

社会保障项目之间的相互作用： 新型农村社会养老保险对医疗保险的挤出

张川川 魏旭 黄炜*

摘要：本文构建了一个理论模型，指出养老保险会通过收入效应、健康效应和风险效应三个渠道影响个体的医疗保险参与决策。在此基础上，本文实证检验了新型农村社会养老保险制度的实施对个体是否参加新型农村合作医疗制度的影响。实证结果显示，新农保的实施导致养老金领取人口和参保缴费人口参加新农合的概率分别降低了 15.4% 和 10.8%。本文的结论表明，对社会保障政策效果的评估需要考虑不同项目间的相互作用，政府在社会保障体系建设中需要通过制度设计避免各项目间的挤出。

关键词：养老保险；医疗保险；挤出效应

DOI：10.13821/j.cnki.ceq.2023.03.03

一、引言

完善的社会保障制度是社会公平的“调节器”，是经济社会发展的“推进器”。针对农村社会保障体系建设相对滞后的问题，我国政府于 2003 年和 2009 年相继建立了新型农村合作医疗制度（新农合）和新型农村社会养老保险制度（新农保）并开展试点。截至 2012 年年底，覆盖全部农村人口的社会养老和社会医疗保障体系基本形成，在缩小城乡差距和保障农村人口生活质量和福利水平方面发挥了巨大的作用。

社会养老保险和社会医疗保险均以提高政策实施对象的福利水平为目标，从实际政策效果来看，也均对居民消费水平和健康状况产生了显著的积极影响。因此，无论从政策目标还是实际效果来看，两者均存在一定程度的替代关系，彼此之间可能存在挤出。例如，如果社会养老保险能够通过提高收入显著改善被保险人的健康状况，被保险人对医疗保险的需求可能会下降。由于新农保和新农合都遵循自愿参与原则，适保对象可以非常灵活地选择是否参加其中任何一个项目，项目间的挤出更容易发生。

理解和检验不同社会保障项目之间的相互作用具有重要的理论和政策意义。在理论层面，针对各类社会保障项目之间的相互作用的考察有助于加深我们对家庭部门在面临政策干预时的最优化解决策行为的理解，丰富公共经济学理论。在政策层面，社会保障体

* 张川川，浙江大学经济学院，浙江大学财税大数据与政策研究中心；魏旭，中央财经大学金融学院；黄炜，北京大学国家发展研究院。通信作者及地址：黄炜，北京市海淀区颐和园路 5 号北京大学国家发展研究院，100871；电话：13581799982；E-mail: huangweipku@vip.163.com。张川川感谢浙江省哲学社会科学规划“研究阐释党的十九届五中全会精神”专项课题“健康中国建设中的医疗保障重要机制研究”（21WZQH01Z）、国家自然科学基金面上项目（72273124）和中央高校基本科研业务费专项资金的资助。魏旭感谢国家自然科学基金面上项目（71973160）、中央高校基本科研业务费专项资金和中央财经大学科研创新团队支持计划的资助。作者感谢匿名评审人的宝贵意见，文责自负。

系的建设涉及一揽子项目，理解各项社会保障项目之间的相互作用，一方面，能够帮助我们认识到，整个社会保障体系所实现的保障效果可能会因为各项目之间存在挤出而低于最初所预期的总体政策效果；另一方面，有助于推动政府有针对性地完善政策实施方案和建立制度上更为合理的社会保障体系，尽可能减少政策的实施所产生的激励扭曲。例如，社会养老保险如果显著挤出医疗保险，政府在设计社会医疗保险制度时，需要通过降低参保缴费上的灵活性以避免出现过度退保的现象。

本文旨在以新农保和新农合为例，考察社会养老保险是否会影响个体的医疗保险参与与决策。尽管针对新农合和新农保的研究已经有很多，并且研究内容涉及制度设计、政策影响和参保决策等许多方面，但是尚未有研究注意到这两项政策之间的相互影响。¹ 本文首次从理论上提出社会养老保险可能会挤出医疗保险，并通过严谨的实证分析进行了经验验证。具体而言，本文基于具有全国代表性的中国家庭追踪调查（CFPS）数据和 中国健康与养老追踪调查（CHARLS）数据，利用新农保分批次逐步推开的政策特点，使用双重差分（DID）模型检验了养老保险对医疗保险参与的挤出效应。研究发现，新农保试点导致 60 岁及以上的养老金领取人口和 60 岁以下的参保缴费人口参加新农合的概率分别降低了 15.4% 和 10.8%。上述经验事实同本文理论模型的预期一致：对于养老金领取人口，新农保通过提高可支配收入（收入效应）提高了参保人对医疗保险的需求，但是养老金收入改善了其健康状况（健康效应）、提高了参保者抵御风险冲击的能力，导致医疗保险需求下降；对于缴费人口，由于他们不仅没有养老金收入，还需要缴纳养老保险费，缴费所产生的收入效应意味着他们会减少对医疗保险的需求，尽管缴费在理论上也会通过健康效应和风险效应起到增加医疗保险需求的作用，但是对于相对年轻、健康状况更好的参保缴费人口而言，参保缴费所产生的健康效应和风险效应相对更小。我们在数据条件和研究方法允许的条件下，从经验上检验了健康效应，发现新农保显著改善了 60 岁及以上人口的健康状况，但是对 60 岁以下人口的健康状况没有显著影响。这些实证发现与理论推断是完全一致的，也与论文所得到的新农保显著挤出了新农合的实证发现是一致的。为了检验实证结论的有效性，我们使用城镇户籍人口样本进行了安慰剂检验，并且使用《中国县（市）社会经济统计年鉴》数据检验了 DID 识别策略所隐含的“共同趋势”假定，检验结果均表明结论是可靠的。

本文其余部分的结构安排如下：第二部分简要介绍新农合和新农保试点的开展情况，并回顾针对这两项社会保障项目所开展的研究；第三部分从理论上阐述新农保挤出医疗保险的机制；第四部分介绍数据来源；第五部分介绍实证方法和模型设定；第六部分报告实证分析结果；第七部分总结。

二、研究背景

（一）政策背景

2003 年，新农合试点在全国 300 多个县启动，2005 年试点县增加到了 678 个，2006

¹ 国际上有很多研究关注社会医疗保险对私人医疗保险和非正式保险的挤出效应，例如，Cutler and Gruber (1996)、Gruber and Simon (2008)、Koch (2013)、Wagner (2015)、Zhao (2017) 等考察了公共医疗保险对私人医疗保险的挤出；Lin et al.(2014)、Geng et al.(2018)、Strupat and Klohn (2018) 等考察了正式医疗保险对非正式保险的挤出效应。但是这些研究关注的均是同类型保险之间的关系，而非不同类型社会医疗保险项目之间的相互作用。

年和2007年试点县进一步大幅增加,到2008年新农合已经基本覆盖了全国所有农村人口。在制度设计上,新农合采取了自愿参与原则,使其区别于大多数的同类型社会医疗保险。²各国用于提供基本医疗保障的社会医疗保险项目,通常都要求强制参加,以避免逆向选择问题。作为我国社会医疗保险体系重要组成部分的城镇职工基本医疗保险,在参保缴费方面采取的也是强制参与的原则。在新农合的制度设计上,政府主要通过维持较低的缴费标准和提供财政补助的方式对农民参保提供激励。尽管新农合从一开始就采取了政府补助为主的筹资方式,且个人缴费标准在早期仅为10元,新农合仍然没有实现100%的参保率。2004年,新农合试点地区的参保率只有75.2%。不过随着项目的推进,参保率逐年上升,2008年,新农合试点地区的参保率已经上升到了91.5%。³不过需要指出的是,新农合较高的参保率是在缴费标准仍然相对较低,同时财政补助标准较高的情况下实现的。近年来,新农合缴费标准不断提高,2020年的个人缴费标准已经增长到了每人每年280元,同时配套的财政补助高达每人每年550元。考虑到财政收支压力,针对新农合的财政补助很难持续大幅增长,今后政府要继续将新农合参保率维持在较高水平,恐怕会面临越来越大的财政支出压力。

国务院于2009年启动新农保试点,首批试点选取了320个县。⁴2010年10月,国务院发布了第二批试点县名单,共450个;2011年新增了1076个试点县;截至2012年8月,全国所有县级行政区都启动了新农保试点。按照新农保试点指导意见的规定,新农保在养老金待遇上,实行基础养老金与个人账户相结合的方式。其中,基础养老金由政府支付,试点启动时设定的标准为每人每月55元。对于待遇领取条件,规定参保人年满60周岁后可以按月领取养老金,新农保实施时,已年满60周岁的,可以不用缴费直接领取基础养老金,但其符合参保条件的子女应当参保缴费。在参保缴费方面,新农保同新农合类似,也采取个人缴费和政府补助相结合的方式。根据CFPS 2010、2012年调查数据,以及CHARLS 2011、2013年调查数据,2010—2013年试点地区45岁及以上农村人口中,参加新农保的人口比例分别为36.12%、51.84%、62.12%和68.01%。新农保缴费分为按年度缴费和一次性缴费,根据CHARLS 2011年数据所做计算显示,45—60岁人口中,按年度缴费人口的平均缴费额为200元,中位数为100元;一次性缴费人口的平均补缴金额为10000元,中位数为6500元。新农保养老金领取人口养老金收入的均值为每月90元,中位数为每月60元。

(二) 相关研究

新农合和新农保试点自启动以来,受到了学术界的广泛关注。陆续有大量研究考察了它们对农村家庭和个体收入、消费、劳动供给、健康、生活满意度等许多方面的影响。在针对新农合政策影响的研究中,Lei and Lin (2009)、Wagstaff et al. (2009)发现新农合导致医疗服务利用显著增加,但是没有显著降低家庭的医疗费用支出,对健康的影响也非常有限。但是,程令国和张晔(2012)使用中国老年健康影响因素跟踪调查

² 客观地讲,新农合在建立之初之所以确立了自愿参加的原则,是综合考虑了农村合作医疗发展历史和实际执行中面临的困难和阻力。开展新农合试点,只有尊重农民的选择,避免在政策执行中出现任务包干摊派和强迫缴费等现象,才能建立起农民对新农合制度的信任。

³ 数据来自国家统计局年度统计数据。

⁴ 如无特别说明,本文所说的县均包括同属于县级行政区的县级市和区。

(CLHLS) 数据所做的分析显示, 新农合显著提高了参合者的健康水平。马双等 (2010) 发现新农合导致农村家庭显著改善了消费结构。与马双等 (2010) 的发现一致, 白重恩等 (2012) 基于农村固定观察点数据, 使用 DID 方法, 发现新农合显著提高了家庭消费支出。除了对健康和消费等福利指标的关注外, 王天宇和彭晓博 (2015) 研究发现, 新农合通过提供医疗保障显著降低了家庭的生育意愿。

在针对新农保政策影响的研究中, 陈华帅和曾毅 (2013)、程令国等 (2013)、张川川和陈斌开 (2014) 检验了新农保作为一项类公共转移支付政策对私人转移支付的挤出作用。张川川等 (2014) 较为系统地考察了新农保试点对农村家庭和个人收入、消费、贫困、劳动供给、健康、生活满意度等一系列指标的影响, 发现新农保试点显著提高了家庭收入, 降低了家庭陷入贫困的概率, 提高了家庭消费水平, 降低了老年人口的劳动供给, 改善了老年人口的健康状况。Cheng et al. (2018a) 针对高龄老人的研究也表明, 新农保养老金收入显著改善了农村老年人口的健康状况。Chen (2017) 和 Cheng et al. (2018b) 的研究显示, 新农保还显著增加了农村老年人口与子女分开居住的概率。除了对生活状况和健康福利的考察外, 张川川等 (2017) 的研究显示, 新农保试点的推行通过减弱农村老年人口对“养儿防老”的依赖, 显著降低了出生人口性别比。在一项最新发表的研究中, 马超等 (2021) 指出, 新农保能够通过提高养老金领取人口的家庭收入显著降低家庭医疗支出占家庭总收入的比重, 即显著降低家庭医疗负担。

从现有文献看, 针对新农合和新农保的研究集中于评估其对某一个或多个行为指标或福利指标的影响, 只有少数研究分析了影响新农合 (李燕凌和李立清, 2009; 张川川和胡志成, 2016) 或新农保 (常芳等, 2014; Zhang, 2019) 参与决策的因素。但是, 这些研究大都没有妥善处理解释变量的内生性问题。并且, 上述研究也都没有注意到不同社会保障项目之间的相互作用。马超等 (2021) 的研究注意到了新农保政策的实施降低了家庭医疗支出负担, 但是并没有进一步考察家庭的医疗保险需求是否会因医疗支出负担的降低而有所改变。本文首次从理论上提出社会养老保险可能会挤出医疗保险, 并从经验上对此进行了验证。

三、理论框架

本部分从理论上分析新农保对新农合参合决策的影响, 为后文的实证分析提供理论支撑。⁵从根本上讲, 新农保对新农合参合决策的影响通过家庭收入起作用: 对于 60 岁及以上的养老金领取人口来说, 新农保会增加其当前收入; 而对于 60 岁以下的养老金缴费人口来说, 新农保会降低其当前收入。进一步地, 这会通过两个主要渠道影响家庭参与新农合的意愿。对于养老金领取人口来说, 一方面, 收入上升可以提高家庭总预算, 使其更有能力购买医疗保险, 从而增加医疗保险的需求, 即通常意义上的“收入效应”; 另一方面, 家庭收入的上升也会显著改善家庭成员的健康状况, 从而减少对医疗保险的需求, 本文称为“健康效应”。除了上述两个主要效应外, 由于新农保为养老金领取人口带来了稳定的收入增长, 提高了个体抵御风险冲击的能力, 同样会影响到购买医疗保

⁵ 篇幅所限, 本部分仅阐述理论模型背后的思想, 模型推导过程请参见《经济学》(季刊) 官网 (<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>) 附录 A。

险的意愿,本文称为“风险效应”。上述三种效应的作用方向不同,因此,新农保会导致医疗保险需求增加还是减少取决于三种效应相互抵消后的净效应,有待通过实证分析加以检验。类似地,对于60岁以下的新农保缴费人口而言,缴费导致的收入下降同样会通过收入效应、健康效应和风险效应作用于新农合参保决策。

由于年龄在60岁及以上的养老金领取人口和年龄在60岁以下的缴费人口在收入水平、健康状况方面存在显著差异,可以预期三种效应的相对大小在两个群体中会存在显著不同。例如,相对于更为年轻的缴费人口,养老金领取人口的健康状况普遍更差,也面临更高的健康风险冲击,可能存在更强的健康效应和风险效应。接下来,我们利用新农保全国试点的政策冲击,基于具有全国代表性的家庭调查数据,从经验上检验养老保险对医疗保险参与的影响。

四、数据

本文使用的数据来自CFPS 2010、2012年调查和CHARLS 2011、2013年调查。⁶CFPS是北京大学中国社会科学调查中心(ISSS)实施的一项旨在通过跟踪搜集个体、家庭、社区三个层次的数据,反映中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁,为学术研究和政策决策提供数据为目标的重大社会科学项目。CFPS每两年开展一次,2010年为全国基线调查,样本包括了25个省(直辖市、自治区)162个县级行政区的14 607户家庭和33 596名16岁及以上的成年受访者。2012年调查为2010年全国基线调查的第一次追踪调查,样本包括了13 281户家庭和35 713名16岁及以上的成年受访者。CHARLS同CFPS类似,也是由北京大学中国社会科学调查中心负责开展的调查项目,该项目旨在收集一套代表中国45岁及以上中老年人家庭和个人的高质量微观数据,用以分析人口老龄化问题,推动老龄化问题的跨学科研究。CHARLS调查也包括个体、家庭和社区三个层次,问卷内容包括个人基本信息、家庭结构和经济支持、健康状况、医疗保险和医疗服务利用、养老金、收入、消费和社区情况等。CHARLS于2011年开展了全国基线调查,样本覆盖了分布在全国28个省(直辖市、自治区)150个县级行政区的10 257户家庭,共18 245个个体受访者。CHARLS于2013年开展了第一次追踪访问,样本覆盖了10 979户家庭,19 666个人。

由于CFPS和CHARLS在调查方法、抽样设计、问卷内容、变量定义等方面存在高度的相似性,因此,本文将CFPS和CHARLS合并在一起使用,这一方面能够增大样本的代表性,提高研究结论的适用范围;另一方面,也尽可能地利用了新农保试点的开展在地区和时间两个维度上的变化,有助于提高估计的精确性。两个不同来源的数据库合并在一起,也会存在一定的问题。第一,两套数据的抽样设计不同,CFPS代表全年龄段人口,而CHARLS旨在代表45岁及以上中国人口,合并后的数据可能无法很好地代表总体;第二,不同问卷对同类变量的定义也可能存在差异。我们比较了CHARLS和CFPS的问卷内容,本文实证分析所涉及的主要变量在两套数据中所采用的定义基本是一致的。针对45岁及以上人口抽样权重的差异,我们分别计算了CFPS和CHARLS样本数据中45岁及以上人口占抽样地区45岁及以上总人口的比例,以此得到抽样权重,

⁶ 更多详细信息请参见CFPS官方网站:<http://www.issp.pku.edu.cn/cfps/>,访问时间:2022年3月20日。

做了加权最小二乘回归。这部分结果在论文附录 B 部分的表 A2、表 A3 中做了报告。为了更好地检验研究结论的稳健性，我们也报告了单独使用 CHARLS 数据和 CFPS 数据的估计结果，这部分结果见附录 B 部分的表 A4 至表 A6。无论是进行加权估计，还是使用两套数据库分别进行估计，我们都得到了一致的结论。

CHARLS 样本代表中国 45 岁及以上住户人群，为了保持 CFPS 数据和 CHARLS 数据的一致，我们将分析所采用的样本统一限制到 45 岁及以上受访者。此外，新农保和新农合都只针对农村户籍人口，因此，本文主要实证分析使用的样本为 CFPS 和 CHARLS 中的农村户籍受访者。这部分样本共包含 50 166 个个体受访者，其中，23 509 个来自 CFPS，26 657 个来自 CHARLS。附录 B 部分的表 A1 按照受访者是否达到养老金领取年龄（60 岁）和是否参加新农保分组报告了主要变量的描述性统计。

五、实证方法和模型设定

针对新农合参保影响因素的现有研究大多采用基于多元线性回归模型的普通最小二乘（OLS）方法或者采用 Probit 和 Logit 等离散选择模型，这类传统的估计方法没有考虑关键解释变量的内生性，对模型参数的估计很可能存在内生性偏误。在采用 OLS 或者离散选择模型估计新农保参保状况对新农合参保决策的影响时，内生性问题尤其严重，而且存在的遗漏变量偏误会倾向于使我们得出新农保参保对新农合参保具有正向影响的错误结论。这是由于，一方面，新农保和新农合的参与决策受到许多共同因素的影响，例如，教育、收入水平、健康状况、风险偏好、家庭人口规模、地区制度特点等，其中许多因素无法被观测或者无法在多元回归中准确地加以控制；另一方面，由于新农保和新农合同属于社会保障项目，两者在性质、功能和具体实施方案上具有很高的相似性，这些潜在的遗漏变量对新农保或新农合参与决策的作用方向必然是相同的，遗漏这些变量会使我们错误得出新农保参保对新农合参保决策具有正向影响的结论。

新农保试点是分批次逐步展开的，使我们能够采用项目评估研究中流行的 DID 方法，较好地识别新农保试点政策对新农合参保决策的因果效应。⁷ 具体的，我们采用如下模型设定：

$$NCMS_{ict} = \beta_0 + \beta_1 NRPS_Enrolled_{ict} + \lambda_c + \sigma_t + X_{ict} + \varepsilon_{ict}, \quad (1)$$

$$NRPS_Enrolled_{ict} = \alpha_0 + \alpha_1 NRPS_Pilot_{ct} + \lambda_c + \sigma_t + X_{ict} + u_{ict}, \quad (2)$$

$$NCMS_{ict} = \gamma_0 + \gamma_1 NRPS_Pilot_{ct} + \lambda_c + \sigma_t + X_{ict} + \mu_{ict}, \quad (3)$$

其中，变量 $NCMS_{ict}$ 和 $NRPS_Enrolled_{ict}$ 均为 0-1 变量，分别表示个体 i 是否参加新农合和新农保，取值 1 表示参加，否则为 0； $NRPS_Pilot_{ct}$ 表示 c 县在 t 年是否开展新农保试点，取值 1 表示是，否则为 0； λ_c 和 σ_t 分别表示县固定效应和年份固定效应； X_{ict} 为一组个体层面的控制变量，包括性别、分性别的年龄固定效应和学历水平。我们使用方程（1）估计个体参加新农保对新农合参保的影响。正如我们前文提到的，是否参加新农保是内生的，方程（1）的 OLS 估计是有偏的。我们利用新农保政策冲击作为个人是否参保的工具变量，方程（2）为 IV 估计的第一阶段方程，用于估计地区新农保试点对个体参保的影响决策。方程（2）是标准的 DID 模型设定，在 DID 模型识别假设成立的

⁷ Imbens and Wooldridge (2009) 对项目评估计量经济学方法的发展做了系统的评述。

情况下, 变量 $NRPS_Pilot_{it}$ 是外生的, 保证了方程 (1) IV 估计的有效性。⁸ 我们使用方程 (3) 直接估计地区层面开展新农保试点对个体新农合参保概率的影响, 这可以视作新农保试点政策对新农合个体参保决策的简约式效应 (reduced-form effects)。⁹ 简约式效应的估计不仅能够直接回答新农保政策的实施对新农合参保的总体影响, 具有政策上的含义; 在方法论上, 估计简约式效应也是有意义的, 这是因为简约式估计结果的有效性 (validity) 比 IV 估计结果有效性所需要的假设更少: 如果新农保试点政策的实施通过个体参加新农保以外的因素影响新农合参保情况, 即方程 (1) 的 IV 估计不满足排他性约束, 对方程 (1) 的 IV 估计是有偏的, 但是只要方程 (2) DID 估计的识别假定满足, 方程 (3) 的简约式估计仍然是一致估计。

六、实证结果

(一) 新农保对医疗保险的挤出

在进行回归分析之前, 我们首先按照新农保试点批次分组描述了各批次试点地区新农保和新农合参保情况随时间变化的趋势, 结果报告在图 1 中。图 1(a) 显示, 新农保各批次试点地区在新农保试点当年, 受访人口参加新农保的比例出现了明显上升, 例如, 第二批试点地区和第三批试点地区的新农保参保率分别在 2010—2011 年间和 2011—2012 年间显著增加, 这与新农保试点的实际开展情况是完全相符的。相对应的是, 图 1(b) 显示, 在各批次试点地区启动新农保试点的当年, 当地受访者参加新农合的比例均有所下降, 这与论文的实证发现也是一致的。

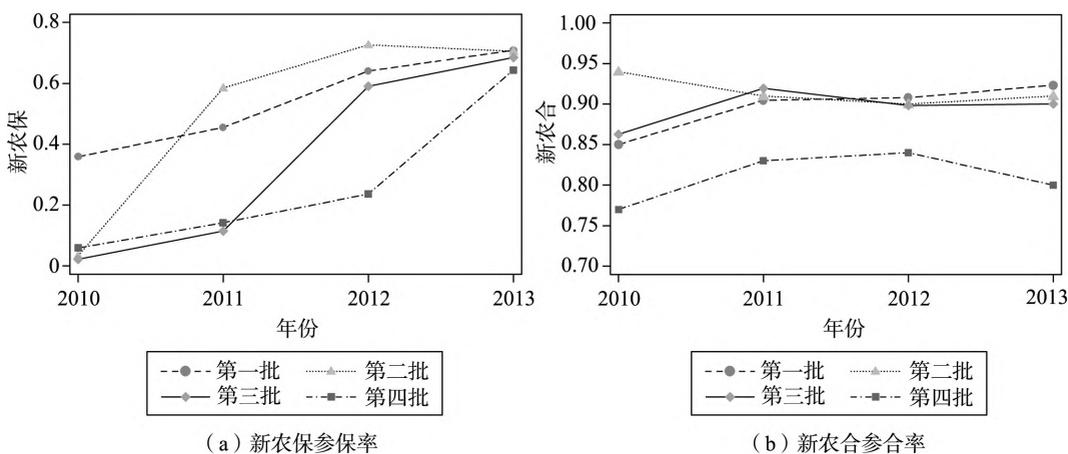


图 1 新农保各试点批次地区在 2010—2013 年间的新农保和新农合参与率

注: 数据基于 CHARLS 和 CFPS 数据计算得到。

⁸ 由于 CHARLS 和 CFPS 均为个体层面的面板数据, 除了采用 DID-IV 估计框架外, 我们也可以采用 FE-IV 估计框架, 但由于 FE 的识别假设强于 DID, 且在个体层面进行 FE 估计会存在样本删失问题, 我们没有采用 FE-IV 估计。不过, 为了检验结果的稳健性, 我们也做了 FE-IV 估计, 得到了相近的结果。

⁹ 方程 (2) 和 (3) 采用的是存在多个时期时的常用 DID 模型设定, 广泛应用于考察渐进式政策冲击的影响, 例如, Alsan and Goldin (2019); Bitler et al. (2005); Chen and Kung (2016) 等研究。方程 (2) 和 (3) 中的变量 $NRPS_Pilot_{it}$ 定义了处理状态, 其系数度量了新农保试点政策的影响。

我们接下来再基于回归方程估计新农保政策的实施对新农合参与率的影响。根据论文第三部分的理论分析，无论是养老金缴费人口还是养老金领取人口，新农保均会通过收入效应、健康效应和风险效应影响新农合参与决策。但是，三种效应的作用方向在这两类群体中是有所不同的，并且各效应的相对强度也可能存在差异。有鉴于此，我们将样本分为 60 岁以下人口和 60 岁及以上人口，分别检验新农保对医疗保险的挤出效应。

表 1 A 部分报告了针对 60 岁及以上人口的估计结果，第 (1) 列为针对新农保参保和新农合参合之间关系的 OLS 估计，显示两者高度正相关。第 (2) 列报告了新农保试点对个体参加新农保的影响，显示新农保试点当年，试点地区 35.6% 的 60 岁及以上农村人口参加了新农保。第 (3) 列报告了新农保试点对个体新农合参合的简约式影响，结果显示，新农保试点的开展使当地 60 岁及以上农村人口参加新农合的概率显著下降了 5.5%。第 (4) 列为采用两阶段最小二乘方法 (TSLs) 得到的 IV 估计结果，显示个体参加新农保导致参加新农合的概率显著降低了 15.4%。第 (5) 列针对医疗保险参与的 TSLs 估计结果显示，参加任意一项医疗保险的概率显著降低了 10.2%，低于新农合参合率的下降程度，再次表明有一部分新农保参保者从新农合转向了其他类型的医疗保险。¹⁰

这部分估计结果表明，对于养老金领取人口，新农保收入通过健康效应和风险效应对医疗保险需求产生的负向影响，显著超过了收入增加对医疗保险需求的正向影响。表 1 B 部分报告了针对 60 岁以下人口的估计结果，从参数估计值的符号方向和数值大小来看，60 岁以下人口中新农保对新农合的挤出效应同 60 岁及以上人口类似，但是效果略小，表明对于这一较为年轻的群体，收入效应可能占据了主导作用，而健康效应和风险效应的作用较小。此外，对于 60 岁以下人口，参加新农保对新农合的挤出效应同对参加任意一项医疗保险的挤出效应在挤出程度上几乎相等，表明 60 岁以下的新农保参保人口并没有在退出新农合后参加其他类型的医疗保险。

表 1 新农保试点对社会医疗保险参与决策的影响：养老金领取人与缴费者的分组估计

	是否参加 新农合 (=1, 是)	是否参加 新农合 (=1, 是)	是否参加 新农合 (=1, 是)	是否参加 新农合 (=1, 是)	是否参加 医疗保险 (=1, 是)
	普通最小 二乘估计 (1)	第一阶段 估计 (2)	简约式 估计 (3)	两阶段最小 二乘估计 (4)	两阶段最小 二乘估计 (5)
A: 年龄 ≥ 60					
是否参加新农保 (=1, 是)	0.082*** (0.009)			-0.154*** (0.043)	-0.102** (0.043)
是否试点新农保 (=1, 是)		0.356*** (0.029)	-0.055*** (0.016)		
因变量样本均值	0.884	0.377	0.884	0.884	0.921

¹⁰ 农村居民参加的其他类型的医疗保险主要是城乡居民医疗保险和商业医疗保险两类项目。

(续表)

	是否参加 新农合 (=1, 是)	是否参加 新农合 (=1, 是)	是否参加 新农合 (=1, 是)	是否参加 新农合 (=1, 是)	是否参加 医疗保险 (=1, 是)
	普通最小 二乘估计 (1)	第一阶段 估计 (2)	简约式 估计 (3)	两阶段最小 二乘估计 (4)	两阶段最小 二乘估计 (5)
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic	—	—	—	73.86	73.86
观测值	21 270	21 271	21 383	21 275	21 275
R ²	0.142	0.420	0.134	0.057	0.078
B: 年龄 < 60					
是否参加新农保 (=1, 是)	0.090*** (0.008)			-0.108*** (0.037)	-0.101*** (0.038)
是否试点新农保 (=1, 是)		0.327*** (0.024)	-0.036*** (0.012)		
因变量样本均值	0.893	0.419	0.893	0.893	0.922
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic	—	—	—	95.05	95.05
观测值	28 749	28 752	28 907	28 753	28 753
R ²	0.164	0.397	0.152	0.102	0.083

注: 所有回归都控制了县固定效应、年份固定效应、受访者性别, 以及分性别的年龄固定效应和学历水平。括号中为县区层面的聚类标准误。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

(二) 机制检验

基于本文第三部分的理论分析, 收入效应、健康效应和风险效应是新农保影响医疗保险需求的三个可能的途径, 新农保对医疗保险参与的影响取决于三类效应加总后的净效应。在上述三类效应中, 收入效应是显而易见的, 领取养老金和缴纳保险费会分别导致当期家庭可支配收入增加和减少, 我们没有必要再通过回归分析进行检验。风险效应和收入效应都由家庭收入变动直接决定, 我们无法通过经验分析直接将两者进行分离。理论上, 个体的风险厌恶程度越高, 风险效应越强, 如果能够准确度量个体风险厌恶程度, 也能够近似地检验风险效应是否发挥了显著作用。遗憾的是, CHARLS 和 CFPS 数据均没有提供有关个体风险厌恶的信息, 我们无法从经验上检验风险效应。综上, 我们将机制检验的重点放在对健康效应的验证上。

健康效应的大小在很大程度上取决于参加新农保所导致的收入变动对个体健康状况的实际影响。以往针对新农保政策效果的研究已经较为一致地发现, 新农保试点显著改善了养老金领取人口的健康状况(张川川等, 2014)。但是由于所使用的数据和方法有所不同, 为了进一步验证上述结论, 我们接下来使用 CFPS 和 CHARLS 的汇总数据重新估计新农保试点对农村人口健康的影响。表 2 A 部分报告了新农保对养老金领取人口各类健康指标的影响。根据 CFPS 和 CHARLS 数据所包含的健康信息, 我们采用了三个健康经济学文献中常用的健康指标: 自评健康、日常活动能力、体重。自评健康同死

亡率和其他健康指标之间存在显著的相关性，通常被用来衡量个体的整体健康状况，是文献中最常用的健康状况测量指标之一（Idler and Benyamini, 1997）。日常活动能力指标是根据相对标准化的健康量表构建的，反映了身体机能的整体健康程度。在调查中，调查员针对一系列日常活动，例如穿衣服、吃饭、短距离走动等，询问受访者在自行从事上述活动时是否存在困难或需要他人提供帮助，我们将在任意一项活动中存在困难或需要他人提供帮助的受访者定义为存在日常活动能力障碍，用变量 *disable* 表示。根据世界卫生组织制定的标准，我们将 BMI（body mass index，等于身高（cm）除以体重（kg）的平方）低于 18.5 的个体定义为体重偏低。成年人体重偏低，反映出存在比较严重的营养不良或骨质疏松，通常也会引起其他更为严重的健康问题。Di Angelantonio et al. (2016) 针对亚洲、澳洲、欧洲和北美人口所做的分析显示，BMI 偏低时死亡率有明显的上升。表 2 A 部分第（1）、（2）列的估计结果显示，新农保试点和养老金收入导致自评健康为差的概率有所下降，不过在统计上不显著。第（3）、（4）列的估计结果显示，新农保试点的开展和领取养老金收入使 60 岁及以上老年人口在日常活动中存在障碍的概率显著下降了 4.4% 和 12.5%。第（5）、（6）列的估计结果显示，新农保试点的开展和领取养老金收入使 60 岁及以上老年人口体重过低的概率显著下降了 1.8% 和 4.9%。为了增强健康指标的代表性和增大估计的效率，我们参照 Poterba et al. (2013) 的做法，通过对三个健康指标进行主成分分析构建一个综合性健康得分变量，*Health_score*，分值越高健康状况越差。第（7）、（8）列报告了新农保试点和个体参加新农保对健康得分变量的影响，结果显示新农保显著改善了 60 岁及以上老年人口的健康状况。表 2 B 部分报告了新农保对 60 岁以下人口健康状况的影响，显示新农保对 60 岁以下人口的健康状况没有统计上显著的影响。这与表 1 的实证发现是一致的，即对于新农保缴费人口，新农保缴费没有显著降低参保人健康状况，健康效应这一渠道实际上没有发挥显著作用，新农保主要通过收入效应挤出了新农合。严格来讲，健康效应的存在除了取决于养老金收入是否显著改善健康状况外，还依赖于健康状况对医疗保险需求存在影响。由于无法妥善地处理健康状况的内生性，我们没有直接估计健康状况对医疗保险参与的影响，在经验分析层面，我们目前给出的机制检验是不完整和不完全的。但是，健康状况会影响医疗保险需求这一判断在文献中较少存在争议，大量研究表明，医疗保险参与存在逆向选择，即健康状况越差的个体，越倾向于购买医疗保险（Breyer et al., 2011; Cutler and Zeckhauser, 2000），现有的针对中国新农合政策的研究也有一致的发现（Wang et al., 2006; Zhang and Wang, 2008）。¹¹ 综合考虑理论分析和现有的经验证据，我们认为健康效应的存在应该还是比较可信的。

¹¹ 收入效应也存在类似的情况。尽管领取养老金和缴纳保险费会分别增加和减少当期收入，但是收入效应在实际中是否发挥了作用还取决于医疗保险需求的收入弹性。由于无法妥善地处理收入变量的内生性问题，我们没有办法直接从经验上估计收入对医疗保险需求是否存在因果效应。尽管如此，根据外审专家的建议，我们仍然基于 OLS 多元回归估计了家庭收入和健康状况与新农合参保状态之间的关系，结果显示收入越高的个体参加新农合的概率越高。考虑到这一估计结果并不严谨，我们没有在论文中报告。从现有文献来看，许多研究都支持家庭收入对购买或参加医疗保险有显著的正向影响这一论断（Basaza et al., 2008; Jutting, 2003; Liu and Chen, 2002; Marquis and Long, 1995）。

表2 新农保对个体健康状况的影响

	自评健康差 (=1, 是)		是否有日常活动能力 障碍 (=1, 是)		是否体重过低 (=1, 是)		健康分值	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
A: 年龄 ≥ 60								
是否参加新农保 (=1, 是)		-0.044 (0.041)		-0.125*** (0.039)		-0.049** (0.019)		-0.324*** (0.090)
是否试点新农保 (=1, 是)	-0.015 (0.014)		-0.044*** (0.014)		-0.018*** (0.007)		-0.120*** (0.032)	
观测值	21 169	21 054	21 487	21 374	17 853	17 785	16 321	16 268
R ²	0.073	0.068	0.199	0.185	0.124	0.118	0.235	0.222
B: 年龄 < 60								
是否参加新农保 (=1, 是)		-0.030 (0.028)		-0.035 (0.028)		0.006 (0.013)		-0.120 (0.102)
是否试点新农保 (=1, 是)	-0.010 (0.017)		-0.010 (0.010)		0.002 (0.004)		-0.040 (0.035)	
观测值	28 642	28 482	28 896	28 745	24 605	24 532	23 869	23 805
R ²	0.063	0.061	0.126	0.120	0.055	0.053	0.190	0.182

注: 所有回归都控制了县固定效应、年份固定效应、受访者性别, 以及分性别的年龄固定效应和学历水平。括号中为县层面的聚类标准误。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

(三) DID 识别假设检验

本文实证分析的有效性取决于方程(2)、(3)中的变量 $NRPS_Pilot_{it}$ 是否外生, 即是否与误差项相关。这取决于新农保试点地区和非试点地区的农村人口在没有新农保试点的情况下, 他们参与医疗保险的情况随时间发生的变化是否相似。理论上, 我们可以使用没有政策发生时的样本进行安慰剂检验 (placebo test)。在本文的研究背景下, 有两种方式进行安慰剂检验。第一, 由于新农保试点只针对农村户籍人口, 我们可以使用城镇户籍人口作为控制组, 进行安慰剂检验。在城镇户籍人口中, 大约 26% 参加了非强制型医疗保险, 例如城镇居民医疗保险或商业医疗保险, 其中 22% 参加的是城镇居民医疗保险, 该保险项目与新农合在政策设计方面非常相似。因此, 有相当数量的城镇户籍人口也面临是否参加医疗保险的自主决策问题。如果本文 DID 模型中的处理状态变量 $NRPS_Pilot$ 与地区层面随时间变化的某些不可观测因素相关, 导致我们所识别的政策效果只是由这些不可观测因素带来的, 那么, 对于居住在同一个地区的城镇户籍人口, 由于同样受到这些不可观测因素的影响, 我们也将发现 $NRPS_Pilot$ (代表的是不可观测因素) 与个体医疗保险需求显著相关。反之, 当不存在地区层面影响医疗保险参与的遗漏变量时, 是否被选为新农保试点县应当不会影响城镇人口的医疗保险需求。使用城镇人口样本进行安慰剂检验的优点在于我们所考察的样本期和基准分析是相同的, 局限性在于城镇人口参加的医疗保险和新农合在参保缴费方式和保障力度方面有所不同, 降低了城镇人口和农村人口的可比性。第二, 作为 DID 识别假定的一个更为

传统的检验方式，我们可以使用新农保试点启动之前的样本，检验不同地区农村人口在新农合参保率的时间变化趋势上是否有明显差异，这个检验的局限性在于我们所考察的时间趋势是在新农保试点发生之前，我们只是用新农保试点发生之前的趋势去推断新农保试点期间的反事实趋势。

作为对本文实证结论有效性的检验，我们首先使用城镇户籍人口样本进行安慰剂检验。表3报告了使用城镇户籍人口样本所做的估计，所基于的计量模型设定同方程(3)。表3第(1)列使用60岁及以上人口样本进行估计，第(2)列使用45—59岁人口样本进行估计。第(1)、(2)列的估计结果均显示，新农保试点的开展对试点地区城镇户籍人口的医疗保险参与决策没有统计上显著的影响，支持了本文的DID估计方法的有效性，说明表1报告的新农保对新农合的挤出效应不大可能源于地区层面随时间变化的不可观测因素。¹²

表3 安慰剂检验：新农保试点与城市户籍人口的医疗保险参与

	是否参加医疗保险 (=1, 是)	
	年龄 ≥ 60 岁	年龄 < 60 岁
	(1)	(2)
是否试点新农保 (=1, 是)	0.034 (0.028)	0.026 (0.022)
观测值	8467	9806
R ²	0.163	0.154

注：所有回归都控制了县固定效应、年份固定效应、受访者性别，以及分性别的年龄固定效应和学历水平。括号中为县层面的聚类标准误。*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

由于数据条件的限制，我们无法直接采用方程(3)的设定对新农保试点前NCMS参与情况的时间趋势进行检验。作为替代方案，我们使用县统计年鉴数据，考察试点地区和非试点地区的主要社会经济变量是否具有相同的时间趋势，如果两类地区的主要社会经济变量的时间趋势相同，那么方程(2)、(3)的OLS估计存在遗漏变量偏误的可能性就很小。我们采用如下的模型设定检验2000—2009年间县级社会经济变量在新农保各批次试点县之间是否具有相同的时间趋势，

$$Y_{ct} = \alpha + \sum_{k \in \{2, 3, 4\}} \sum_{j \in \{2001, \dots, 2009\}} \beta_{kj} (\text{wave}_k \times \text{year}_j) + \lambda_c + \sigma_t + u_{ct}, \quad (4)$$

其中，因变量 Y 为各社会经济变量，包括人均GDP、政府财政收入、政府财政支出、城乡居民储蓄存款余额、职工平均工资水平、第一产业增加值占GDP比重，以及医院、卫生院床位数等。 wave_k 和 year_j 为0-1变量，分别表示是否为第 k 批试点县和是否为第 j 年数据，下脚标 $k \in \{2, 3, 4\}$ ，分别表示第2、3、4批新农保试点县， $j \in \{2001, \dots, 2009\}$ ，表示数据年份，第1批试点县和2000年分别为参照组。我们使用 F 检验检验交互项系数 β_{kj} 的联合显著性，如果我们不能拒绝系数为零的原假设，则可以认为，2000—2009年上述宏观经济变量在不同批次试点县的变化趋势没有统计上显著的差异。表4报

¹² 城镇居民的医疗保险参保状态根据是否参加任意类型的医疗保险定义。

告了对应各个因变量的 F 检验的 F 统计量和 P 值。¹³表 4 结果显示, 各社会经济变量在新农保试点启动前的十年间, 在各批次试点县的时间趋势都没有表现出统计上显著的差异。¹⁴

表 4 县级社会经济变量共同趋势检验

	GDP	财政收入	财政支出	居民储蓄 存款余额	第一产业增加值 占 GDP 比重	医院、卫生院 床位数
F 统计量	0.07	0.34	0.38	0.07	0.19	0.13
P 值	1.0000	0.9998	0.9992	1.0000	1.0000	1.0000

注: 表中包括的为方程(4)交互项系数估计值的联合显著性检验结果。

七、结论和政策含义

现有研究针对社会保障各政策项目的制度设计和政策效果进行了广泛和深入的分析, 但是却没有注意到社会保障各项目之间的相互作用。本文首次指出社会保障体系各项目之间可能存在相互作用, 并通过构建理论模型指出了新农保影响医疗保险参与的三个可能的机制: 收入效应、健康效应和风险效应。使用家庭调查数据和 DID 估计方法, 本文从经验上检验了农村社会养老保险对医疗保险的挤出效应。实证结果显示, 新农保试点的开展对新农合产生了显著的挤出效应。机制检验表明, 对于 60 岁及以上的养老金领取人口, 新农保主要通过健康效应降低了医疗保险需求; 对于 60 岁以下的缴费人口, 参加新农保对健康状况没有显著影响, 新农保主要通过收入效应降低了医疗保险需求。

本文的研究结论具有重要的政策含义。第一, 在社会保障体系建设中, 应当明确各政策项目之间并不是彼此独立的, 而是存在政策效果的溢出, 这会影响到各类社会保障项目的实际政策效果, 在政策效果评估类研究中应当对这一问题加以重视和做出全面的考虑。第二, 社会保障各项目之间如果存在严重的挤出, 会损害政策效果。例如, 社会养老保险对医疗保险的显著挤出, 会导致医疗保险的覆盖率下降, 从而降低医疗保险的风险分担作用。如果退保中的自选择行为与参保人健康状况有关, 还可能加剧医疗保险参与中的逆向选择问题。这意味着在设计社会医疗保险制度时, 需要通过适当降低参保缴费上的灵活性避免出现过度退保。对于新农合而言, 可以适当延长新农合的保险等待期、要求连续参保缴费或者将自愿参与改为强制参与。

本文虽然在研究内容上首次提出和检验了社会养老保险对医疗保险的挤出效应, 但是受研究主题和篇幅所限, 并没有全面考察我国现有的各类社会保障项目之间的相互作用, 对挤出效应产生机制的检验也不全面。首先, 论文只是结合理论分析和现有数据条件下的实证检验讨论了收入效应、健康效应和风险效应等作用机制, 没有深入考虑包括

¹³ 由于方程(4)估计系数非常多, 且系数本身并非本文所关心的, 因此仅报告了回归系数的联合显著性检验结果。

¹⁴ 实际上, 由于各社会经济变量在试点地区和非试点地区并未表现出显著不同的时间趋势, 我们在估计新农保对医疗保险的挤出效应时, 将这些变量作为控制变量放入方程也没有对估计结果产生显著的影响。因为这部分变量的缺失太多, 加入方程后会显著降低有效样本量, 我们没有在基准回归中控制这些地区变量。

流动性约束、不确定性等因素在内的其他作用渠道。其次，本文针对作用机制的分析建立在个体效用最大化的基础上，是从需求侧进行分析，新农保试点启动后政府行为的改变可能也会导致新农合参保率下降。举例而言，相对于新农合，新农保是一项新的社保政策，基层政府在推动政策落地方面可能面临更大的考核压力，从而使更多的行政资源从新农合转向了新农保，在推动新农保参与率提升的同时导致了新农合参与率的下降。由于缺乏政府在两类项目上的行政资源投入数据，我们无法从经验上对该机制进行检验。最后，除社会养老保险和医疗保险之外，在全国层面或者个别地区，还实施有最低生活保障、高龄老人津贴、土地养老保险等其他类型的社会保障项目，有必要在未来的研究中就各类项目之间的相互作用及其背后机制逐一进行严谨的分析。

参 考 文 献

- [1] Alsan, M., and C. Goldin, "Watersheds in Child Mortality: The Role of Effective Water and Sewerage Infrastructure, 1880-1920", *Journal of Political Economy*, 2019, 127 (2), 586-638.
- [2] 白重恩、李宏彬、吴斌珍, "医疗保险与消费：来自新型农村合作医疗的证据", 《经济研究》, 2012年第2期, 第41—53页。
- [3] Basaza, R., B. Criel, and P. Van der Stuyft, "Community Health Insurance in Uganda: Why Does Enrolment Remain Low? A View from Beneath", *Health Policy*, 2008, 87 (2), 172-184.
- [4] Bitler, M., J. Gelbach, and H. Hoynes, "Welfare Reform and Health", *Journal of Human Resources*, 2005, 40 (2), 309-334.
- [5] Breyer, F., K. Bundorf, and M. Pauly, "Health Care Spending Risk, Health Insurance, and Payment to Health Plans", *Handbook of Health Economics*, 2011, 2, 691-762.
- [6] 常芳、杨鑫、王爱琴、王欢、罗仁福、史耀疆, "新农保实施现状及参保行为影响因素——基于5省101村调查数据的分析", 《管理世界》, 2014年第3期, 第92—101页。
- [7] 陈华帅、曾毅, "'新农保'使谁受益：老人还是子女?", 《经济研究》, 2013年第8期, 第55—67页。
- [8] Chen, S., and J. Kung, "Of Maize and Men: The Effect of a New World Crop on Population and Economic Growth in China", *Journal of Economic Growth*, 2016, 21 (1), 71-99.
- [9] Chen, X., "Old Age Pension and Intergenerational Living Arrangements: A Regression Discontinuity Design", *Review of Economics of the Household*, 2017, 15 (2), 455-476.
- [10] Cheng, L., H. Liu, Y. Zhang, and Z. Zhao, "The Health Implications of Social Pensions: Evidence from China's New Rural Pension Scheme", *Journal of Comparative Economics*, 2018a, 46 (1), 53-77.
- [11] Cheng, L., H. Liu, Y. Zhang, and Z. Zhao, "The Heterogeneous Impact of Pension Income on Elderly Living Arrangements: Evidence from China's New Rural Pension Scheme", *Journal of Population Economics*, 2018b, 31 (1), 155-192.
- [12] 程令国、张晔、刘志彪, "'新农保'改变了中国农村居民的养老模式吗?", 《经济研究》, 2013年第8期, 第42—54页。
- [13] 程令国、张晔, "'新农合': 经济绩效还是健康绩效?", 《经济研究》, 2012年第1期, 第120—133页。
- [14] Cutler, D., and J. Gruber, "Does Public Insurance Crowd Out Private Insurance", *Quarterly Journal of Economics*, 1996, 111 (2), 391-430.
- [15] Cutler, D., and R. Zeckhauser, "The Anatomy of Health Insurance", *Handbook of Health Economics*, 2000, 1, 563-643.
- [16] Di Angelantonio, E., S. Bhupathiraju, D. Wormser, P. Gao, S. Kaptoge, A. de Gonzalez, B. Cairns, et al., "Body-Mass Index and All-Cause Mortality: Individual-participant-data meta-analysis of 239 Prospective Studies in Four Continents", *The Lancet*, 2016, 388 (10046), 776-786.

- [17] Geng, X., W. Janssens, B. Kramer, and M. der List, "Health Insurance, a Friend in Need? Impacts of Formal Insurance and Crowding Out of Informal Insurance", *World Development*, 2018, 111, 196-210.
- [18] Gruber, J., and K. Simon, "Crowd-out 10 Years Later: Have Recent Public Insurance Expansions Crowded Out Private Health Insurance?", *Journal of Health Economics*, 2008, 27 (2), 201-217.
- [19] Grossman, M., "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health", *Journal of Political Economy*, 1972, 80 (2), 223-255.
- [20] Idler, E., and Y. Benyamini, "Self-rated Health and Mortality: A Review of Twenty-seven Community Studies", *Journal of Health and Social Behavior*, 1997, 38 (1), 21-37.
- [21] Imbens, G., and J. Wooldridge, "Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation", *Journal of Economic Literature*, 2009, 47 (1), 5-86.
- [22] Jutting, J., "Health Insurance for the Poor? Determinants of Participation in Community-Based Health Insurance Schemes in Rural Senegal", OECD Development Center, 2003, Working Paper No. 204.
- [23] Koch, T., "Using RD Design to Understand Heterogeneity in Health Insurance Crowd-out", *Journal of Health Economics*, 2013, 32 (3), 599-611.
- [24] Lei, X., and W. Lin, "The New Cooperative Medical Scheme in Rural China: Does More Coverage Mean More Service and Better Health?", *Health Economics*, 2009, 18 (S2), S25-S46.
- [25] 李燕凌、李立清, "新型农村合作医疗农户参与行为分析——基于 probit 模型的半参数估计", 《中国农村经济》, 2009 年第 9 期, 第 63—75 页。
- [26] Lin, W., Y. Liu, and J. Meng, "The Crowding-out Effect of Formal Insurance on Informal Risk Sharing: An Experimental Study", *Games and Economic Behavior*, 2014, 86 (C), 184-211.
- [27] Liu, T., and C. Chen, "An Analysis of Private Health Insurance Purchasing Decisions with National Health Insurance in Taiwan", *Social Science & Medicine*, 2002, 55 (5), 755-774.
- [28] 马超、李植乐、孙转兰、唐润宇, "养老金对缓解农村居民医疗负担的作用——为何补贴收入的效果好于补贴医保", 《中国工业经济》, 2021 年第 4 期, 第 43—61 页。
- [29] 马双、臧文斌、甘犁, "新型农村合作医疗保险对农村居民食物消费的影响分析", 《经济学》(季刊), 2010 年第 10 卷第 1 期, 第 249—270 页。
- [30] Marquis, S., and S. Long, "Worker Demand for Health Insurance in the Non-Group Market", *Journal of Health Economics*, 1995, 14 (1), 47-63.
- [31] Poterba, J., S. Venti, and D. Wise, "Health, Education, and the Postretirement Evolution of Household Assets", *Journal of Human Capital*, 2013, 7 (4), 297-339.
- [32] Strupat, C., and F. Klohn, "Crowding Out of Solidarity? Public Health Insurance versus Informal Transfer Networks in Ghana", *World Development*, 2018, 104, 212-221.
- [33] Wagner, K., "Medicaid Expansions for the Working Age Disabled: Revisiting the Crowd-out of Private Health Insurance", *Journal of Health Economics*, 2015, 40, 69-82.
- [34] Wagstaff, A., M. Lindelow, J. Gao, L. Xu, and J. Qian, "Extending Health Insurance to the Rural Population: An Impact Evaluation of China's New Cooperative Medical Scheme", *Journal of Health Economics*, 2009, 28, 1-19.
- [35] Wang, H., L. Zhang, W. Yip, and W. Hsiao, "Adverse Selection in a Voluntary Rural Mutual Health Care Health Insurance Scheme in China", *Social Science & Medicine*, 2006, 63 (5), 1236-1245.
- [36] 王天宇、彭晓博, "社会保障对生育意愿的影响: 来自新型农村合作医疗的证据", 《经济研究》, 2015 年第 2 期, 第 103—117 页。
- [37] Zhang, C., "Family Support or Social Support? The Role of Clan Culture", *Journal of Population Economics*, 2019, 32, 529-549.
- [38] 张川川、陈斌开, "'社会养老' 能否替代 '家庭养老'? ——来自中国新型农村社会养老保险的证据", 《经济研究》, 2014 年第 11 期, 第 102—115 页。
- [39] 张川川、John Giles、赵耀辉, "新型农村社会养老保险政策效果评估", 《经济学》(季刊), 2014 年第 14 卷第 1

期，第203—230页。

- [40] 张川川、胡志成，“政府信任与社会公共政策参与——以基层选举投票和社会医疗保险参与为例”，《经济学动态》，2016年第3期，第67—77页。
- [41] 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”, *Health Economics*, 2017, 26 (4), 431-449.
- [42] 张川川、李雅娴、胡志安，“社会养老保险、养老预期和出生人口性别比”，《经济学》（季刊），2017年第16卷第2期，第749—770页。
- [43] Zhang, L., and H. Wang, “Dynamic Process of Adverse Selection: Evidence from a Subsidized Community-Based Health Insurance in Rural China”, *Social Science & Medicine*, 2008, 67, 1173-1182.
- [44] Zhao, K., “Social Insurance, Private Health Insurance and Individual Welfare”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2017, 78, 102-117.

The Interaction between Social Security Programs: Crowding Out Effects of the New Rural Pension Scheme on Health Insurance Participation

ZHANG Chuanchuan
(Zhejiang University)

WEI Xu
(Central University of Finance and Economics)

HUANG Wei*
(Peking University)

Abstract: With a theoretical framework, we show that provision of social pensions can affect individual demand for health insurance through affecting income, health and the disutility of risk. We then empirically test the effect of New Rural Pension Scheme (NRPS) on participation in the New Rural Cooperative Medical Scheme (NCMS). The results show that implementation of the NRPS decreases the NCMS participation rates of pensioners and contributors by 15.4 and 10.8 percent, respectively. The results also imply that designing the social security system should take into account of interactions between different programs, and avoid potential crowding out effect.

Keywords: social pensions; health insurance; crowding out effect

JEL Classification: H55, I13, J14

* Corresponding Author: Huang Wei, National School of Development, Peking University, No. 5 Yiheyuan Road, Beijing 100871, China; Tel: 86-13581799982; E-mail: huangweipku@vip.163.com.