

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

丁从明^{1,2} 吴羽佳¹ 秦姝媛¹ 梁甄桥¹

摘要：基于2009年试行的新型农村社会养老保险政策，本文借助CFPS 2016年数据，研究了社会信任水平对新型农村社会养老保险参与状况的影响。研究结果显示：社会信任水平对农村居民参与新型农村社会养老保险有显著的促进作用，社会信任水平高的居民参与新农保的概率比社会信任水平低的居民高13.9个百分点。为避免遗漏变量导致的估计偏误，本文构建了夫妻双方“对照—处理”拟自然实验场景，研究社会信任水平对夫妻双方新农保参与行为的影响，结论再次支持是社会信任水平的差异、而不是其他可能的遗漏变量导致了农村居民新农保参与行为的差异。最后，本文将受访者的利他性评价作为社会信任水平的工具变量进行稳健性检验，回归结果依然稳健。本文研究结论表明，社会信任水平是农村公共政策实施的重要软环境，良好的社会信任水平有利于促进公众参与公共事务，从而提高公共政策的实施效率。

关键词：社会信任 新农保 公共政策

中图分类号：F328 **文献标识码：**A

一、引言

社会信任是经济交易必备的公共品德（Hirsch, 1977），较高的社会信任水平有利于降低社会交易成本和提高集体合作的可能性。大量研究表明，较高的社会信任水平能够改善创业环境（例如魏下海等, 2016）、繁荣金融市场（例如 Guiso et al., 2004）、促进经济增长（例如 Knack and Keefer, 1997; Zak and Knack, 2001）。Putnam（1994）对意大利南北方的制度质量差异的研究表明，意大利民主化改革后南北方的经济发展和制度质量存在巨大差异，其中非常重要的原因是南北方的社会资本尤其是社会信任水平存在差异。较高的社会信任水平可以促进公民参与基层选举等政治活动（Uslaner and Brown, 2005; Rothstein and Uslaner, 2005），增加公众对政府的监督需求（Knack,

*本文系重庆大学中央高校基本科研业务费专项项目“社会信任模式的区域差异及其经济影响研究”（编号：2018CDJSK01XK06）和重庆大学创新能力提升项目“跨行政区协同发展与集中连片贫困区治理研究”（编号：2019CDSKXYGG0043）的阶段成果。笔者感谢匿名审稿人提出的宝贵建议，当然文责自负。

2002），从而提高制度质量。张维迎、邓峰（2003）以及 Aghion et al.（2010）的研究表明，人际间缺乏信任将增加公众对政府规制的需求，而政府规制将进一步强化人际间的不信任水平，从而形成恶性循环。这意味着较高的社会信任水平，可以促进公众对公共政策的参与和配合，进而提高公共政策的实施效率。

本文将聚焦于 2009 年起逐步试点和推广的新型农村社会养老保险（简称“新农保”），研究社会信任水平对公共政策实施效率的影响。而对于 1993~1998 年施行的农村社会养老保险（简称“老农保”），资金筹集主体是农民自己，财政的作用相对微弱，因而农民参与积极性较低，老农保也就无法实现其应有的养老保障功能。针对这一情况，新农保在坚持“保基本、广覆盖、有弹性、可持续”的基本原则下，对资金筹集主体进行了大改革，结合社会统筹与个人账户，个人、集体和政府三方主体通过缴费、补助及补贴的方式共同筹资，并全部计入参保人终身记录的个人账户。其中，政府的补贴有“进口补”和“出口补”两种方式，即在缴费时补贴参保人的个人账户以及在养老金发放时发放基础养老金。参保人可在不同金额档次中自由选择缴纳的保费，多缴费多得款。参保人年满 60 周岁后，即可按月领取基础养老金和个人账户上的余额。而 60 周岁以上的农村居民，只要其符合参保条件的子女参与了新农保，则无需缴纳保费即可领取基础养老金。

尽管社会信任水平与公共政策实施效率之间具有紧密的内在联系，但是目前国内的研究文献尚未从实证上严谨地检验二者之间的因果关系。鉴于此，本文以 2009 年新农保政策的实施为契机，借助 CFPS2016 年数据，实证分析社会信任水平对新农保参与率的影响效应。本文余下内容安排如下：第二部分是文献综述与理论假说；第三部分是数据说明、模型构建和变量设置；第四部分是估计结果和稳健性检验；第五部分是本文的主要结论。

二、文献综述和理论假说

（一）文献综述

1. 关于社会信任对公共政策的影响。现有关于社会信任对公共政策影响的研究主要集中在两个方面。一是对政府信任水平与投票行为的研究，认为政府信任水平越高，公民投票参与率越高（Pattie and Johnston, 1997；孙昕等，2007；张川川、胡志成，2016）。政府信任是指个体对公共部门、政治制度系统的信任，是预期政府的作为及其结果符合内心要求的信念，是个体与政府之间的一种互动关系（Citrin, 1974）。而与之相对应的社会信任是指个体对普遍大众或是普通事物的信任，是预期与陌生人能够友好合作，并且陌生人行为符合社会规范的心理状态（Knack and Keefer, 1997）。政府信任和社会信任存在重要区别^①：①根据信任的对象，社会信任是一种人际信任，政府信任是一种公共信任。Luhmann（1979）将信任划分为人际信任（interpersonal trust）和公共信任（institutional trust）。人际信任是基于人与人之间的情感关系，一般通过个人的直接经验或感受得来。而公共信任则是基于法律、政治制度等“非人际”因素（何可等，2015），一般通过媒体间接得来。②二者

^①此处感谢匿名审稿人提出的宝贵建议，当然文责自负。

具有非对称性。2010~2014年的世界价值观调查显示,政府信任水平高的人群中有54%的人表现为社会信任水平低;而在社会信任水平高的人群中,仅有55%的人政府信任水平高(Newton et al., 2018)。Newton (2006) 研究发现,1970~1990年,瑞典、芬兰、新西兰和日本的政府信任因财政赤字、通货膨胀、政府丑闻等遭遇了不同程度的急剧下降,然而没有任何一个国家的社会信任随之下降。但是,政府信任和社会信任并非完全隔离。一般来讲,社会信任有利于公共政策的有效实施,进而有助于提高制度质量,从而提升个人的政府信任水平(Newton and Norris, 2000; Putnam et al., 2000; van der Meer, 2003)。公众对公共政策的参与,可能缘于对政府等公共部门特定对象的信任,更可能缘于公众本身较高的社会信任水平,而后者直接提高了公众参与公共事务的积极性(Putnam, 1994)。二是对社会信任水平的研究,主要集中于对社会信任水平差异的解释。费孝通(2015)的经典研究表明,中国人的信任表现出明显的“差序格局”。丁从明等(2018)指出,南稻北麦的种植方式导致南北方信任模式表现出明显的区域差异,北方的社会信任水平较高,而南方的受限制信任水平较高。

2. 关于新农保。新农保的试点和推广改变了中国传统的养老模式(程令国等, 2013),提高了老年人口的经济独立性(张川川、陈斌开, 2014),同时明显提升了老年人口的养老质量(张晔等, 2016),并在总体上改善了低收入家庭的脆弱性,增强了其抗逆性(沈冰清、郭忠兴, 2018)。但是作为政府主导的公共政策,政策的供给方是政府,政策的实施效率不仅依赖于制度供给以及制度本身设计的科学性,更依赖于公众对公共政策的认可、信任以及广泛参与。

现有关于新农保参与影响因素的研究(例如赵德余、梁鸿, 2009; 吴玉锋, 2011; 常芳等, 2014),主要涉及三个层面的影响因素:①个人特征层面,例如年龄、受教育程度、婚姻状况、自评健康、是否党员等;②家庭特征层面,例如家庭人口规模、家庭人均收入、子女数量等;③村级或县级层面,例如村庄位置、信息不对称情况等。常芳等(2014)利用2025个农户调查数据进行研究,发现在新农保政策实施中存在严重的信息不对称,多数农民(尤其是贫困农民和长期外出务工的农民)对新农保的筹资构成和缴费细则缺乏了解,因而参与率相对偏低。钟涨宝、李飞(2012)认为动员工作在信息不对称时对新农保参与率有显著的正向影响。霍鹏等(2016)在此基础上利用2010年中国综合社会调查(CGSS)数据进一步证实,在“信任—合作”机制的影响下,人际信任或政府信任水平对新农保参与率有显著的正向影响。张川川、胡志成(2016)研究发现,政府信任对居民参与公共政策具有显著的促进作用。

3. 本文的拓展。本研究拟对现有文献主要做出两方面的拓展。其一,强调社会信任对公共政策实施效率的影响。现有文献主要强调公众的政府信任水平如何影响公共政策的实施效率,鲜有强调社会信任水平对公共政策实施效率的影响,尤其是农村地区社会信任水平的对新农保(合)政策实施效率的影响。本文期望在该研究进路上对现有研究做相应补充。其二,本文利用CFPS 2016年数据,对社会信任水平和公共政策实施效率进行严谨的因果识别。在实证研究中,微观数据的大量普及使得在因果识别的框架之下探讨受访者主观层面的社会信任水平和公共政策实施效率之间的关系成为可能。

（二）研究假说

本文认为，政府信任和社会信任对公共政策实施效率的影响不能一概而论，二者之间存在显著区别，对公共部门的信任水平并不等同于社会信任水平。已有文献鲜有强调社会信任水平对公共政策实施效率的影响，尤其鲜有研究农村地区社会信任水平对新农保参与率的影响。需要说明的是公共政策的效率包含两方面的内涵：其一，公共政策本身能够提升经济效率，纠正市场等资源配置主体在资源配置过程中的效率损失；其二，公共政策在实施过程中的效率，即政策实施的效果与政策目标之间的一致性，这种一致性受到政府的政策执行能力、人们对政策的长期预期和参与等因素的影响，本文主要研究的是后者。基于上述分析，本文提出如下研究假说：

H：社会信任水平较高的适保居民参与新农保的概率较大。给定其他条件不变，良好的社会信任水平有利于提高农村居民参与公共事务的概率，从而提高公共政策的实施效率。

三、数据、模型构建和变量设置

（一）数据来源

本文数据源于北京大学“985”项目资助、北京大学中国社会科学调查中心执行的中国家庭追踪调查 2016 年数据（China family panel studies 2016, CFPS 2016）。该数据通过跟踪调查收集了包含全国 25 个省（市、区）的 16000 户家庭中的所有家庭成员的信息，形成个人、家庭和社区三个层面的数据来反映中国社会各方面的变化和发展。由于本文重点研究中国农村居民的新农保参与行为，因此本文剔除了城市居民样本，并对成人问卷、家庭经济问卷、家庭成员问卷和村问卷的数据进行筛选和匹配，最终形成适保居民的数据集。

（二）模型构建

为了验证社会信任水平对农村居民参与新农保的影响，本文将是否参与新农保作为被解释变量。由于被解释变量是 0、1 虚拟变量，因此本文采用 Logistic 模型进行估计，基准模型形式如下：

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \times trust_i + \beta_2 \times IF_i + \beta_3 \times VP_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

（1）式中， Y_i 表示第 i 个样本是否参与新农保， $trust_i$ 表示第 i 个样本的社会信任水平； IF_i 表示个人、家庭及村的特征变量， VP_i 表示省级地区固定效应， ε_i 为随机扰动项。

（三）变量说明

1. 社会信任水平。基于调查数据的研究，多采用“对大多数人的信任程度”来衡量社会信任水平（参见申广军、张川川，2016；丁从明等，2018）。本文设置“社会信任”变量，受访者认为“大多数人可以信任”则赋值为 1，代表较高的社会信任水平；受访者认为“和人相处越小心越好”则赋值为 0，代表较低的社会信任水平。

2. 公共政策参与。通过 CFPS 2016 年数据提供的“您的参保项目”数据，本文将被解释变量设置为“是否参与新农保”，参与新农保，赋值为 1；反之，赋值为 0。

3. 控制变量。本文将一些可能会影响到新农保参与行为的个人因素（参见吴玉锋，2011；张川

川、胡志成, 2016)、家庭因素及村级因素(参见乐章, 2004; 石绍宾等, 2009)进行梳理和控制。其中, 个人层面的控制变量包括年龄、受教育年限、婚姻状况、个人收入、自评健康和是否党员; 家庭层面的控制变量包括家庭人口规模、子女数量和家庭经济水平; 村级层面的控制变量包括少数民族聚居区和到县城所需时间。

4.稳健性检验变量。首先, 考虑到上述回归可能存在遗漏变量从而导致估计结果出现偏误, 本文增加了如下控制变量: 灾害频发区、村人均纯收入、新农合人数及政府信任。其次, 家庭决策在新农保和新农合的参与中都具有重要的影响, 因此本文筛选了家庭财务决策人的社会信任水平, 并设置新农保家庭参与率变量, 用于进一步的稳健性检验。最后, 为了利用夫妻双方营造高度同质化的环境来进一步识别社会信任水平对农村居民参与新农保的影响, 本文还分别设置了“我参与新农保而配偶没有”“我参与新农合而配偶没有”“我的社会信任水平高于配偶”“我的社会信任水平与配偶一致”“我的年龄大于配偶”和“我的健康水平优于配偶”6个虚拟变量。

5.工具变量。为了更好地进行因果识别, 本文利用CFPS2016年数据中“您认为大部分人是助人为乐的还是自私的”这一问题, 构造“利他性评价”变量, 作为社会信任的工具变量。

表1 对本文所用到的变量进行了统计描述。

| 变量名称 | 含义及赋值 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|---------|--|-------|-------|-------|------|-------|
| 是否参与新农保 | 是=1, 否=0 | 8585 | 0.62 | 0.49 | 0 | 1 |
| 是否参与新农合 | 是=1, 否=0 | 11019 | 0.93 | 0.25 | 0 | 1 |
| 社会信任水平 | 信任=1, 不信任=0 | 10993 | 0.47 | 0.50 | 0 | 1 |
| 年龄 | 截至调查时的年龄(岁) | 11018 | 49.74 | 13.98 | 16 | 94 |
| 受教育年限 | 文盲、半文盲=0, 小学=6, 初中=9, 高中、中专、技校、职高=12, 大专=13, 大学本科=16 | 10564 | 5.04 | 4.30 | 0 | 16 |
| 性别 | 男=1, 女=0 | 11019 | 0.49 | 0.50 | 0 | 1 |
| 婚姻状况 | 已婚、同居=1, 未婚、离婚、丧偶=0 | 11019 | 0.964 | 0.187 | 0 | 1 |
| 个人收入 | 过去12个月总收入(元), 取对数 | 10799 | 10.12 | 1.48 | 0 | 15.94 |
| 自评健康 | 非常健康=1, 很健康=2, 比较健康=3, 一般=4, 不健康=5 | 11019 | 3.19 | 1.27 | 1 | 5 |
| 是否党员 | 是=1, 否=0 | 11015 | 0.06 | 0.24 | 0 | 1 |
| 家庭人口规模 | 家庭人口数量 | 11019 | 4.62 | 2.11 | 1 | 19 |
| 家庭经济 | 家庭现金及存款总额(元), 取对数 | 10628 | 5.73 | 4.75 | 0 | 14.22 |
| 子女数量 | 子女数量 | 10756 | 2.14 | 1.12 | 0 | 10 |
| 少数民族聚居区 | 是=1, 否=0 | 8904 | 0.14 | 0.34 | 0 | 1 |
| 到县城所需时间 | 用日常交通方式, 从村委会到本县县城所需时间(小时) | 8723 | 4.25 | 10.21 | 0.10 | 75 |
| 灾害频发区 | 灾害频发=1, 没有自然灾害=0 | 8784 | 0.81 | 0.39 | 0 | 1 |
| 村人均纯收入 | 村人均纯收入(元), 取对数 | 8502 | 8.20 | 0.84 | 5.02 | 10.31 |

社会信任与公共政策的实施效率

| | | | | | | |
|---------------|---|-------|-------|-------|---|-------|
| 新农合人数 | 现有参合人数，取对数 | 8503 | 7.16 | 0.97 | 0 | 10.60 |
| 政府信任 | 受访者对县（县级市、区）政府干部的信任度打分，赋值范围是0~10，分数越高，信任度越高 | 10976 | 5.14 | 2.74 | 0 | 10 |
| 家庭参与率 | 家庭成员参与新农保的人数比上家庭总人口数 | 9733 | 0.60 | 0.42 | 0 | 1 |
| 我参与新农保而配偶没有 | 我参与新农保而配偶没有=1，其他情况=0 | 5966 | 0.10 | 0.30 | 0 | 1 |
| 我参与新农保而配偶没有 | 我参与新农保而配偶没有=1，其他情况=0 | 8116 | 0.04 | 0.18 | 0 | 1 |
| 我的社会信任水平高于配偶 | 我的社会信任水平高于配偶=1，其他情况=0 | 8078 | 0.18 | 0.39 | 0 | 1 |
| 我的社会信任水平与配偶一致 | 我的社会信任水平与配偶一致=1，其他情况=0 | 8078 | 0.64 | 0.48 | 0 | 1 |
| 我的年龄大于配偶 | 我的年龄大于配偶=1，其他情况=0 | 9772 | 0.352 | 0.477 | 0 | 1 |
| 我的健康水平优于配偶 | 我的自评健康优于配偶=1，其他情况=0 | 8357 | 0.673 | 0.469 | 0 | 1 |
| 利他性评价 | 认为大部分人是乐于助人的=1，认为大部分人是自私的=0 | 10981 | 0.68 | 0.47 | 0 | 1 |

四、计量结果与分析

（一）农村居民社会信任与新农保参与率统计特征

在实证分析之前，本文初步考察了新农保平均参与率与社会信任之间的关系，如图1所示。

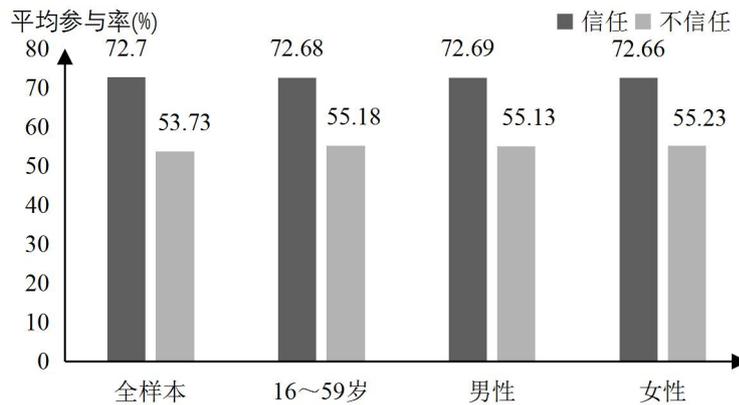


图1 平均参与率与社会信任

图1中，最左侧第一组是全样本，第二组是处于适保年龄（即16~59岁，需交保费）的样本，第三、第四组分别是适保居民中男性样本和女性样本。总体而言，社会信任水平较高的样本组对应着较高的参与率，而社会信任水平较低的样本组参与率也较低。以16~59岁样本组为例，社会信任

水平高的组别平均参与率为 72.68%，而信任水平低的组别平均参与率只有 55.18%，二者之间存在约 17.5 个百分点的差距。上述特征事实与本文的研究假说具有一致性。

(二) 基准模型估计结果

表 2 汇报了基于 (1) 式的基准模型估计结果。(1)、(2) 列是 Logistic 回归结果。(1) 列没有加入任何控制变量，社会信任水平在 1% 的水平上显著，且系数为正。(2) 列是加入个人、家庭及村级层面的控制变量之后的 Logistic 回归结果，社会信任水平同样在 1% 的水平上显著，且系数为正。本文还在 (3) 列汇报了 OLS 的估计结果，该结果显示，平均而言社会信任水平高的农村居民比社会信任水平低的农村居民参与新农保的概率高 15.5 个百分点，与 Logistic 回归结果的平均边际效应^①基本一致。进一步地，本文控制了省级地区固定效应后，社会信任水平的估计系数下降到 0.139，但依然在 1% 的水平上显著（见表 2 (4) 列）。这一结论与图 1 的结论基本一致。

考虑到新农保参与率仅代表农村居民对新农保的参与水平，在 (5) 列的回归中，本文将被解释变量替换为“是否参与新农合”。估计结果再一次支持了本文的研究假说，即更高的社会信任水平能带来更高的公共政策参与度，从而达到更高的政策实施效率。需要说明的是，(5) 列的回归结果中，社会信任水平的估计系数仅为 0.018，这一结果与较高的新农合参与率有关^②。

表 2 基准回归结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|-------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | Logistic | Logistic | OLS | OLS | OLS |
| 社会信任 | 0.833*** (0.061) | 0.716*** (0.072) | 0.155*** (0.020) | 0.139*** (0.020) | 0.018** (0.007) |
| 年龄 | — | 0.016*** (0.005) | 0.003*** (0.001) | 0.005*** (0.001) | 0.001*** (0.000) |
| 受教育年限 | — | 0.030 (0.127) | 0.006 (0.028) | 0.003 (0.016) | 0.012* (0.006) |
| 性别 | — | -0.101 (0.576) | -0.022 (0.122) | -0.003 (0.141) | -0.015 (0.038) |
| 婚姻状况 | — | -0.040 (0.072) | -0.010 (0.016) | -0.008 (0.015) | -0.003 (0.005) |
| 个人收入 | — | 0.036 (0.033) | 0.008 (0.007) | 0.007 (0.007) | 0.002 (0.002) |
| 自评健康 | — | 0.020 (0.035) | 0.004 (0.008) | 0.005 (0.001) | -0.004 (0.003) |
| 是否党员 | — | 0.238 | 0.048 | 0.035 | 0.002 |

^① 社会信任水平的边际效应计算表达式为： $\frac{\partial p(Y=1|trust_i)}{\partial trust_i} = g(\beta_0 + \bar{x}\beta_1)\beta_i$ ，利用 (2) 列的估计系数计算得到的

平均边际效应为 0.157。

^② 在本文的样本中，新农合的平均参与率为 93%，而新农保的平均参与率仅为 62%。

社会信任与公共政策的实施效率

| | | | | | |
|-----------------------|-------|---------|---------|----------|---------|
| | | (0.182) | (0.036) | (0.038) | (0.008) |
| 家庭人口规模 | — | -1.356 | -0.305 | -0.346 | 0.044 |
| | | (3.241) | (0.705) | (0.669) | (0.158) |
| 家庭经济 | — | 0.020** | 0.004* | 0.005*** | 0.001 |
| | | (0.010) | (0.002) | (0.002) | (0.001) |
| 子女数量 | — | 0.649 | 0.140 | 0.071 | -0.002 |
| | | (0.721) | (0.153) | (0.078) | (0.032) |
| 少数民族聚居区 | — | 0.531* | 0.109* | 0.121 | 0.022 |
| | | (0.319) | (0.058) | (0.075) | (0.013) |
| 到县城的时间 | — | -0.005 | -0.001 | 0.005 | 0.002 |
| | | (0.074) | (0.016) | (0.014) | (0.003) |
| 地区固定效应 | 否 | 否 | 否 | 是 | 是 |
| 样本量 | 8523 | 6183 | 6183 | 6183 | 7950 |
| R ² | — | — | 0.044 | 0.121 | 0.029 |
| Pseudo R ² | 0.041 | 0.054 | — | — | — |

注：①括号内为稳健性标准误；②***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③（5）列的被解释变量为是否参与新农合。

其他变量的估计结果与吴玉锋（2011）、常芳等（2014）的研究结论基本一致。首先，年龄对农村居民参与新农保的可能性具有显著的正向影响，农村居民的新农保参与行为中存在逆向选择，即年龄较大的农村居民较愿意参与。其次，家庭经济水平对农村居民参与新农保的影响有两种效应：一是促进效应，即家庭经济水平较高的农村居民有较多机会接触并了解社会保险，也较有能力去承担保费；二是替代效应，即家庭经济水平较高的农村居民拥有较多渠道去抵御风险，因此降低了对新农保的需求。本文估计结果中，家庭经济水平对农村居民参与新农保的影响主要体现为促进效应。

（三）稳健性检验

虽然本文在基准模型的基础上加入了一系列个人、家庭和村级层面的控制变量，但仍可能遗漏一些关键变量，使得估计结果存在偏误。因此，本文进一步控制地区自然灾害、村经济发展水平、参合基数和政府信任水平，估计结果如表 3 所示。

（1）地区自然灾害。一个地方自然灾害越频繁，当地居民对保险的需求越高，就越有可能参与新农保。与此同时，自然灾害与个人信任水平高度相关。历史上灾害频发的地区，社会信任水平较高，因为频繁的自然灾害诱发了人们合作的需求，从而增强了社会的信任水平（Durante, 2009）。如果上述效应存在，则表 2 的基准回归结果可能存在估计偏误。在表 3（1）列的回归中，本文加入了“是否灾害频发区”这一虚拟变量。回归结果显示，社会信任水平依然显著，估计系数为 0.139。

（2）村经济发展水平。社会信任水平与经济发展高度相关，经济发展水平越高，社会治理结构越倾向于契约型社会治理，社会信任水平也就越高。为了控制经济发展水平对估计偏误的影响，在表 3（2）列的回归中，本文将村人均纯收入作为控制变量纳入模型。此时，关键解释变量的估计系数为 0.14，与表 2（4）列基准回归结果（0.139）基本一致。

(3) 参合基数。人们往往会根据现有环境和形势来改变自己的策略，因此参合基数（即村中已有的参与新农合的人数）可能会对农村居民参与新农保的决策产生影响，同时较高的参合基数也可能缘于当地较高的社会信任水平。在表 3（3）列的回归中，本文加入了每村现有的参与新农合的人数，并取对数。结果发现，关键解释变量仍然保持在 1%的水平上显著，且系数为正。

(4) 政府信任水平。农村居民对政府部门越信任，越有可能参与以新农保为代表的公共政策。与此同时，政府信任水平较高的个体可能具有较高的社会信任水平。因此，如果无法控制农村居民对政府的信任水平，则基准回归的估计系数有可能被高估。为了解决上述问题，本文在表 3（4）列的回归中加入政府信任变量。社会信任水平依然显著，且系数为正。这说明，在新农保的参与上，即便控制了政府信任水平，本文的研究假说依然成立。

在表 3（5）列的回归中，本文全部控制了上述遗漏变量，并同时控制表 2 列示的所有控制变量和地区固定效应，社会信任水平的估计系数依然为 0.14，与表 2（4）列基准回归结果（0.139）基本一致，即平均而言，社会信任水平高的农村居民参与新农保的概率会比社会信任水平低的农村居民高 14 个百分点。

考虑到是否参与新农保在一定程度上属于家庭决策，家庭决策人的社会信任水平能够反映整个家庭的信任水平，因此家庭决策人的社会信任水平会对家庭成员的公共政策平均参与率有显著影响。为此，本文以家庭参与率为被解释变量，以家庭财务决策人^①的社会信任水平为关键解释变量进行回归。估计结果见表 3（6）列，平均而言，家庭财务决策人社会信任水平高，家庭参与率将增加 11.7 个百分点^②。表 3（7）列的回归中，本文将被解释变量替换为是否参与新农合，家庭财务决策人社会信任水平在 5%的水平上显著，估计系数为 0.016。

表 3 稳健性检验：增加新的控制变量

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
|---------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|--------------------|
| | 是否参与 新农保 | 是否参与 新农保 | 是否参与 新农保 | 是否参与 新农保 | 是否参与 新农保 | 家庭参与 率 | 是否参与 新农合 |
| 社会信任 | 0.139*** (0.021) | 0.140*** (0.021) | 0.140*** (0.021) | 0.135*** (0.020) | 0.140*** (0.021) | 0.117*** (0.022) | 0.016** (0.007) |
| 是否灾害频发区 | 0.029 (0.065) | — | — | — | 0.024 (0.065) | 0.004 (0.058) | -0.017 (0.018) |
| 村人均纯收入 | — | -0.046* (0.024) | — | — | -0.046* (0.025) | -0.054** (0.0218) | 0.004 (0.005) |
| 新农合人数 | — | — | -0.005 (0.019) | — | 0.001 (0.019) | -0.008 (0.018) | 0.004 (0.006) |
| 政府信任 | — | — | — | 0.004 | 0.004 | -0.001 | 0.002** |

^①根据问卷中的家庭财务人编码，本文筛选出家庭财务人作为家庭决策人，并以其社会信任水平作为关键解释变量。

^②同样地，针对是否参与新农合的情况，本文采用新农合的家庭参与率作为被解释变量进行回归，家庭财务决策人社会信任水平在 1%的水平上显著，系数为 0.014。

| | | | | | | | |
|----------------|-------|-------|-------|---------|---------|---------|---------|
| | | | | (0.003) | (0.003) | (0.004) | (0.001) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 地区固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 6183 | 5995 | 5973 | 6165 | 5872 | 2915 | 7552 |
| R ² | 0.121 | 0.121 | 0.119 | 0.121 | 0.121 | 0.110 | 0.028 |

注：①括号内为稳健性标准误；②***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

(四) 估计偏误的测算

加入上述控制变量，在一定程度上减少了估计偏误，但是否存在一些未知的或者无法观测的变量使得本文的估计结果仍然存在偏误？为了回答这个问题，本文采用 Altonji et al. (2005) 的方法继续对估计结果进行稳健性检验。主要做法分为三步。首先，建立两组回归，一组是不加入控制变量或只加入少数（本文选择年龄和性别）受约束控制变量的回归，另一组是加入全部控制变量的回归，然后分别计算两组回归中关键解释变量的系数 β^R 和 β^F 。其次，计算统计量 F 值，计算公式为： $F = \left| \beta^F / (\beta^R - \beta^F) \right|$ 。最后，根据 F 值是否大于 1 来判断稳健性，若 F 值大于 1，则结果稳健。F 值越大，说明不可观测因素对目前的估计结果造成的偏误越小。具体分析 F 值的构成不难发现， $\left| \beta^R - \beta^F \right|$ 越小，受约束控制组和全控制变量组的系数越相近，说明已知的控制变量对估计结果的影响越小，若要改变目前的基本结论则需要加入更多的控制变量；而 $\left| \beta^F \right|$ 越大，表示那些可能需要控制的未知变量的影响效力要越大才能够影响到现有估计结果的稳健性。依据上述原理，本文计算了 F 值，并展示于表 4 中。

表 4 稳健性检验：潜在估计偏误的测算及排除

| | 受约束控制组 | 全控制变量组 | F 值 | |
|-----|---------|-------------------------------|---------|---------|
| | | | 是否参与新农保 | 是否参与新农合 |
| 情形一 | 不加控制变量 | 加入表 2 列示的全部控制变量 | 4.21 | 1.56 |
| 情形二 | 不加控制变量 | 加入表 2 列示的全部控制变量，以及表 3 新增的控制变量 | 4.38 | 1.14 |
| 情形三 | 加入年龄、性别 | 加入表 2 列示的全部控制变量 | 4.48 | 1.83 |
| 情形四 | 加入年龄、性别 | 加入表 2 列示的全部控制变量，以及表 3 新增的控制变量 | 4.67 | 1.30 |

当被解释变量为是否参与新农保时，上述四种情形之下的 F 值介于 4.21 和 4.67 之间，平均值为 4.43。类似地，当被解释变量为是否参与新农合时，四种情形之下的 F 值介于 1.14 和 1.83 之间，平均值为 1.46，所有 F 值均大于 1。也就是说，如果要提升表 2 (4) 列估计结果的稳健性，那么未知的或者无法观测的变量的数量至少需要达到目前所有控制变量数量的 4.21 倍，平均而言要达到 4.43 倍，但这样的可能性极小。因此，本文认为目前估计结果是高度稳健的。

(五) 拟自然实验设计

本节中，本文进一步构造拟自然实验的场景，以检验是社会信任水平的差异，而不是其他可能

的因素影响了农村居民参与新农保。基本思路如下：构造一个相对同质化的环境，在这个环境中，其他条件基本一致，如果观察到公共政策参与与否主要源于参与人的社会信任水平差异，而不是其他，那么将有把握观察到社会信任水平高的样本，其新农保参与的可能性也会较高。毫无疑问，夫妻双方的新农保参与行为满足上述实验条件，因为夫妻双方掌握的新农保信息基本一致，家庭收入共享，子女负担完全一样，如果夫妻双方的社会信任水平不同，根据本文的构造，社会信任水平较高的一方将较有可能参与新农保。

本文通过比较夫妻双方的社会信任水平和新农保参与情况构造了6个新的二值变量。具体情况如下：①“我的社会信任水平高于配偶”，是为1，其他情况为0；②“我的社会信任水平与配偶一致”，即双方都信任他人或者都不信任他人，赋值为1，其他情况则为0；③“我参与新农保而配偶没有”，是为1，其他情况为0；④“我参与新农合而配偶没有”，是为1，其他情况为0；⑤“我的年龄大于配偶”，是为1，其他情况为0；⑥“我的健康水平优于配偶”，是为1，其他情况0。本文分别以“我参与新农保而配偶没有”和“我参与新农合而配偶没有”为被解释变量，分别以“我的社会信任水平高于配偶”和“我的社会信任水平与配偶一致”为关键解释变量，用“我的年龄大于配偶”和“我的健康水平优于配偶”作为控制变量进行回归，估计结果如表5所示。

表5中（1）列和（3）列显示：夫妻双方中社会信任水平高的一方参与新农保的概率比社会信任水平低的一方高6.5个百分点，社会信任水平高的一方参与新农合的概率比社会信用水平低的一方高2.3个百分点。同样，根据表5中（2）列和（4）列的估计结果可以发现，夫妻双方社会信任水平一致（一样高或者一样低）对双方新农保（新农合）参与行为的差异没有显著影响。

表5 拟自然实验的回归结果

| | 我参与新农保而配偶没有 | | 我参与新农合而配偶没有 | |
|----------------|------------------|----------------|----------------|-----------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 我的社会信任水平高于配偶 | 0.065*** (0.015) | — | 0.023* (0.013) | — |
| 我的社会信任水平与配偶一致 | — | -0.019 (0.012) | — | -0.00 (0.00572) |
| 我的年龄大于配偶 | -0.020 (0.014) | -0.019 (0.013) | -0.005 (0.004) | -0.005 (0.004) |
| 我的健康水平优于配偶 | -0.011 (0.011) | -0.011 (0.011) | 0.004 (0.006) | 0.004 (0.007) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 地区固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 2392 | 2392 | 3225 | 3225 |
| R ² | 0.038 | 0.032 | 0.030 | 0.028 |

注：①括号内为稳健性标准误；②***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；④控制变量包括表2列示的全部控制变量和表3新增的控制变量，下同。

（六）工具变量估计

表2~5的回归中是否还存在反向因果导致的估计偏误呢？即参与新农保的农村居民，因领到新农养老金而提高了社会信任水平。理论上，上述反向因果问题比较容易解决，只需要将样本集中在那些还没有领取新农养老金的农村居民样本上。为了方便直观比较，本文将表3（5）列的结果

重新呈现在表 6 (1) 列中；表 6 (2) 列则是将样本年龄限制在 16~59 岁之间，社会信任水平依然显著，且系数为正，但影响效应与 (1) 列的估计结果相比略微降低。

除了将样本集中在 16~59 岁，本文还进一步借助工具变量法，讨论社会信任水平和新农保参与之间的因果关系。本文将受访者的利他性评价作为社会信任的工具变量^①。利他性评价指受访者对社会成员利他性的主观判断，与社会信任水平高度相关。受访者认为大多数人是助人为乐的人，则他们的生活态度更加积极，对他人的信任程度也就更高。因此，有理由相信利他性评价与社会信任水平之间满足相关性条件；同时，并没有任何先验理由认为受访者的利他性评价与其是否参与新农保之间存在相关关系。因此，本文选择受访者的利他性评价作为社会信任的工具变量。

在表 6 (3) 列的回归中，本文以是否参与新农保为被解释变量，以利他性评价为解释变量进行回归，估计结果显示利他性评价对农村居民参与新农保有显著的正向影响；但在 (4) 列的回归中，在解释变量中同时加入社会信任水平与利他性评价的情况下，利他性评价则不再显著。(3)、(4) 列的估计结果显示，利他性评价作为工具变量具有良好的相关性和外生性条件。

表 6 的 (5) 列和 (6) 列分别是工具变量的二阶段和一阶段的回归结果。(6) 列展示的一阶段回归结果中，利他性评价依然显著，且系数为正，F 值为 709.4，说明不存在弱工具变量问题。(5) 列是二阶段回归结果，社会信任水平显著，且系数为正，即社会信任水平高的比社会信任水平低的农村居民参与新农保的概率高 17.6 个百分点，结果与基准回归结果 (0.139) 较为接近。

表 6 工具变量估计结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 是否参与新 农保 | 是否参与新 农保 | 是否参与新 农保 | 是否参与新 农保 | 是否参与新 农保 | 社会信任水 平 |
| 社会信任 | 0.140*** (0.021) | 0.123*** (0.019) | — | 0.115*** (0.021) | 0.176*** (0.053) | — |
| 利他性评价 | — | — | 0.064*** (0.018) | 0.022 (0.021) | — | 0.362*** (0.016) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 地区固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 5871 | 5396 | 5391 | 5387 | 5387 | 5387 |
| R ² | 0.121 | 0.126 | 0.114 | 0.126 | 0.123 | 0.179 |

注：①括号内为稳健性标准误；②***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

五、结论

利用 CFPS2016 年数据，本文分析了社会信任水平对农村居民参与新农保的影响。研究结论显示：平均而言，社会信任水平高的农村居民比社会信任水平低的农村居民更可能参与新农保，参与

^①变量设置及相关统计特征见表 1 最后一行。

概率高出 13.9 个百分点。考虑到可能的遗漏变量造成估计结果的偏误，本文在基准回归模型中加入地区自然灾害情况、经济发展状况、参合基数以及对政府信任，回归结果依然稳健，即社会信任水平高的农村居民参与新农保的概率仍然比社会信任水平低的居民高 14 个百分点。在构造的夫妻双方“对照—处理”拟自然实验场景中，本文发现如果夫妻双方的社会信任水平不一致，则社会信任水平高的一方参与新农保的概率也会高 6.5 个百分点。进一步地，两阶段最小二乘法的估计结果再一次支持了本文的假说。

本文的研究结论表明，社会信任水平是农村公共政策实施的重要软环境，社会信任水平更高的适保居民参与新农保的概率会更大，良好的社会信任水平有利于促进农村居民参与公共事务，从而提高公共政策的实施效率。

参考文献

- 1.常芳、杨矗、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。
- 2.程令国、张晔、刘志彪，2013：《“新农保”改变了中国农村居民的养老模式吗？》，《经济研究》第 8 期。
- 3.丁从明、周颖、梁甄桥，2018：《南稻北麦、协作与信任的经验研究》，《经济学（季刊）》第 2 期。
- 4.费孝通，2015：《乡土中国·生育制度·乡土重建》，北京：商务印书馆。
- 5.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。
- 6.乐章，2004：《现行制度安排下农民的社会养老保险参与意向》，《中国人口科学》第 5 期。
- 7.沈冰清、郭忠兴，2018：《新农保改善了农村低收入家庭的脆弱性吗？——基于分阶段的分析》，《中国农村经济》第 1 期。
- 8.申广军、张川川，2016：《收入差距、社会分化与社会信任》，《经济社会体制比较》第 1 期。
- 9.石绍宾、樊丽明、王媛，2009：《影响农民参加新型农村社会养老保险的因素——来自山东省入户调查的证据》，《财贸经济》第 11 期。
- 10.孙昕、徐志刚、陶然、苏福兵，2007：《政治信任、社会资本和村民选举参与——基于全国代表性样本调查的实证分析》，《社会学研究》第 4 期。
- 11.魏下海、汤哲、王临风、林涛，2016：《社会信任环境是否促进“大众创业”》，《产业经济评论》第 3 期。
- 12.吴玉锋，2011：《新型农村社会养老保险参与行为实证分析——以村域社会资本为视角》，《中国农村经济》第 10 期。
- 13.张川川、陈斌开，2014：《“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》第 11 期。
- 14.张川川、胡志成，2016：《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》第 3 期。
- 15.赵德余、梁鸿，2009：《农民参与社会养老保险行为选择及其保障水平的因素分析——来自上海郊区村庄层

面的经验》，《中国人口科学》第1期。

16.张维迎、邓峰，2003：《信息、激励与连带责任——对中国古代连坐、保甲制度的法和经济学解释》，《中国社会科学》第3期。

17.张晔、程令国、刘志彪，2016：《“新农保”对农村居民养老质量的影响研究》，《经济学（季刊）》第2期。

18.钟涨宝、李飞，2012：《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》，《社会学研究》第3期。

19.Aghion, P., Y. Algan, P. Cahuc, and A. Shleifer, 2010, “Regulation and Distrust”, *Quarterly Journal of Economics*, 125(3): 1015-1049.

20.Altonji, J.G., E. E. Todd, and R. T. Christopher, 2005, “Selection on Observed and Unobserved Variables: Assessing the Effectiveness of Catholic Schools”, *Journal of Political Economy*, 113(1):151-184.

21.Citrin, J., 1974, “Comment: The Political Relevance of Trust in Government”, *The American Political Science Review*, 68(3):973-988.

22.Durante, R., 2009, “Risk, Cooperation and the Economic Origins of Social Trust: An Empirical Investigation”, SSRN Working Paper No.1576774, https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1576774.

23.Guiso, L., P. Sapienza, and L. Zingales, 2004, “The Role of Social Capital in Financial Development”, *The American Economic Review*, 94(3): 526-556.

24.Hirsch, F.,1977, “Social Limits to Growth”, *Economic Analysis & Policy*, 7(1):61-67.

25.Knack, S.,2002, “Social Capital and the Quality of Government: Evidence from the States”, *American journal of political science*, 46(4):772-785.

26.Luhmann, N., 1979, *Trust and Power*, New York: John Wiley and Sons.

27.Newton, K., 2006, “Political Support, Social Capital, Civil Society and Political and Economic Performance”, *Political Studies*, 54(4): 846-864.

28.Newton, K., D. Stolle, and S. Zmerli, 2018, “Social and Political Trust”, in Uslaner, E. M. (eds.) *The Oxford Handbook of Social and Political Trust*, Oxford: Oxford University Press, pp. 67-93.

29.Pattie, C., and R. Johnston,1997, “Routes to Party Choice: Ideology, Economic Evaluations and Voting at the 1997 British General Election”, *European Journal of Political Research*, 39(3): 373-389.

30.Putnam, R. D., and D. R. Leonardi, 1994, “Making Democracy Work: Civic Traditions in Modern Italy”, *Contemporary Sociology*,26(3):306-308.

31.Putnam, R. D., S. J. Pharr, and R. J. Dalton, 2000, “Introduction: What’s Troubling the Trilateral Democracies?” in Pharr, S. J. and R. D. Putnam(eds.) *Disaffected Democracies: What's Troubling the Trilateral Countries*, Princeton: Princeton University Press.pp.3-27.

32.Rothstein, B., and E. M. Uslaner, 2005, “All for All: Equality and Social Trust”, *Social Science Electronic Publishing*, 58(1):41-72.

33.Knack, S., and P. Keefer, 1997, “Does Social Capital Have an Economic Payoff? A Cross-country Investigation”, *The Quarterly Journal of Economics*, 112(4):1251-1288.

34.Uslaner, E. M., and M. M. Brown, 2005, “Trust, Inequality, and Civic Engagement”, *American Politics Research*, 33(6):868-894.

35.van der Meer, J., 2003, “Rain or Fog? An Empirical Examination of Social Capital’s Rainmaker Effects”, in Hooghe, M. and D. Stolle(eds.) *Generating Social Capital*, Basingstoke, UK: Palgrave, pp.133-151.

36.Zak, P. J., and S. Knack., 2001, “Trust and Growth”, *Economic Journal*, 111(470):295-321.

(作者单位: ¹重庆大学公共管理学院;

²重庆大学公共经济与公共政策研究中心)

(责任编辑: 何 欢)

Social Trust and the Efficiency in the Implementation of Public Policies: Evidence from China’s New Rural Pension Scheme

Ding Congming Wu Yujia Qin Shuyuan Liang Zhenqiao

Abstract: This article uses CFPS 2016 datasets and examines the impact of the level of social trust on rural residents’ participation in China’s new rural pension scheme. The results show that the level of social trust plays a significant role in promoting rural residents’ participation in the new rural pension scheme. The probability of residents who have a high level of social trust and participate in this scheme is 13.9% higher than that of residents with a low level of social trust. In order to avoid the estimation errors caused by omitted variables, the study constructs a quasi-natural experiment of “cross-reference treatment” between husband and wife to check the effect of the difference in trust level on the participation behavior of husband and wife. The conclusion again supports that the difference in the level of social trust, rather than other possible omitted variables, leads to the difference in the behavior of rural residents. Finally, this study uses the altruistic evaluation of the respondents as an instrument variable of social trust, and the results are still robust. The conclusion of the study shows that the level of social trust is an important soft environment for the implementation of public policies in rural areas. A high level of social trust is conducive to increasing the probability of public participation in public affairs, thus improving the efficiency in the implementation of public policies.

Key Words: Social Trust; New Rural Pension; Public Policy