

政策信任对政策参与及家庭经济决策的影响^{*}

——以新农保政策为例

田文文 岳阳 朱恒鹏

摘要:对公共政策的信任程度,不仅会影响个体的政策参与决策,还会对个体的长期经济决策产生影响。为分析这一问题,本文研究了政策信任度对农户新型农村社会养老保险参保决策的影响,并对比了政策信任度对参保与未参保家庭经济决策的影响差异。在理论部分,本文使用生命周期模型,分析养老保险待遇预期对参保行为和家庭决策的动态影响。结果表明,待遇预期随历史待遇信息变化而调整,进而影响参保决策;因可以补缴参保,新农保待遇变化会影响未来预期效用,从而也会影响未参保者的决策;参保后,新农保待遇变化会通过影响待遇预期进而影响居民的储蓄和劳动力供给决策。在实证部分,本文使用中国健康与养老追踪调查数据对理论进行检验,并以老农保参保、村庄参保率和待遇水平为历史待遇的代理变量。结果表明,历史待遇水平越高,新农保参保概率越高;待遇信息影响了参保和未参保群体的储蓄和劳动力供给。总之,政策信任度会通过影响预期来影响政策参与和相关个体的长期经济行为。

关键词:信任程度 新农保参保 储蓄 劳动供给

一、引言

公众对公共政策的信心既可以影响个人政策参与,也可以通过改变其对未来的预期影响其他经济行为。因此,了解信任的形成机制,并明确政策信任对政策实施效果以及个体经济决策的影响,将有助于提高社会保障等公共政策的执行效率。我国的城乡居民养老保险体系的建立,揭示了公众政策信任与政策效果的关系。在新型农村社会养老保险(简称新农保)政策执行初期,不熟悉和不信任新政策是影响农户参保意愿的重要因素之一,而部分参与过农村社会养老保险(简称老农保)的农户更是对新农保缺乏信任(张薇等,2013)。然而,随着新农保待遇和覆盖率逐渐提升,农户对公共养老保险的信任才逐渐建立。现在,我国虽然基本建立了公平、统一、规范的城乡居民养老保险制度,但仍存在保障水平较低、缴费激励机制缺失等问题(郑秉文,2018)。目前城乡居民养老保险尽管做到了应保尽保,但大多数参保人仍选择最低缴费档次(乌日图,2018)。由此可见,政策信任的建立对于政策的成功实施至关重要,分析公众政策信任建立机制,是解决以上现实问题的关键。

由于个体存在平滑消费的动机,政策信任的变化也会影响其他家庭经济决策。然而,目前的研究多停留在静态的视角,只关注信任与政策参与的关系,疏忽了政策信任对个体行为的动态影响。

* 田文文,中国社会科学院大学经济学院,邮政编码:102445,电子邮箱:bettytw@126.com;岳阳(通讯作者),厦门大学经济学院经济研究所、王亚南经济研究院,邮政编码:361005,电子邮箱:yueyang@xmu.edu.cn;朱恒鹏,中国社会科学院经济研究所,邮政编码:100836,电子邮箱:zhuhp0904@163.com。基金项目:国家自然科学基金面上项目“社会医疗保险中的委托代理问题研究:中国医保支付制度改革的政策分析”(72173106);国家自然科学基金重点项目“相对贫困的识别、监测与治理”(72133004);亚洲发展银行科研项目“财政体制现代化视角下的公共服务与社会保障制度改革”。感谢匿名审稿专家提供的建设性意见,文责自负。

因此,本文以新农保政策为例,从生命周期的动态视角出发,解析了政策信任对居民新农保参保和家庭决策的长期动态影响。在理论分析部分,本文将新农保参保决策纳入动态的生命周期模型,深入探究了政策信任对居民参保行为的作用机制,以及参保行为对家庭储蓄和劳动力供给等家庭决策的动态影响过程。研究表明,居民对新农保信任程度会随待遇状态的变化而动态调整,从而影响参保决策。不论是否参保,信任程度的变化都会对农户经济决策产生影响。较高的政策信任度会提升参保群体对未来效用的期望值,从而影响其劳动力供给并降低家庭储蓄。在补缴参保选项存在的情况下,新农保还会影响未参保群体对未来效用的预期,进而影响其决策。在理论分析基础上,本文使用中国健康与养老追踪调查(China Health and Retirement Longitudinal Survey,简称CHARLS)数据,以老农保参保、村庄参保人数和村庄待遇水平作为代表政策信任的代理变量进行实证分析,结果表明政策信任水平越高,新农保参保概率越高,而且新农保的推广及其待遇变化会动态地影响个体的参保决策。政策信任水平的变化也会同时改变参保者和未参保者的储蓄和劳动力供给决策。实证结果支持了理论模型的预期,具有重要的政策意义和学术价值。

首先,本文分析了政策信任对居民政策参与和经济决策的动态影响,从而丰富了学术界对政策信任问题的认知。政策信任不仅会影响个体政策参与决策,而且会通过改变参与者对未来政策执行状况的预期,影响到参与后的经济决策。在动态的政策信任构建过程中,个体基于各类历史信息和政策现状,不断调整对政策的预期。而这种调整又会通过影响个体对未来的预期,来影响其长期经济决策。因此,若基于静态视角分析这类问题,会忽略政策信任的长期作用。举例来说,有些研究使用享有待遇的年龄进行断点回归分析养老保险政策的影响,这样做会遗漏个体因政策导致的未来预期变动而进行的各种平滑行为。针对此问题,本文结合动态生命周期理论模型,揭示了养老保险的政策信任问题对家庭储蓄和劳动力供给决策的动态影响过程。

其次,本文不仅展示了政策信任对公众政策参与的影响机制,还探究了政策信任对未参与政策群体的影响。许多公共政策并不是一劳永逸的,即使在短期内个人没有参与,未来仍然有可能参与其中。因此,信任政策的程度不仅会影响个体的政策参与决策,也会通过改变未参与个体对未来的预期,影响其他经济决策。例如,新农保允许补缴参保,政策信任会改变未参保人对未来参保的预期,从而影响其未来的参保决策。因此,部分研究仅通过比较参与和未参与群体的结果差异进行的政策评估,忽视了政策对未参与群体的影响,从而低估了政策的真实效果。本文从生命周期的动态视角进行分析,对比了新农保政策对参保和未参保群体的长期影响,从而填补了这一研究空白。

二、新农保政策的梳理和相关研究综述

(一)新农保政策的现状与问题

我国城乡居民养老保险体系的建立充分展现出公共政策信任问题对政策效果的重要性。20世纪90年代,老农保的试点建立不久便陷入了停滞,这对随后的养老保障项目的实施产生了负面影响,也动摇了公众对这类政策的信心^①(高明等,2021)。1992年,民政部发布了《县级农村社会养老保险基本方案(试行)》(民办发[1992]2号),开始在全国范围内开展老农保试点,并于1997年建立了农保管理体系,主要以个人缴纳为主,集体补助为辅,国家给予政策扶持作为原则。但是,因为金融危机等原因,老农保的给付出现了困难,参保人数出现了下降,资金池收缩,逆向选择问题也显现出来,1999年,老农保陷入停滞,中央要求各地“区别情况,妥善处理”^②,随后绝大多数地区的老农保工作处于停滞和等待状态(古钺,2019)。

①老农保的停滞带来多重影响。首先,我国农村地区养老保障处于“真空”状态,农民只能依赖家庭养老。其次,老农保的停滞及处理过程影响到居民对后续养老保障项目的信心。

②1999年《国务院批转整顿保险业工作小组〈保险业整顿与改革方案〉的通知》(国发[1999]14号)提出“目前我国农村尚不具备普遍实行社会保险的条件。对民政系统原来开展的‘农村社会养老保险’,要进行清理整顿,停止接受新业务,区别情况,妥善处理”。

随着我国老龄化问题日益突出,农村社会养老保障问题重新被提上议程。2003年,发达地区纷纷开展新农保试点,2009年,国务院发布了《关于开展新型农村社会养老保险试点的指导意见》(国发[2009]32号),全国10%的县(市、区、旗)启动了新型农村社会养老保险试点。相比老农保,新农保的筹资机制有了巨大的变化,财政补贴在新农保筹资中占据了重要的地位。^①根据32号文件的要求,各地应当尽快处理新农保与老农保的衔接关系,然而,直至近两年,部分省份才开始解决新老农保之间的衔接问题。

由于老农保的历史遗留问题,新农保体系的建立不仅涉及财政问题,更涉及农户对公共养老保险的信任问题。在政策执行初期,对新农保政策的不熟悉和不信任影响了农户参与新农保的意愿,尤其是部分参与过老农保政策的农户更是对新农保政策缺乏信任(张薇等,2013)。随着新农保政策的逐步实施,待遇水平不断提升,这种信任问题也逐渐得到解决。截至2012年,新农保和城乡居民社会养老保险已覆盖全国所有县级行政区。^②到2022年,城乡居民基础养老金从制度建立初期的每人每月55元提高至98元,城乡居民人均养老金也已达到170元/月,^③但其保障水平依然处于低位。2020年,全国城乡居民基本养老保险缴费收入1262.12亿元^④,同期城乡居民缴费人数38176万^⑤,人均缴费仅为330.61元^⑥,这表明大多数居民选择了最低档缴费。财力固然是影响待遇水平的原因,但缴费档次低也在其中起到了一定作用,多地都面临着激励性不足的问题(王敏,2017)。同时,缴费负担增加进一步降低了个体参保的积极性,从而影响到保障水平的提高。可见,个体对政策的信心变化,是解决以上现实政策问题的关键。

(二)相关文献综述

公众对公共政策的信任程度会影响其执行效果,这种信任可以改变个体的预期,并产生长期的影响(Phelan,2006;Van der Crujisen et al,2021;Brodeur et al,2021)。特别是对各种社会保险而言,参保待遇及其不确定性会影响个体参保决策(Beetsma et al,2012;Van Rooij et al,2012)。在公共养老保险政策研究方面,Feldstein(1974)首次利用生命周期模型研究了公共养老保险对家庭退休和储蓄决策的影响。在这一框架下,参加公共养老保险及其待遇的预期变化,会通过影响家庭平滑消费行为,改变家庭的长期储蓄决策(Samwick,2000;Feng et al,2011;Lachowska & Myck,2018;Dolls et al,2018)和劳动力市场参与决策(Ning et al,2016;Lalive & Parrotta,2017;Atalay et al,2019)。因此,政府应该提供政策信息,以增强居民对政策的认知和信心,促进政策的实施(Bernheim et al,2015;Van der Crujisen & Jonker,2019;Hagen et al,2022)。

尽管我国养老保险基本实现了应保尽保,但存在缴费激励机制不足等问题(邓大松、仙蜜花,2015)。为此,大量研究已对个体的参保决策进行探究,发现参保决策受到制度设计、个人特征和家庭因素影响(Herd et al,2010;王媛,2011;郝金磊、贾金荣,2011;穆怀中、闫琳琳,2012;常芳等,2014)。政策信任的形成过程既受既往政策的影响,又受现有政策的执行状况影响(肖唐镖、赵宏月,

①以2010年新农保收支数据为例:2010年新农保基金收入453亿元,其中个人缴费225亿元,仅占基金收入的一半,剩余部分皆来自财政补贴。

②《巩固、完善、提高、推动城乡居民养老保险工作再上新台阶》,人力资源和社会保障部农村社会保险司官网,2013年5月13日,http://www.mohrss.gov.cn/neshbxs/NCSHBXSGongzuodongtai/201305/t20130531_104217.html。

③《未来五年,城乡居民养老金还会涨吗?》,中华人民共和国中央人民政府网站,2021年3月16日,http://www.gov.cn/xinwen/2021-03/16/content_5593351.htm。

④《2020年全国社会保险基金收入决算表》,中华人民共和国财政部网站,http://yss.mof.gov.cn/2020zyjs/202109/t20210917_3753546.htm。

⑤根据《2020年度人力资源和社会保障事业发展统计公报》,2020年末参保人数为54244万,实际领取待遇人数为16068万,二者差值即为实际缴费人数。

⑥即使扣除贫困人口参保人口,该结果也不会发生太大变化。根据《2020年度人力资源和社会保障事业发展统计公报》,全年共为2435万建档立卡贫困户、1421万低保对象、特困人员等贫困群体代缴城乡居民基本养老保险费。扣除这部分缴费人员,剩余缴费人数为34320万,人均保费缴纳额为367.75元。

2019)。在政策执行初期,新农保的参与情况和对新农保的政策信任是影响农户参保的重要原因(杨复卫,2020;霍鹏等,2016;丁从明等,2019;高明等,2021;张川川、朱涵宇,2021)。即使我国政府不断尝试提高养老保险缴费水平和待遇水平,但此项政策却面临着激励性不足的困境(王敏,2017)。为了解决这一问题,部分研究对新农保的政策信任进行了分类探讨,将其分为对新农保本身的信任(李佳、杨燕绥,2018;穆怀中、闫琳琳,2012)、对政府的信任(霍鹏等,2016)和对社会的信任(丁从明等,2019)。研究表明,参与政策的概率与政策信任程度正相关,即信任程度越高,个体政策参与倾向越强。此外,许多研究已从实证角度评估了我国新农保政策对农户储蓄、消费和劳动力供给的影响(岳爱等,2013;黄宏伟、胡浩钰,2018;鲁靖、秦杰,2018)。其中,马光荣和周广肃(2014)研究发现,新农保政策对60岁以下家庭的储蓄无显著影响,但给60岁以上家庭带来了显著的储蓄降低。另外,程杰(2014)研究发现,新农保显著降低了农户劳动参与率和劳动供给时间,其中政策在农业劳动方面效果最为明显。

但当前研究者们对我国政策信任的研究,多采用静态视角考量两者间的关系,或探讨信任程度如何影响公共政策参与(丁从明等,2019),或论述公共政策参与如何影响信任(随淑敏等,2021)。尤其是,由于未参保者仍存在补缴参保的可能性,因而政策信任的变化也会影响未参保者的决策,引发其预期行为的变化。已有研究往往忽视了政策对个体预期行为和未参与者行为的动态影响,从而低估了政策的长期效果。因此,本文将重点分析新农保政策信任程度对居民政策参与的动态影响。本文利用动态生命周期理论模型,结合实证分析,探讨政策参与和政策信任度影响家庭储蓄和劳动力供给决策的机制,通过对比参保和未参保群体的变化情况,从而客观评价新农保政策的效果。

三、理论模型

本节我们构建一个动态生命周期模型,以分析个体政策信任对养老保险参与、劳动力供给和储蓄决策的长期影响。在模型中,养老保险的未来待遇存在不确定性,因此个体对养老保险的待遇状态存在信任问题。个体根据养老保险的历史待遇信息和政策现状构建对于未来待遇状况的预期。个体预期未来高待遇状况的可能性越高,则其对养老保险政策的信任程度越高。因此,养老保险待遇的变化会影响农户对养老保险待遇的预期,进而影响其参保的积极性。

未来养老保险待遇的预期变化,意味着参保个体会调整储蓄和劳动力供给,以平滑长期的效用。此外,由于政策允许个体补缴参保^①,因此未参保人未来仍有参保的可能性。故而对养老保险的信任变化也会通过影响未参保人的未来期望效用,对其经济决策产生作用。

(一)模型设定

引入一个 T 期的家庭决策模型,每一期对应个体的一个年龄段。故而模型时间顺序如图 1 所示:

1. 如果未参保,个人根据社保待遇历史和储蓄决定是否参保。
2. 如参保,则进行缴费或者领取养老金。此外为简化分析,我们假设个体一旦加入养老金,即不可退出。
3. 根据养老金缴费和储蓄,个人决定消费、储蓄和劳动力供给。
4. 如个体存活,则进入下一期,并根据本期观测到的信息和历史信息做出下一期的参保决策。

^①根据《关于开展新型农村社会养老保险试点的指导意见》(国发[2009]32号)和《国务院关于建立统一的城乡居民基本养老保险制度的意见》(国发[2014]8号),关于养老保险领取条件的相关规定是相同的,皆为“距领取年龄不足15年的,应按年缴费,也允许补缴,累计缴费不超过15年;距领取年龄超过15年的,应按年缴费,累计缴费不少于15年”。关于能否在60岁前的任意时间通过补缴参保,各地的实践存在差异,如江苏在2015—2018年之间不允许补缴,但允许延长缴费,2018年之后允许补缴;山东省允许在领取时一次性补缴,但补缴的部分并不享受财政补贴。在全国层面,人社部关于居民养老保险补缴的问答中,人社部农村社会保险司的回答为“超过待遇领取年龄的人员,如果没有参加职工基本养老保险并领取相关待遇的,可以在户籍所在地通过补缴保险费,取得领取城乡居民养老金的资格”。也就是说,不管居民年龄是否到达60岁,只要居民存在意愿,就可以通过补缴的形式取得资格。

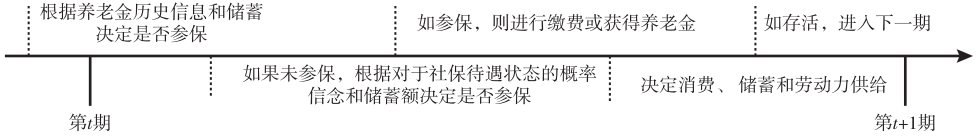


图1 模型时间顺序

定义个体 i 第 t 期储蓄给定为 S_{it} 。其中第 1 期的储蓄额 S_{0i} 外生给定。为简化分析, 假设储蓄额非负, 即 $S_{it} \geq 0$, 以对应现实中家庭的预算硬约束问题。定义工资率外生给定为 w_{it} 。定义消费支出为 C_{it} , 工作时间为 N_{it} , 可得个人 i 的效用函数为 $u(C_{it}, N_{it})$, 假设函数形式满足: $u_C(C_{it}, N_{it}) > 0$; $u_N(C_{it}, N_{it}) < 0$; $u_{CC}(C_{it}, N_{it}) < 0$; $u_{NN}(C_{it}, N_{it}) < 0$; $u_{CN}(C_{it}, N_{it}) < 0$ 。

假设第 t 期的死亡率外生给定为 $1 - \theta_{it}$, 则个体 i 在 t 期仍生存的概率为 $\varphi_{it} = \prod_{\tau=1}^t \theta_{i\tau}$ 。假设存在两类个体, 第一类期望寿命较长 θ_t^l , 第二类期望寿命较短即 θ_t^d , 满足 $\theta_t^l > \theta_t^d, \forall t$ 。第一类个体占比为 η^l , 第二类占比为 η^d 。死亡率假设对应现实中个体的健康状况差异, 以体现养老保险参与的异质性。

给定社保收入(支出) K_{it} 、养老保险参与状况 E_{it} 、利率水平 r 和工资率 w_{it} , 其储蓄的动态过程满足:

$$S_{it+1} = (1+r)S_{it} + w_{it}N_{it} - C_{it} + K_{it} \quad (1)$$

个体最大化其长期期望效用, 即:

$$\{C_{it}, N_{it}\}_{t=1}^T \in \arg \max \sum_{t=1}^T \varphi_{it} \beta^{t-1} u(C_{it}, N_{it}) \quad (2)$$

(二) 无养老保险状况

首先定义不存在着养老保险状况, 在此设定下家庭自始至终无法参加养老保险。这一状况为模型的基准状况, 通过对比这一状况, 我们可得养老保险对家庭决策的影响。由于本状态不存在收入的不确定性, 因此无养老保险状况的贝尔曼方程为 $V_t(S_{it})$ 定义为:

$$V_t(S_{it}) = \max_{C_{it}, N_{it}} u(C_{it}, N_{it}) + \theta_{it} \beta V_t(S_{it+1}) \quad (3)$$

(三) 养老保险

然后, 我们在上一框架中加入养老保险。其中个体对养老保险待遇的预期, 对应现实中农户对养老保险政策的信任程度。此外, 根据现实政策, 我们假设个体可以进行养老保险的补缴。

为简化分析, 模型假设个体加入养老保险后不再退出。另外, 假设对于个体, 养老金缴费和养老金收入额度外生给定, 其中 K_t 取决于个体的年龄。假设年龄 Γ 之前, K_t 为个人缴费, 即 $K_t < 0, \forall t \leq \Gamma$; $K_t > 0, \forall t > \Gamma$ 。假设 Γ 期之前个体可以进行补交, 如果初期未参与, 在 Γ 期之前的 t 期选择参与, 则个人需补交第 1 期到第 t 期的金额。

为简化设定, 假设养老金支付额来自个体的养老保险缴费和 Γ 期之后的政府补贴 M_t , 养老基金满足收支平衡。

$$\sum_{j \in \{l, d\}} \eta^j \left[\sum_{t=1}^{\Gamma} \varphi_t^j (1+r)^t K_{it} - \sum_{t=\Gamma}^T \varphi_t^j (1+r)^t M_{it} \right] = 0 \quad (4)$$

假设各期的养老金收入(支出)存在两种额度, 一种为高额状态 $K_{it} = K_t^H$, 一种为低额度 $K_{it} = K_t^L$, $K_t^H \geq K_t^L$ 。两种状态的待遇差异来自政府是否进行补贴, 也即高额状态时 $M_t > 0$, 低额度状态时 $M_t = 0$ 。

高待遇状态出现的可能性外生给定为 \tilde{P} , 但个体无法明确知晓 \tilde{P} , 仅能根据观测到的信号进行判断。假设养老金的长期待遇存在两种可能性, 一种是在各期政府进行补贴的可能性较高; 一种是在

各期政府进行补贴的可能性较低。前一种情况下出现高额度 K_t^H ,即 Γ 期之后补贴 $M_t > 0$ 的概率外生给定 μ^H ,出现低额度 K_t^L 即 Γ 期后补贴 $M_t = 0$ 的概率外生给定 $1 - \mu^H$ 。后一种情况下出现 K_t^H ,即 Γ 期后补贴 $M_t > 0$ 的概率外生 μ^L ,出现 K_t^L 即 Γ 期后补贴 $M_t = 0$ 的概率外生 $1 - \mu^L$ 。

(四) 参保决策

个体采取贝叶斯更新的方法形成对养老金待遇水平的信念,假设个体观测到养老金待遇状态 q_u 存在差异,导致个体参与养老保险的期望回报存在不同。各期参保人员可能观察到有补贴信号 q_i^H 和无补贴信号 q_i^L 中的一种,其中 $q_i^H > q_i^L$ 。假设高养老金待遇这一情境中,出现信号 q_i^H 的可能性较高,反之在低回报这一情境中,出现高额状态信号 q_i^H 的可能性较低。

定义个体有关养老金待遇水平的信念为 $P(Q_u)$ 。其中 Q_u 为关于养老保险状况的相关信息历史矩阵: $Q_u = \{q_{i0}, q_{i1}, \dots, q_{i-1}\}$ 。因此,个体通过观察过去及同期的养老金收支水平确定养老金是否为高待遇的可能性,故定义个人根据历史判断养老保险为高回报状态的信念为 $P(Q_u)$ 。然后我们使用贝叶斯更新的方法求得 $P(Q_u)$ 。

给定 $\rho \in [0, 1]$ 定义 t 期出现回报状况为 q_u 的似然函数 $L(q_u | \rho)$ 为:

$$\begin{aligned} L(q_i^H | \rho) &= \rho \cdot \mu^H + (1 - \rho) \cdot \mu^L \\ L(q_i^L | \rho) &= \rho \cdot (1 - \mu^H) + (1 - \rho) \cdot (1 - \mu^L) \end{aligned} \tag{5}$$

可得 $P(Q_u)$ 满足似然函数值最大的情况,即:

$$P(Q_u) \in \arg \max_P \prod_{\tau=0}^t L(q_{i\tau} | \rho) \tag{6}$$

定义加入社保状况的贝尔曼方程为 $G_u(S_u, Q_u, E_{u-1})$ 。其动态过程满足:

$$G_t(S_u, Q_u, E_{u-1}) = \max E[u(C_u, N_u) + \theta_i \beta G_{t+1}(S_{u+1}, Q_{u+1}, E_u)] \tag{7}$$

因此,给定个体对养老保险状态的信念变化,其动态过程可以表示为:

$$G_t(S_u, Q_u, E_{u-1}) = \max_{q_i^j \in \{q_i^H, q_i^L\}} \{L(q_i^j | P(Q_u)) [u(C_u, N_u) + \theta_i \beta G_{t+1}(S_{u+1}, Q_{u+1}, E_u)] | q_i^j\} \tag{8}$$

首先,如 t 期个体参保状态没有变化,则其预算约束满足式(3)。

其次,我们刻画未参保状态各期的参保决策。假设 Γ 期前的 t 期开始前,个体 i 尚未参保,个体 i 可以选择 t 期开始参保,并补缴养老金,^①则其储蓄动态过程满足:

$$S_{u+1} = (1 + r) S_u + \omega_u N_u - C_u + \sum_{\tau=1}^t (1 + r)^\tau K_{i\tau}, \quad t \leq \Gamma \tag{9}$$

因此,给定 t 期养老保险的发生状态 q_u ,根据个体本期参保决定 E_u ,可得连续值函数满足式(10):

$$g_t(S_u, Q_{u+1}, 0 | E_u) \in \arg \max_{C_u, N_u} u(C_u, N_u | E_u) + \theta_i \beta G_{t+1}(S_{u+1}, Q_{u+1}, E_u), E_u \in \{0, 1\} \tag{10}$$

若 i 选择参保,则预算约束满足式(9);若选择不参保,则预算约束满足式(3)。

通过比较两种状态,可得其参保决策 E_u 满足:

$$E_u = \begin{cases} 1, & \text{if } g_t(S_u, Q_{u+1}, 0 | 1) \geq g_t(S_u, Q_{u+1}, 0 | 0) \\ 0, & \text{其他条件} \end{cases} \tag{11}$$

①人社部在2018年关于能否补缴养老保险的常见问答中指出,“超过待遇领取年龄的人员,如果没有参加职工基本养老保险并领取相关待遇的,可以在户籍所在地通过补缴保险费,取得领取城乡居民养老金的资格”,也就是说,居民可以选择任意时间段补缴养老保险。也就是说,本文理论模型部分的设定是合理的。

可以看出,若参保的长期期望效用较高,则*i*加入养老保险;否则个体则继续选择不参保。其中若*T*期之后个体仍未加入养老保险,则其*T*期之后的贝尔曼方程则为基准状态的式(4),其预算约束满足式(3)。

(五)模型预期

定理1: $\frac{\partial E_t}{\partial q_{it}} \geq 0, \forall \tau \leq t$ 。给定其他参数值,如养老金历史待遇较高,则个体参保可能性较高。

这一结果较为直观,表明历史待遇较高这一信息提高了个体对养老保险待遇的未来期望值,从而提高了其参保倾向。

定理2: $\frac{\partial S_t}{\partial E_t} \leq 0, \forall \tau \leq t$ 。给定其他参数值,参保会导致个人储蓄水平下降。

养老保险对储蓄存在一定的替代作用,故而参保本身会降低储蓄。这一影响可以理解为养老保险对储蓄的外延边际(extensive margin)影响。

定理3:给定其他参数,存在值 \tilde{S}_t ,如储蓄 $S_t \leq \tilde{S}_t$,则 $\frac{\partial N_t}{\partial E_t} \geq 0$,即参与养老保险会导致劳动供给上升。反之,如储蓄 $S_t > \tilde{S}_t$,则 $\frac{\partial N_t}{\partial E_t} < 0$,即参与养老保险会导致劳动供给降低。

如短期支付额偏高,可能会出现参保提高了长期效用,但降低了短期效用的现象。故此,个体会提高劳动力供给,以提高短期效用。这一结果可以理解为养老保险对劳动力供给的外延边际影响。这体现为,如养老保险缴费可以完全由储蓄减少所替代,即参保会提高未来的期望效用。为满足当期和未来的边际效用等价原则,个体会通过减少劳动力供给来提高当期效用。若不能通过储蓄减少完全覆盖养老保险缴费,为了不降低当期消费从而导致当期效用下降,个体就需要增加当期劳动供给来增加收入,以满足缴费需要并保障短期效用不会下降。

定理4: $\frac{\partial S_t}{\partial q_{it}} \leq 0, \forall \tau \leq t, \forall E_t \in \{0, 1\}$ 。给定其他参数值,无论是否参保,较高的养老金待遇信号,都会降低家庭的储蓄额。

对养老金待遇的信心提高,能减少对储蓄的需求。这一效应可以解释为养老保险对储蓄的内涵边际(intensive margin)影响。在个人已经参保的前提下,正向信息会提高参保者对未来养老金收益的期望,故而导致其降低储蓄以提高本期效用。在个体尽管未参保但未来仍可参保的情况下,正向信息同样会提高未参保者对未来养老金收益的期望,从而提高其未来参保带来的收益预期,进而提高其未来的期望效用。为满足当期和未来的边际效用等价原则,个体会降低其储蓄提高当期效用。

定理5: $\frac{\partial N_t}{\partial q_{it}} \leq 0, \forall \tau \leq t, \forall E_t \in \{0, 1\}$ 。给定其他参数,养老金历史待遇越高,无论是否参保,则家庭劳动力供给水平越低。

这一结果可以理解为养老保险对劳动力供给内涵边际方面的影响。在个人已经参保的前提下,正向信息会提高参保者对未来养老金收益的期望,故而导致其降低劳动力供给以提高短期效用。在个人未参保但未来仍存在参保可能性的情况下,正向信息亦会提高未参保者对未来养老金收益的期望,从而提高其未来参保带来的期望效用。故而为满足当期和未来的边际效用等价原则,个体也会降低劳动力供给以提高短期效用。

概言之,本节的理论模型从生命周期的角度出发,将居民对政策的信任程度、新农保的参保选择及家庭行为放在一个框架中进行研究。模型的主要结论为:由于个体认为养老保险的未来待遇存在不确定性,因此有关养老保险待遇的历史和当期信息会影响个体的参保决策。因为养老保险对储蓄有一定的替代作用,参保决策会影响到个体的储蓄和劳动力供给决策。此外,由于补缴参保机制的存在,未参保者未来仍然存在参保的可能性,故而待遇信号也会影响到未参保者的储蓄和劳动力供给行为。总体而言,个体的参保决策取决于其对养老保险制度的信任度和其本人及家

庭的预算约束等状况,且即使个体未参保,其经济决策亦会受保险待遇信号影响。这一点揭示了现有研究的缺陷:现有研究大多使用双重差分和断点回归来估计新农保的政策效果,其模型假设政策对未参保群体不存在影响。然而,我们的分析模型说明,政策会通过影响个体预期及其未来决策,影响到未参保群体的未来行为。故而,以双重差分和断点回归为主的政策评估方法会对政策的效应评估产生偏误。^①

四、数据介绍和描述统计

本文使用 CHARLS^② 四轮调查的数据进行实证分析,其中选取了 2011 年和 2013 年两年的面板数据对参保决策和政策效果进行估计,并使用 2015 年和 2018 年的数据提供稳健性检验。之所以这么设定,是出于对结果准确性的考虑。2014 年,新型农村社会养老保险与城镇居民基本养老保险合并,这会导致新农保参保变量的准确性存在一定问题。为了解决这个问题,本文做如下设定:2011 年和 2013 年,只有参与新型农村社会养老保险的个体才被认为参与新农保;2015 年和 2018 年,参与新型农村社会养老保险和城乡居民基本养老保险的个体都被认为参与新农保。也正是出于以上原因,在主回归中,我们只使用 CHARLS2011 年和 2013 年的数据,2015 年和 2018 年数据的实证结果仅仅作作为稳健性检验的证据来提供。

本文以参保的历史待遇信号作为对养老保险信任程度的代理变量。根据对政策认知的构建过程,我们首先借鉴了高明等(2021)政策信任的定义方法,选用受访者是否参加老农保可以作为一个待遇信号的代理变量。^③ 同群效应和社会学习效应是影响社会信任水平的重要渠道(Alesina & Ferrara, 2002; 汪汇等, 2009; 张川川、朱涵宇, 2021),因此本文还选用受访者所在村庄的参保人数和平均待遇水平作为历史待遇信号的代理变量。选择这些代理变量对应了理论分析的逻辑,即新农保的待遇信号能够通过影响政策预期影响其信任程度,进而改变其参保意愿。

本文研究数据需满足农村户口、未参加职工养老保险并居住在村庄这三个特征;在估计历史信号对居民行为的影响时样本需要限定在 60 岁以下^④,这是因为只有 60 岁以下样本才可以根据自身特征和历史待遇信号做出参保决策。本文使用的主要变量为个人的参保决策与感知到的历史待遇信号,以及个人层面的特征。由于 2013 年 CHARLS 追踪调查数据没有提供社区问卷与数据,因此参照李琴等(2019)生成相应的村庄参保变量的方法,即只有村庄参保人数和参保率符合一定的标准才可以认为村庄实行了新农保。具体来说,当数据中某个村庄的参保人数超过 20 人,或者参保人数在 10~20 人之间、但参保率超过 50%,或参保人数在 5~10 人之间、但参保率超过 80%,符合以上三个条件均可以认为该村庄实行了新农保。

① 具体来说,断点回归的方法大多将 60 岁作为断点(为新农保法定的领取养老金的年龄),这种方法研究得更多的是领取新农保养老金的政策效果;双重差分法有两种应用:一是使用截面数据,利用是否参保和是否领取养老金进行差分,这种方法估计结果与断点回归相同,为领取养老金的政策效果;二是使用面板数据,利用是否参保和参保前后进行差分,然而,这种方法会差分掉未参保者受政策影响的趋势,会低估新农保的政策效果。

② CHARLS 的调查对象为 45 岁及以上中老年人家庭和个人,用以分析我国的老龄化问题。其问卷涉及多个方面,包括个人基本信息、家庭结构和经济支持、健康状况、工作、社会保险参与等。

③ 虽然新农保与老农保在制度设计和政府支持方面存在很大差异,但由于人们对新农保了解程度较低(常芳等, 2014),难免将二者混淆,老农保“停滞”的参保经历会对新农保的参保决策产生影响。同时,高明等(2021)研究了老农保参保经历对新农保参保的影响,结果表明,在制度实施初期,参与过老农保的群体新农保参保率更低;老农保参保越多,领取越少,参保可能性更小。虽然随着新农保的推广,信任逐步重建,但在样本期内,老农保的参保经历对新农保的参保依然呈现出负面的影响。综上,使用老农保参保作为信任程度的度量是合理的。

④ 选择 60 岁以下受访者,是基于新农保的制度设计。2009 年,国务院发布《关于开展新型农村社会养老保险试点的指导意见》(国发[2009]32 号),其中指出,新农保制度实施时,已年满 60 周岁、未享受城镇职工基本养老保险待遇的,不用缴费,可以按月领取基础养老金,但其符合参保条件的子女应当参保缴费。因此,年满 60 周岁的老人的参保决策与自身特征和历史待遇信号没有关系。

除了参保决策,被解释变量还有当期储蓄、当期非耐用品消费和劳动供给时间等。^① 当期储蓄为居民当期收入与当期之外的差值,劳动供给由作者计算而来,为农业自雇时间、农业受雇时间、非农自雇时间、非农自雇与家庭帮工时间和非主要工作时间之和,每项时间根据每年工作月数、每周工作天数和每天工作小时数计算而来,其单位是小时/周,以对数形式进入模型。

个人层面的特征包括受访者的年龄、性别、受教育程度、主观健康评价、婚姻状况、男孩数量、财富水平、父母受益情况、家庭规模和医疗保险参与情况等。^② 在本人参与新农保之后,符合条件的父母可以按月领取新农保基础养老金,因此将符合条件^③的父母人数定义为父母受益情况。健康程度为受访者的主观健康评价,分为较好和较差两个级别,分别赋值1和0。描述性统计的结果如表1所示。2011年,27.1%的居民参与新农保,30%的村庄试行新农保,2013年,相应数据变为71.3%和85.7%,这与新农保在全国全面铺开的过程完全相同。

表1 样本描述性统计

变量名	观测值	均值	方差	变量名	观测值	均值	方差
个人新农保参保	20979	0.49	0.5	村庄新农保参保	20979	0.57	0.495
储蓄(千元)	20314	0.011	19.81	劳动供给时间(小时/周)	20099	21.473	23.888
健康	20950	0.682	0.466	财富水平(千元)	20404	54.45	498.7
医疗保险	20979	0.953	0.213	收入(千元)	20718	8.768	18.61
46~50岁	20979	0.185	0.388	45岁以下	20979	0.033	0.178
56~60岁	20979	0.207	0.405	51~55岁	20979	0.163	0.369
性别	20969	0.454	0.498	61岁以上	20979	0.413	0.492
小学	20935	0.221	0.415	小学以下	20935	0.544	0.498
高中及以上	20935	0.055	0.227	初中	20935	0.18	0.385
婚姻状况	20979	0.879	0.326	男孩数量	20979	1.216	1.101
家庭规模	20979	3.114	1.778	父母受益	20979	0.721	0.982
村庄参保率	20978	45.859	35.878	老农保参保	20979	0.097	0.295
村庄保障水平(元)	20979	58.882	88.29				

注:表中的观测值与回归的观测值存在差距,这是因为不同的部分使用不同的数据造成的。历史待遇信号和个人特征与参保的关系仅仅使用60岁以下的样本(只有这部分样本可以决定自己的参保决策),新农保参保使用的是两年面板数据(包括所有的样本)。为了对样本进行详尽的描述,描述性统计部分,所用的样本都涵盖在内,因此观测值可能存在差距。同时,由于老农保参保、村庄保障水平和村庄参保人数仅在第一部分使用,因此表中只对2011年的数据进行描述。

图2直观展示新农保参保率与相关个人特征之间的关系。以受教育水平为例,受过中学教育群体的参保率显著高于未受过中学教育群体的参保率。这可能是由于受过中学教育群体可以更多地获得新农保信息或更好地评估新农保预期收益,从而做出相应的参保决策,也可能是受教育较高群体的收入水平也较高,从而导致参保倾向较高。

^①CHARLS课题组针对家庭收入和支出进行了处理,在网上发布了构建的收入支出数据库,不过只有2011年和2013年的调查做了这样的处理。如果使用2015年和2018年的相关变量需要我们自己构建。家庭人均收入等于家庭总收入除以家庭人数,家庭人均消费等于家庭总消费除以家庭人数。其中,家庭总收入等于家庭成员工资收入、家庭成员其他收入、家庭种植业收入、养殖业收入、经营收入和家庭转移支付收入之和。家庭总消费等于家庭所有消费项目的和。

^②年龄和受教育程度对居民的参保决策与行为的影响是非线性的,因此以虚拟变量的形式进入方程更为合适。根据年龄与受教育程度两个变量,生成是否在某一年龄段和是否为某一受教育水平的二值变量。以45岁以下为例,该变量表示若受访者年龄在45岁以下,则该变量为1,否则为0。其他变量同理。

^③年龄大于60岁且健在。

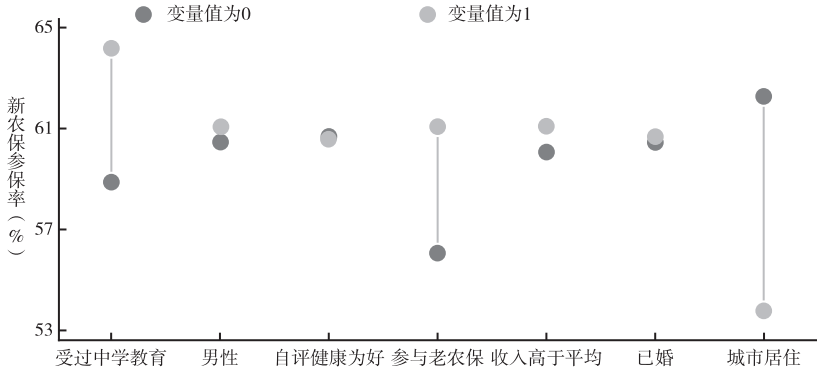


图2 新农保参保率与个人其他特征的关系

图3描述了新农保参保与储蓄和劳动供给随年龄的变化。结果表明,当期储蓄和劳动供给随着年龄的变化趋势在参保人群和非参保人群中大致类似,储蓄和劳动供给的大致趋势都是降低的。在参保人群和非参保人群中,参保人群的劳动供给均低于非参保人群,储蓄在两者之间的比较较为复杂。在缴费阶段,参保人员的储蓄低于非参保人员,这与定理2的结论相一致;在领取阶段,参保人员的储蓄却高于非参保人员,这可能是由于参保人员使用新农保养老金而非自身储蓄进行生活。新农保参保与储蓄和劳动供给之间的关系可能是因为参加新农保降低了人们的储蓄和劳动供给,也可能是因为低储蓄和低劳动供给者更倾向于参加新农保。但三个变量相互间的因果关系则使用回归等方式才可能回答。

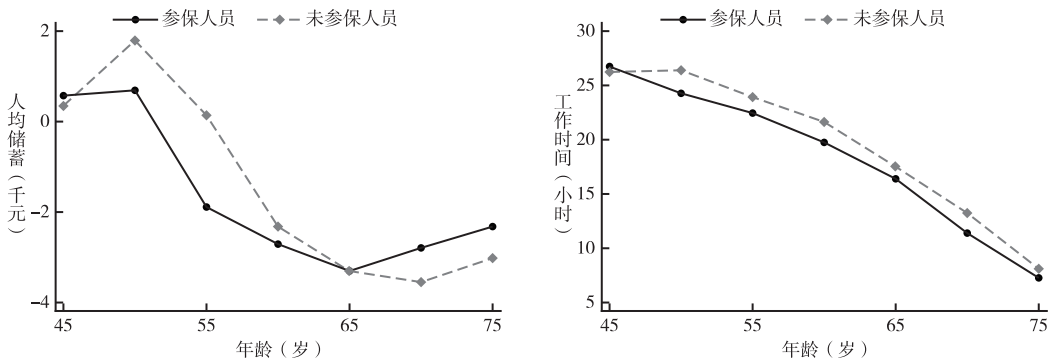


图3 不同年龄下新农保参保与储蓄和劳动供给的关系

五、实证策略

(一) 参保决策估计

定理1-3主要是论述个体的参保决策与历史待遇信号、健康程度等个体特征的关系。因此本文同时使用logit模型估计信号的影响,其中模型如下设定:

$$\Pr(NRP_{it} = 1) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 signal_{it} + \delta X_{it} + \epsilon_{it}) \quad (12)$$

其中, NRP_{it} 是指受访者 i 在 t 时是否参加新农保及所选新农保待遇等级, $signal_{it}$ 是待遇信号。具体来说,本文中的历史待遇信号有三种,分别是个体参加老农保情况、村庄其他家庭的新农保参保率和保障水平。 X_{it} 是相应的控制变量,包括受访者的性别、年龄、受教育程度、婚姻状况、户口情况等。控制地区层面的固定效应,在村庄层面得到聚类标准误。 α_1 是我们关心的系数,刻画了历史待遇信号对参保概率的影响。由于老农保的裁撤可能会使参保者降低对相似政策的信心,我们预期如个体参加过老农保,则其新农保参与倾向较低。

此外,为了验证健康程度等个体特征变量可能存在的正向选择与逆向选择,在回归模型(12)的基础上,加入历史待遇信号与个体特征变量的交互项并对其进行估计。具体的回归模型如式(13)所示:

$$\Pr(NRP_{it} = 1) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 signal_{it} + \alpha_2 signal_{it} \cdot feature_{it} + \alpha_3 feature_{it} + \delta X_{it} + \epsilon_{it}) \quad (13)$$

其中, $feature_{it}$ 是个体的特征变量,包括理论模型中提到的健康情况与家庭储蓄情况,还包括其他可能造成参保决策差异的变量,如个体的受教育程度、性别和男孩数量。在回归模型(13)中,我们关心交互项的系数 α_2 。

此外,由于老农保的参与可能存在选择性的问题,故而我们将使用得分倾向匹配的方法确定控制组,以应对选择性的问题。而本地区其他居民的参保状况和个体的参保状况可能同时受到未观测到的地区偏好的影响,因此我们使用工具变量方法来解决缺失变量导致的回归偏误问题。我们选取的老农保参保的工具变量为本村其他居民的老农保参保率。选择这一变量的原因如下,邻居老农保参保率较高的地区由于同群效应(peer effects)以及社会学习效应,会影响到居民的新农保参保(汪汇等,2009;张川川、朱涵宇,2021)。表4一阶段回归结果的F-test结果表明,这一变量通过了弱工具变量检验。其中,邻居老农保参保率与个体特征无直接关系,也即满足工具变量外生的要求。

(二)新农保政策效果估计

下面我们评估参加新农保对个体储蓄和劳动供给决策的影响,其回归模型如下:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 NRP_{it} + \delta X_{it} + \epsilon_{it} \quad (14)$$

其中 y_{it} 为当期储蓄或劳动力供给。当 NRP_{it} 代表个人的参保情况时,系数的含义为政策对参保个体的影响,由前文所述,这种效果可能是有偏的;新农保政策也会对未参保人员产生影响,因此,我们也将考察村庄新农保实行的状况,也即 NRP_{it} 为本村是否推广这一政策的影响。估计的系数代表的是新农保实施的整体政策效果。回归中 X_{it} 是相应的控制变量,包括受访者的性别、年龄、受教育程度、婚姻状况、户口情况等。同时以控制年份虚拟变量与地区虚拟变量的交互项控制地区对政策效果的影响。 β_1 是我们关心的系数。

除此之外,本文理论模型预测即使参保,对政策的信任也会影响到个体的决策,因此我们在公式(14)的基础上加入信号变量 $signal_{it}$ 。其回归模型如下:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 NRP_{it} + \beta_2 signal_{it} \cdot NRP_{it} + \beta_3 signal_{it} + \delta X_{it} + \epsilon_{it} \quad (15)$$

模型预期较高的待遇预期能够同时提高参保群体和非参保群体的预期效用,故而能对个体的经济决策产生影响。因此模型中 β_2 和 β_3 是我们关心的系数。通过两个系数的对比,我们能够刻画政策对参保和未参保群体的影响。

六、实证结果

(一)对新农保参保的影响

表2报告了使用logit模型估计的参保决策结果。由列(1)–(3)可得,在其他条件不变的情况下,参加过老农保会显著降低个体参加新农保的概率;村庄参保比例越高,个体参加新农保的概率越高;随着村庄保障水平的升高,个体参保概率也随之提高。这三种效果都在1%的水平上显著。将其同时放入方程中进行估计,系数方向与显著性没有发生改变,这说明了老农保参保、村庄参保人数和村庄保障水平都会显著影响新农保的参保决策。通过计算可得,在其他条件不变的情况下,参加过老农保会使个体参加新农保的概率降低91.5%;村庄参保人数每增加1%,个体新农保参保几率比提高6.3%;村庄保障水平每提高1%,个人新农保参保几率比提高30.6%。

表2 历史待遇信号与参保决策(logit模型)

变量	个人新农保参保			
	(1)	(2)	(3)	(4)
老农保参保	-2.379*** (0.306)			-2.470*** (0.329)
村庄参保率		0.063*** (0.003)		0.061*** (0.003)
村庄保障水平			0.509*** (0.114)	0.267*** (0.070)
45~50岁	0.302* (0.170)	0.284 (0.189)	0.314* (0.174)	0.297 (0.189)
50~55岁	0.774*** (0.195)	0.801*** (0.219)	0.771*** (0.200)	0.868*** (0.214)
55~60岁	1.081*** (0.232)	1.002*** (0.253)	1.050*** (0.236)	1.061*** (0.252)
女性	-0.222*** (0.078)	-0.220*** (0.080)	-0.205*** (0.075)	-0.249*** (0.086)
小学	-0.019 (0.124)	0.050 (0.127)	0.011 (0.120)	0.015 (0.132)
初中	0.328*** (0.126)	0.312** (0.134)	0.276** (0.124)	0.341** (0.141)
高中及以上	0.034 (0.157)	0.067 (0.154)	0.125 (0.147)	0.013 (0.171)
健康	0.110 (0.118)	0.122 (0.129)	0.054 (0.117)	0.171 (0.133)
财富	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)
婚姻状况	0.340 (0.261)	0.508* (0.280)	0.417 (0.263)	0.451 (0.290)
男孩数量	-0.039 (0.079)	-0.052 (0.090)	-0.051 (0.081)	-0.015 (0.089)
父母受益	0.093 (0.057)	0.098* (0.056)	0.128** (0.053)	0.075 (0.058)
家庭规模	0.021 (0.045)	-0.013 (0.048)	-0.003 (0.043)	0.040 (0.050)
医疗保险	1.469*** (0.321)	1.236*** (0.321)	1.331*** (0.304)	1.426*** (0.320)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	4193	4193	4193	4193
拟合优度	0.416	0.448	0.391	0.491

注:括号里为聚类到村庄层面的标准误,*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。下同。

表2中的估计可能存在由于遗漏变量和同时性带来的内生性问题,使得估计结果存在误差。当使用老农保参保作为历史待遇信号时,可能存在某个变量同时影响居民的新农保参保与老农保参保,如地方政府实施公共项目的力度和宣传力度等。然而这些变量是缺失的,该变量无法进入方程进行回归,这会误估老农保参保对新农保参保决策的影响。当以当期村庄参保率作为历史待遇信号时,可能存在同时性等问题。^①

①在新农保待遇水平确定这一问题上,中央首先确定全国新农保待遇的最低水平,然后各地根据当地情况进行确定,因此村庄平均待遇水平这一变量内生性问题较小。

表3 工具变量、匹配方法和固定效应的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	个人新农保参保			
老农保参保	-0.784*** (0.301)	-2.594*** (0.346)		
村庄参保率			0.121*** (0.046)	
滞后一期村庄参保率				0.453*** (0.118)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制		控制
村庄固定效应			控制	
观测值	4193	3409	3190	3556
拟合优度	0.357	0.360	0.312	0.388

注：列(1)括号里为两步法的标准误，列(2)—(4)括号里为聚类到村庄层面的标准误。

为了缓解可能存在的内生性问题，我们使用多种方法来进行估计，表3是稳健性检验的结果。列(1)使用本村内非本户的60岁以下居民的老农保平均参保率作为居民老农保参保的工具变量，使用两步法进行工具变量的ivprobit估计；列(2)使用倾向得分匹配法，根据居民是否参保老农保对样本进行核匹配，然后进行回归；表4是一阶段回归的结果；表5是匹配的结果；列(3)在表2列(2)的基础上，将地区固定效应改为村庄固定效应；列(4)使用滞后一期的村庄参保率来进行估计。在使用工具变量、匹配和固定效应等方法进行检验后，表2的结论依然是稳健的。值得注意的是匹配估计的系数，估计结果表明，表2对于老农保参保影响的回归是低估的。

表4 工具变量一阶段结果

变量	老农保参保
村庄老农保	0.797*** (0.039)
45~50岁	0.008 (0.016)
50~55岁	0.012 (0.017)
55~60岁	0.009 (0.018)
性别	-0.008 (0.008)
健康	0.018* (0.009)
财富	0.000 (0.000)
小学	-0.000 (0.011)
初中	0.015 (0.012)
高中及以上	-0.005 (0.016)
婚姻状况	-0.006 (0.020)

变量	老农保参保
男孩数量	0.002 (0.006)
父母受益	-0.010** (0.004)
家庭规模	0.010*** (0.003)
医疗保险	0.047** (0.018)
城市固定效应	控制
观测值	4193
一阶段 F 值	23.71
弱工具变量检验	
AR	6.52 (0.011)
Wald	6.79 (0.009)

表 5 倾向得分匹配检验结果

变量	处理组	控制组	偏差	T 值	p>t	V(C)
45~50 岁	0.338	0.331	1.6	0.26	0.795	
50~55 岁	0.302	0.283	4.1	0.67	0.503	
55~60 岁	0.298	0.328	-6.5	-1.03	0.302	
性别	0.451	0.467	-3.2	-0.52	0.601	0.99
健康	0.783	0.778	1.2	0.20	0.840	
财富	55.813	57.617	-1.8	-0.30	0.765	1.01
小学	0.209	0.203	1.5	0.26	0.798	
初中	0.291	0.286	1.1	0.17	0.864	
高中及以上	0.084	0.088	-1.5	-0.24	0.808	
婚姻状况	0.964	0.953	5.3	0.85	0.398	
男孩数量	0.452	0.443	1.3	0.22	0.829	1.04
父母受益	1.165	1.161	0.4	0.06	0.950	0.93
家庭规模	2.453	2.434	1.3	0.22	0.822	1.02
医疗保险	0.968	0.962	2.6	0.47	0.637	

除参保决策之外,本文还对历史待遇信号与参保档次之间的关系进行探究。表 6 的被解释变量是年缴费。如果居民没有参保,则将参保档次记为 0,采用的回归是最小二乘回归^①。回归结果表明,参加过老农保会显著降低新农保的参保档次,村庄参保率和村庄参保待遇则会提高参保档次,历史待遇信号的影响在 5%水平上显著。然而,当将三个信号同时放入方程中时,村庄保障水平不再显著。这可能是由于新农保的政策设计和居民对新农保了解程度较低带来的。

可以看出,老农保参保作为负面的信息,极大地降低了农户参与新农保的可能性。这一结果与理论模型预期一致,即对政策待遇预期的负面冲击降低了参保的预期收益,进而降低参保激励。

^①由于大量居民没有参保,因此其中含有较多 0 值。最小二乘回归(OLS)与 Tobit 回归的结果是一致的,并不存在差异。为了更好地解释,本文报告最小二乘的回归结果。

表6 历史待遇信号与新农保参保档次的关系

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	新农保参保档次			
老农保参保	-46.636*** (17.268)			-43.830** (17.223)
村庄参保率		1.558*** (0.284)		1.512*** (0.315)
村庄保障水平			7.056** (3.076)	0.321 (2.895)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	6474	6474	6474	6474
拟合优度	0.167	0.171	0.166	0.172

(二)新农保参保对储蓄和劳动供给的影响

表7报告了新农保参保对储蓄和劳动供给的政策效果的估计。列(1)和列(4)将村庄是否实行新农保作为核心解释变量,列(2)和列(5)将个人新农保参保作为核心解释变量,列(3)和列(6)同时加入村庄新农保参保和个人新农保参保项。估计结果表明,村庄实行新农保会显著降低个体的储蓄,这种效应是显著的,即使个体并未达到60岁(即尚未领取新农保),这种效应依然存在。村庄参与新农保对劳动供给皆为负向影响,不过均不显著。

表7 新农保的政策效果:对储蓄和劳动供给的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	储蓄			劳动供给		
村庄新农保参保	-1.406*** (0.524)		-1.591*** (0.534)	-0.026 (0.074)		-0.055 (0.077)
村庄新农保参保× 60岁以上	0.527 (0.475)		1.057* (0.553)	-0.021 (0.050)		0.034 (0.073)
个人新农保参保		-0.182 (0.338)	0.257 (0.364)		0.041 (0.050)	0.056 (0.057)
个人新农保参保× 60岁以上		-0.006 (0.430)	-0.760 (0.462)		-0.054 (0.051)	-0.078 (0.075)
健康	0.284 (0.226)	0.300 (0.227)	0.286 (0.227)	0.082** (0.038)	0.083** (0.038)	0.082** (0.038)
收入	0.953*** (0.017)	0.953*** (0.017)	0.953*** (0.017)			
财富	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.000* (0.000)	0.000* (0.000)	0.000* (0.000)
医疗保险	-0.563 (0.779)	-0.556 (0.780)	-0.545 (0.779)	0.131 (0.082)	0.129 (0.083)	0.129 (0.083)
60岁以上	-0.421 (0.438)	-0.104 (0.431)	-0.334 (0.445)	-0.028 (0.077)	-0.012 (0.073)	-0.019 (0.076)
时间×城市虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观察值	18148	18148	18148	17022	17022	17022
拟合优度	0.712	0.712	0.712	0.509	0.509	0.509

这印证了上文的分析,即在生命周期模型框架下,并不是只有领取新农保养老金才会产生政策效果,这也是断点回归无法对新农保的政策效果进行正确估计的原因。以储蓄为例,列(2)和列(3)中的个人参保新农保情况并不显著。其结果正如理论模型定理4所述,即使个体目前尚未参保,只要其拥有未来参保的选择权,那么有关新农保未来待遇的良好预期,也会改变他的储蓄和劳动供给

模式。

表8是以老农保参保为历史待遇信号,考察历史待遇信号对居民行为的影响,列(1)的被解释变量为当期储蓄,列(2)的被解释变量为劳动供给。由表8可得,在总样本中,老农保参保经历会“抵消”新农保的政策效果,在总样本中,这种效果在10%的水平上显著。即这一结果验证了理论模型的预期,即便居民已经参保新农保,对政策的信任程度也会影响到其储蓄和劳动力供给等经济决策。

表8 历史待遇信号对居民行为的影响

变量	(1) 储蓄	(2) 劳动供给
个人新农保参保×老农保参保	1.480* (0.831)	-0.168* (0.091)
控制变量	控制	控制
时间虚拟变量×城市虚拟变量	控制	控制
观测值	18148	17022
拟合优度	0.712	0.509

(三)动态影响

表9是动态估计的结果。与前文的表不同,表9使用CHARLS四轮调查的数据回归所得而来。我们分别加入了上一期的参保决策和当期的参保决策,以分析对储蓄和劳动供给的影响。结果表明,上一期的参保决策可以降低当期储蓄水平,这种效果在5%的水平上显著,但对劳动供给的影响不显著^①。而当期新农保决策对储蓄的影响高于上一期新农保参保决策的影响。这为生命周期模型的结论提供了额外的证据。也即参加新农保,对各期的经济决策都会产生影响。

表9 新农保的动态效果

变量	(1) 储蓄	(2) 劳动供给	(3) 储蓄	(4) 劳动供给
个人参与新农保(上一期)	-2.439** (1.035)	-0.010 (0.028)	-3.464** (1.663)	-0.022 (0.044)
个人参与新农保(当期)			-4.295*** (1.629)	-0.039 (0.040)
时间虚拟变量×城市虚拟变量	控制	控制	控制	控制
观测值	20336	20706	13352	13056
拟合优度	0.182	0.495	0.117	0.509

(四)参保的选择性

个体特征会影响参保可能性,因此我们在表10检验信任对参保的异质性影响。列(1)是健康对新农保参保的影响,结果表明,健康与其交互项都不显著。列(2)是财富对新农保的影响,估计结果表明,财富对参保的影响在统计上都不显著。也即信任不会影响健康和财富角度的选择性。列(3)是受教育水平对新农保的影响,结果表明,拥有初中及以上的教育程度总体上会促进新农保的参保,这种效应在居民参与了老农保时更大。也即信任问题弱化了教育对参保的正向选择,或者是教育程度高会弱化适应性预期水平(信任)、提高理性预期能力。列(4)是性别对新农保参保的影响,在个体参加过老农保的情况下,男性参保新农保的可能性更高。注意列(4)同时给出了男性参加新农

^①值得注意的是,表7和表9中,新农保对劳动供给的影响均不显著,本文认为,这是变量生成不准确造成的,而非理论模型的结果出现问题。在CHARLS数据库中,劳动供给由每年平均工作月数、每月平均工作周数和每周平均工作小时数三个变量计算得来,这样的变量生成方法衡量农业劳动供给具有较大的误差,因此新农保对劳动供给影响并不显著是可以接受的。

保的概率更低这个结果,所以一个可能的解释是参加过老农保的男性村民具有某类异质性特征,比如是村干部或中共党员从而政策信任度高或要起模范带头作用。列(5)是男孩数量对新农保参保的影响。其交叉项结果显著为负。其原因可能在于男孩数量越多,居民更加倾向于家庭养老。因为有更多的外部选择,所以这部分群体对政策信任度更为敏感。

表 10 历史待遇信号与个人特征(logit 模型)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	个人新农保参保				
交互变量	健康水平	财富水平	初中以上教育水平	男性	男孩数量
老农保参保	-2.805*** (0.367)	-2.423*** (0.333)	-2.720*** (0.346)	-2.643*** (0.348)	-2.159*** (0.325)
老农保参保×交互变量	0.544 (0.361)	0.001 (0.001)	0.762** (0.365)	0.563** (0.278)	-0.001 (0.085)
交互变量	0.069 (0.126)	-0.001 (0.001)	0.192* (0.104)	-0.267*** (0.081)	-0.509* (0.284)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	4193	4193	4195	4193	4193
拟合优度	0.416	0.416	0.416	0.416	0.416

七、结论

本文将新农保参保决策纳入生命周期模型,通过理论和实证分析,重点探讨了行为人对公共政策的信任程度对政策实施效果的影响。理论模型表明,政策信任程度会影响新农保参保决策,信任度越高,居民越倾向于参保。由于政策会改变个体对未来的预期,无论是否参保,政策信任度对居民的储蓄和劳动供给都会产生影响。在理论分析基础上,本文使用 CHARLS 数据进行实证估计。估计结果表明,以老农保参保、村庄参保人数和村庄保障水平代表的历史待遇信号对新农保参保决策存在显著影响。实证结果还表明,新农保能够显著地降低当期储蓄,但对劳动供给的影响并不显著。新农保的政策效果与个人参保情况没有明确的关系。另外,在其他条件不变的情况下,村庄新农保参与率提高可以显著降低当期储蓄,但对劳动供给没有显著影响。

本文的研究拥有重要的理论和实践意义。在理论层面上,本文首先将参保决策纳入生命周期模型,通过对比预期对政策参与和未参与个体的经济决策的动态影响,指出了现有相关研究文献实证研究中存在的理论预设偏误。在实证研究中,本文着重分析了公共政策信任度如何影响政策实施效果这一问题,尤其是分析了未参保者存在未来参保选项的情况下政策实施效果的问题,这解决了此前相关文献对这个问题的实证分析偏误,更从政策实践角度提出了一种提高政策信任度、最大化政策实施效果的策略。

以本文研究的社会保险政策为例,参保待遇状况及其收支不确定程度会影响个体的参保决策,在政策实施过程中,允许相关个体自主选择,政府通过加大政策宣传等手段逐步提高居民对政策的认知和信心,以推动相关政策的实施。就城乡居民养老保险制度而言,随着农村老龄化程度的快速提高,养老保险日益成为保障农村居民基本生活必不可少的一部分。在已经基本实现应保尽保的情况下,加大财政补贴力度成为提高居民养老金基金水平,增强居民参保信心的最有效政策措施之一,这也是相比老农保,新农保取得参保农民信任的一个关键。因此,如何稳步提高对城乡居民养老保险的财政补贴力度,稳定并逐步提高居民的信任度,切实做到应保尽保、应缴尽缴,将成为实现老有所依、老有所养,使人民群众的幸福、获得感、安全感更有保障的重要路径之一。

参考文献:

常芳 杨鑫 王爱琴 王欢 罗仁福 史耀疆,2014:《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》第 3 期。

- 程杰,2014:《养老保障的劳动供给效应》,《经济研究》第10期。
- 邓大松 仙蜜花,2015:《新的城乡居民基本养老保险制度实施面临的问题及对策》,《经济纵横》第9期。
- 丁从明 吴羽佳 秦姝媛 梁甄桥,2019:《社会信任与公共政策的实施效率——基于农村居民新农保参与的微观证据》,《中国农村经济》第5期。
- 高明 艾美彤 贾若,2021:《家庭金融参与中的信任重建——来自农村社会养老保险的证据》,《经济研究》第8期。
- 古钺,2019:《老农保新农保城乡居保——新中国社会保险史话之七》,《中国社会保障》第7期。
- 郝金磊 贾金荣,2011:《西部地区农民新农保参与意愿研究》,《西北人口》第2期。
- 黄宏伟 胡浩钰,2018:《“新农保”养老金制度与农村家庭生存型消费效应——来自中国健康与养老追踪调查的经验证据》,《农业经济问题》第5期。
- 霍鹏 张静宜 彭楚乔 崔海兴,2016:《社会互动与信任对农民参与“新农保”行为的影响研究——基于CGSS2010调研数据的实证分析》,《农业技术经济》第6期。
- 李佳 杨燕绥,2018:《“新农保”制度信任机制构建的社会治理研究》,《社会保障研究》第1期。
- 李琴 杨松涛 张同龙,2019:《社会保障能够替代土地保障吗——基于新农保对土地租出意愿租金的影响研究》,《经济理论与经济管理》第7期。
- 鲁靖 秦杰,2018:《新农保对农村老年人劳动供给的影响》,《现代经济探讨》第3期。
- 马光荣 周广肃,2014:《新型农村养老保险对家庭储蓄的影响:基于CFPS数据的研究》,《经济研究》第11期。
- 穆怀中 闫琳琳,2012:《新型农村养老保险参保决策影响因素研究》,《人口研究》第1期。
- 随淑敏 彭小兵 肖云,2021:《“新农保”的福利效应与地方政府信任》,《经济理论与经济管理》第1期。
- 汪汇 陈钊 陆铭,2009:《户籍、社会分割与信任:来自上海的经验研究》,《世界经济》第10期。
- 王敏,2017:《城乡居民基本养老保险财政补贴政策研究》,《中央财经大学学报》第12期。
- 王媛,2011:《“新农保”参保影响因素分析——基于农户调查的Logit回归模型》,《农村经济》第7期。
- 乌日图,2018:《社会保障顶层设计亟待明确的三大问题》,《社会保障研究》第3期。
- 肖唐镖 赵宏月,2019:《政治信任的品质对象究竟是什么?——我国民众政治信任的内在结构分析》,《政治学研究》第2期。
- 杨复卫,2020:《新中国养老保险法治建设70年:变革、成就与启示》,《现代经济探讨》第2期。
- 岳爱 杨鑫 常芳 田新 史耀疆,2013:《新型农村社会养老保险对家庭日常费用支出的影响》,《管理世界》第8期。
- 张川川 朱涵宇,2021:《新型农村社会养老保险参与决策中的同群效应》,《金融研究》第9期。
- 张薇 葛莹 谷彦芳,2013:《影响新农保参保意愿的因素及原因分析——兼论新农保制度的完善思路》,《农村经济与科技》,第3期。
- 郑秉文,2018:《中国社会保障40年:经验总结与改革取向》,《中国人口科学》第4期。
- Alesina, A. & L. F. Eliana (2002), “Who trusts others?”, *Journal of Public Economics* 85(2): 207—234.
- Atalay, K. et al (2019), “Pension incentives and the joint retirement of couples: Evidence from two natural experiments”, *Journal of Population Economics* 32(3): 735—767.
- Beetsma, R. M. W. J. et al (2012), “Voluntary participation and intergenerational risk sharing in a funded pension system”, *European Economic Review* 56(6): 1310—1324.
- Bernheim, B. D. et al (2015), “The welfare economics of default options in 401 (k) plans”, *American Economic Review* 105(9): 2798—2837.
- Brodeur, A. et al (2021), “Stay-at-home orders, social distancing, and trust”, *Journal of Population Economics* 34 (4): 1321—1354.
- Dolls, M. et al (2018), “Do retirement savings increase in response to information about retirement and expected pensions?”, *Journal of Public Economics* 158: 168—179.
- Feng, J. et al (2011), “Public pension and household saving: Evidence from urban China”, *Journal of Comparative Economics* 39(4): 470—485.
- Hagen, J. et al (2022), “A nudge to quit? The effect of a change in pension information on annuitisation, labour supply and retirement choices among older workers”, *Economic Journal* 132(643): 1060—1094.
- Feldstein, M. (1974), “Social security, induced retirement and aggregate capital accumulation”, *Journal of Political Economy* 82 (5): 905—926.
- Henry, C. et al (2018), “What drives old age work in China?”, International Labour Organization Research Depart-

- ment Working Papers, No. 40.
- Herd, R. et al (2010), “Providing greater old-age security in China”, OECD Economic Department Working Papers, No. 750.
- Lachowska, M. & M. Myck (2018), “The effect of public pension wealth on saving and expenditure”, *American Economic Journal: Economic Policy* 10(3): 284–308.
- Lalive, R. & P. Parrotta (2017), “How does pension eligibility affect labor supply in couples?”, *Labour Economics* 46:177–188.
- Ning, M. et al (2016), “Does new rural pension scheme decrease elderly labor supply? Evidence from CHARLS”, *China Economic Review* 41: 315–330.
- Phelan, C. (2006), “Public trust and government betrayal”, *Journal of Economic Theory* 130(1): 27–43.
- Samwick, A. A. (2000), “Is pension reform conducive to higher saving?”, *Review of Economics and Statistics* 82(2): 264–272.
- Van der Crujisen, C. et al (2021), “Trust in financial institutions: A survey”, *Journal of Economic Surveys*, <https://doi.org/10.1111/joes.12468>.
- Van der Crujisen, C. & N. Jonker (2019), “Pension profile preferences: The influence of trust and expected expenses”, *Applied Economics* 51(12): 1212–1231.
- Van Rooij, M. C. J. et al (2012), “Financial literacy, retirement planning and household wealth”, *Economic Journal* 122(560): 449–478.
- Zhao, Y. H. et al (2013), “China health and retirement longitudinal study, 2011–2012 national baseline users’ guide”, National School of Development, Peking University, <http://charls.pku.edu.cn/en/doc/User2011.pdf>.

Effects of Confidence in New Rural Pension Scheme on Households’ Policy Participation and Economic Decisions

TIAN Wenwen¹ YUE Yang² ZHU Hengpeng¹

(1. Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, China;

2. Xiamen University, Xiamen, China)

Abstract: Improving confidence in public policy can have far-reaching effects on individuals’ economic decisions in the long term. To explore this issue, this paper examines the impact of confidence in China’s New Rural Pension Scheme on pension participation decisions, comparing insured and uninsured households. A life cycle model is used to analyze the dynamic impact of expectations of pension returns on rural residents’ insured behavior and family decision-making. The model shows that individuals adjust their expectations of pension returns based on historical pension information, which can influence pension participation decisions. And both insured and uninsured households adjust their savings and labor supply decisions in response to changes in pension information. This paper conducts empirical tests based on the China Health and Retirement Longitudinal Survey, and uses as proxy variables for the historical treatment status participation in the old rural insurance scheme, the participation rate of rural insurance in the local village, and the benefit level of the local village. The results demonstrate that the higher previous benefit levels of pensions, the higher the probability of participation in the new rural insurance scheme. And the information in pension benefits affects the savings and labor supply decisions of both the insured and uninsured. This paper suggests that the existing literature related to social policy participation issues is biased, and that improving confidence in public policy can profoundly affect individuals’ economic decisions.

Keywords: Confidence; Participation in the New Rural Pension Scheme; Saving; Labor Supply

(责任编辑:刘新波)

(校对:何伟)