1999,73(1):37–64.
- [36]Palmer, M., S. Mitra, D. Mont, and N. Groce. The Impact of Health Insurance for Children under Age 6 in Vietnam: A Regression Discontinuity Approach[J]. *Social Science & Medicine*, 2015,145(22):217–226.
- [37]Sorensen, A. T. Social Learning and Health Plan Choice [J]. *RAND Journal of Economics*, 2006,37 (4):929–945.
- [38]Warlick, J. L. Participation of the Aged in SSI[J]. *Journal of Human Resources*, 1982,17(2):236–260.
- [39]Wherry, L. R., and B. D. Meyer. Saving Teens: Using a Policy Discontinuity to Estimate the Effects of Medicaid Eligibility[J]. *Journal of Human Resources*, 2016,51(3):556–588.
- [40]Wherry, L. R., S. Miller, R. Kaestner, and B. D. Meyer. Childhood Medicaid Coverage and Later Life Health Care Utilization[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2017,100(2):287–302.
- [41]Yang, T., H. W. Han, and H. M. Lien. Patient Cost–Sharing and Healthcare Utilization in Early Childhood: Evidence from a Regression Discontinuity Design[R]. CCHE Working Paper, 2015.
- [42]Zhang, C., X. Lei, J. Strauss, and Y. Zhao. Health Insurance and Health Care among the Mid–Aged and Older Chinese: Evidence from the National Baseline Survey of CHARLS [J]. *Health Economics*, 2017,26(4):431–449.

The Puzzle of Uninsured Newborns: Basic Facts, Cause and Consequences

ZHAO Shao–yang¹, CHEN Yu–xiao¹, HE Qing–hong²

- (1. School of Economics, Sichuan University, Sichuan 610065, China;
2. School of Public Administration, Southwestern University of Finance and Economics, Sichuan 610074, China)

Abstract: China has achieved universal coverage of medical insurance. More than 95% of people are now covered by the public medical insurance in China, and the remaining uninsured people become the last mile for achieving universal public medical insurance. Identifying uninsured people is important to improve efficiency of the current public medical insurance system. Based on the China Family Panel Studies Data (CFPS), this paper shows that large numbers of newborns are uninsured, and empirically explores the reason why there are so many uninsured newborns and its consequences. Descriptive statistics show that more than 50% newborns are uninsured. Further empirical analysis demonstrates that information friction of newborn parents and the grassroots organizations lack incentives to promote insurance policies to newborn families would be the main reasons. Finally, we examine the impact of uninsured on the utilization of medical services and the results show it significantly reduces the utilization of medical services for newborns. In order to increase the coverage of newborns public medical insurance, the government should on the one hand try to remove the information barriers to newborn families. On the other hand, the government can promote the automatic inclusion of newborns in public medical insurance, and even consider developing a medical care plan specifically for newborns.

Key Words: uninsured newborns; medical insurance; medical service utilization; information friction

JEL Classification: I11 G22 C35

[责任编辑:覃毅]