

社会互动与农户金融行为

——来自“新农保”的证据

赵传敏 瞿茜*

内容提要 社会互动通过个体行为的相互影响产生乘数效应，进而对整个社会的经济均衡和福利水平产生重要影响。本文使用2013年和2015年中国家庭金融调查（CHFS）数据，基于农村社会养老保险，实证分析了社会互动中同群效应在农户金融行为中的影响及作用机制。研究发现，在区分了内生同群效应、外生效应和关联效应之后，个体参与“新农保”行为、中断行为和缴费档次选择都受到同伴决策和同伴特征的显著影响，但同伴参与意愿对个体意愿的影响并不显著。同群效应在男性、年龄较大和受教育程度较低的人群中更突出。在此基础上，本文探讨了同群效应的作用机制，发现同群效应主要通过社会规范和传递决策相关的收益、成本和风险等信息产生影响。最后，本文发现社会信任与同群效应存在互补作用。本文研究不仅为准确理解同群效应推动农户参与金融服务及机制提供了经验证据，还对促进中国乡村振兴战略的实施有借鉴意义。

关键词 农户金融行为 同群效应 农村养老保险

一 引言

“农民富则国家盛，农村稳则天下安。”在中国金融服务体系的建设过程中，农民

* 赵传敏，上海交通大学安泰经济与管理学院，电子邮箱：chuanmin_zhao@sjtu.edu.cn；瞿茜（通讯作者），上海交通大学安泰经济与管理学院，电子邮箱：xiq@sjtu.edu.cn。作者感谢第五届劳动经济学会年会、第二十届中国经济学会年会与会者的评论意见，感谢国家自然科学基金面上项目“基于时变空间系数和内生权重空间面板模型的地方政府策略互动研究”（项目编号：71973097）的资助，文责自负。

和农村无疑是最薄弱的环节，而推动农业农村现代化、巩固脱贫攻坚成果、实现乡村振兴，都离不开金融服务的支持^①。中央一号文件连续多年提到农村金融，要“推动金融资源更多向农村倾斜（2016）”、“加快农村金融创新（2017）”、“打通金融服务“三农”各个环节（2019）”、“坚持为农服务宗旨，持续深化农村金融改革（2021）”，凸显了国家从战略高度重视农村金融的发展^②。农村居民作为农村金融的需求主体，其决策不仅能反映微观主体对金融工具的态度及使用意愿，同时能反映当前农民生活水平及金融需求。立足农村居民研究其金融行为，对促进资金融通、普及信用理念、提升金融服务乡村振兴的能力和水平，具有重要意义。

社会互动往往在个体行为中起着重要作用，尤其是在复杂的金融决策过程中。由于金融工具的复杂性（Agarwal et al., 2009）、人们有限的认知能力和经验（Agarwal & Mazumder, 2013）、财务决策的高成本（Madrian & Shea, 2001）、未来收益的不确定性和社会规范（Lieber & Skimmyhorn, 2018）等，金融决策通常是复杂和困难的。当同伴做出这些决定时，向同伴学习要方便得多。Bursztyn et al. (2014) 发现，一个人倾向于与他的同伴做出类似的财务决策，这既因为他们可以从同伴的选择中学习（“社会学习”），也因为同伴的决策直接影响其做出相同决策的效用（“社会效用”）。社会互动，作为个体生活中不可或缺的一部分，可能是学习的一个重要来源，处于社会网络之中的个体，通过社会互动与其他个体发生联系，形成同群效应（peer effects），即个体行为会影响他的同伴们，继而会影响同伴的同伴们。这个影响可能会随着时间的推移而产生乘数效应（multiplier effect），进而可能会使经济系统收敛于低水平的长期均衡并影响社会福利（Dahl et al., 2014）。因此，我们需要知道农村居民的金融行为是否存在同群效应，以及是否可以借助个体社会互动带来的乘数效应来放大激励政策干预的效果。这不仅为政府部门改善农村金融服务体系、提高居民金融服务参与度提供了理论和实证依据，还对中国乡村振兴和精准扶贫战略的实施有重要的参考价值。

中国已经步入老龄化社会，人口老龄化的加速使得养老问题，特别是农村养老问题，成为进入新时代人口发展面临的重要挑战。截至 2019 年底，中国 60 岁以上的人口

① 《乡村振兴战略规划（2018 - 2022 年）》提出要“健全适合农业农村特点的农村金融体系，把更多金融资源配置到农村经济社会发展的重点领域和薄弱环节”，并且“鼓励证券、保险、担保、基金、期货、租赁、信托等金融资源聚焦服务乡村振兴”。

② 《国务院办公厅关于金融服务“三农”发展的若干意见》（国办发〔2014〕17 号）中明确指出，“农村金融是我国金融体系的重要组成部分，是支持服务“三农”发展的重要力量”。

超 2.5 亿，其中农村老年人 1.3 亿，农村老龄化高达 22.5%^①，呈现出“老龄化程度深、未富先老速度快、困难老人数量多、空巢化严重、养老需求迫切”等特点。养老问题本质上也是金融问题，从需求侧来看，农村居民为了保障老有所养、老有所依，可以提前选择多种金融产品。从供给侧来看，政府及金融机构为了满足农村居民的养老需求，不断开发差异化金融产品。为解决农村养老问题，2009 年 9 月，国务院在全国试点新型农村社会养老保险（以下简称“新农保”）^②，2014 年建立了统一的城乡居民养老保险制度，以保障农村居民老年基本生活，但是在推行过程中，中国农村养老保险政策仍遇到种种难题，农村居民普遍参保晚、缴费低（孙文基、孙骏可，2012；赵建国、海龙，2013），参与深度不足，保障水平有限，难以与日益提高的农村生活水平 and 广大农村居民的养老期望相匹配。这也是在推行农村金融产品和服务时通常面临的问题。

基于上述考虑，本文以农村社会养老保险为研究对象，利用中国家庭金融调查（CHFS）数据，探究了同群效应对参与行为、中断行为、缴费档次选择以及参与意愿的影响。政策制定者不仅关注人们是否选择参与金融项目，还关注他们是否会持续参与，以及如何选择缴费档次。由于同群效应的识别会面临反射问题（reflection problem）和不可观测变量的影响，本文使用社交网络的二元选择模型解决这两个问题（Lee et al., 2014），更为准确地评估同群效应的影响。研究发现，参与行为和中断行为都存在着显著的同群效应，同伴的特征和难以观测的因素，如地方习俗、价值观、地方政策倡导等因素，也会影响人们的参与行为，忽略这些因素的影响可能会高估同群效应的影响。缴费档次的选择也会受到同伴的影响，同伴选择更高的缴费水平会增加个体

① 来自国家统计局网站。

② 未参加城镇基本养老保险的 16 岁以上农村居民（不含学生）均可自愿参加新农保。新保险制度的主要特点是它结合了个人缴费、集体补贴和政府补贴。参加新农保的农村居民应当按照规定缴纳养老保险费。个人保险费分为每人每年 100 元、200 元、300 元、400 元、500 元五类，根据农村居民人均纯收入的增长情况进行调整，各地也可以根据实际情况增设缴费档次。除了个人缴纳的保险费外，政府还承诺对参保者的缴费给予每人每年不低于 30 元的补贴，并鼓励村集体对其缴费进行补贴。个人保费和补贴在国家设立的计息个人账户中积累，缴费越高意味着 60 岁以后可以领取的养老金越高。农村 60 岁以上未享受城镇职工基本养老保险待遇的老年人，可按月领取基础养老金，无需缴费。一些地区要求年满 60 岁的人，只有在满足条件的子女参保时，才可以每月领取基础养老金。不满 45 周岁的，应当按年缴费，累计缴费年限不得少于 15 年；年满 45 周岁的，可以补足缴费，累计缴费年限不超过 15 年。

选择高缴费档次的概率。改变同伴的定义发现，参与决策和中断决策的内生同群效应在家庭经济地位相似的人群中最大，且结果稳健。异质性分析的结果表明，同群效应在年龄较大、男性和受教育程度较低的人群中更大。

为了进一步了解同群效应的来源，本文探讨了几种可能的机制。首先检验了同群效应对于参与意愿的影响，发现参与意愿的同群效应并不显著，说明同伴的意愿对个体的参与意愿没有显著影响，参与意愿和参与行为的不一致为社会规范的存在提供了证据。另外，在加入了同群效应与金融关注度和风险偏好的交叉项后发现，当个体对经济金融信息的关注度较高或更愿意承担风险时，同群效应的影响较小，这说明同群效应可能通过传递关于成本、收益和风险信息来起作用。本文还发现，社会信任对同群效应起着互补的作用，即对社会养老保险信任越高的个体更有可能受同伴的影响参保，信任更低的个体更容易受同伴的影响而退保。这些发现都为关注加强金融教育、减少不确定性以及增加对金融工具的信任等政策建议提供了依据。

本文的主要边际贡献在于：第一，分析了同群效应在农村居民金融行为中的作用，这为农户金融行为的影响因素研究提供了崭新的视角；第二，探讨了在农村养老保险相关决策中同群效应的作用机制，为提高新农保参保率、减少中断参保、提高居民缴费档次提供政策依据；第三，系统总结了同群效应的相关模型、关键问题与解决方法，本文同时区分了内生同群效应（endogenous effects）、外生效应（exogenous effects）和关联效应（correlated effects），更为准确地评估了同群效应对养老保险决策的影响，所得结论具有稳健性，为进一步研究农村居民的其他金融行为提供了参考。

本文剩余部分结构为：第二部分简要回顾相关文献；第三部分详细阐述实证分析策略与数据的描述性统计；第四部分是实证分析结果、稳健性检验和异质性分析；第五部分进一步探讨同群效应的作用机制以及同群效应和社会信任之间的关系；第六部分概括主要结论并提出政策建议。

二 文献回顾

自新农保推行以来，很多学者从不同角度研究了其政策效果，包括对劳动力供给（Huang & Zhang, 2021）、养老模式（程令国等，2013；张晔等，2016；Cheng et al., 2018）、代际支持（陈华帅、曾毅，2013）、老人贫困（郑超、王新军，2020）、家庭储蓄（马光荣、周广肃，2014）、家庭日常费用支出（岳爱等，2013；沈冰清、郭忠兴，

2018；于新亮等，2019）等多方面的影响。还有部分文献关注了新农保的相关行为及其影响因素，石绍宾等（2009）探究了个体特征和家庭特征对农民参加新型农村社会养老保险的影响，吴玉峰（2011）分析了村域社会资本对参保行为的影响，常芳等（2014）描述性地分析了对相关信息的了解对参保行为的影响。不过这些研究都基于一个重要的假设，即个体之间是独立的。然而这个独立性假设显然是有争议的，有社会联系的个体不太可能是相互独立的，人们会通过社会互动产生同群效应。Zhao & Qu（2021）发现同村其他居民参保率的增加会显著提高个体参保的概率，但没有分析该现象与社会信任的关系。由于数据、模型、识别方法等限制，国内关于个体决策间同群效应的文献并不多^①，国外有大量文献研究了同群效应在个体金融行为中扮演的角色（如 Duflo & Saez, 2002；Mugerman et al., 2014；Lieber & Skimmyhorn, 2018）。然而，这些文献的研究对象都是有固定工作和固定收入的人群，鲜有实证证据表明这个结论是否也适用于低收入和工作不稳定的人群。对于农村居民而言，由于受教育水平、认知能力和信息来源有限，金融意识不足，他们可能更容易受到同伴决策的影响。因此，我们需要知道农村居民的金融行为是否存在同群效应。

Manski（1993）最早提出了同一群体的个体可能出于三个不同的原因做出类似的行为，分别为内生同群效应、外生效应（又称情景效应）和关联效应。内生同群效应是指个体的行为会随着其同伴行为的变化而变化。内生同群效应可以产生乘数效应，进而放大外生政策冲击的效果，如果个体的参与行为受到内生同群效应的影响，那么政府通过采取激励措施促进少部分人参保，参保率就会通过社会互动而成倍增加。出于这个原因，内生同群效应往往成为研究关注的重点。

然而，内生同群效应的估计通常面临两个主要的挑战：一是如何区分内生同群效应与外生效应。外生效应是指同伴的外生特征对个体的结果产生直接的影响，即个体受到其同伴特征的影响，而不考虑是否受到其行为的影响。内生同群效应可能通过个体行为的相互影响而形成乘数效应，而外生效应则不会产生社会乘数。因此内生效应和外生效应有不同的政策含义，区分这两个效应有重要的现实意义。然而，由于同伴群体特征和同伴行为之间存在线性关系，如果使用线性模型估计则会产生反射问题，使得无法区分内生效应和外生效应（Manski, 1993）。规避反射问题的一个解决方案是假定没有外生效应或内生效应，但这样就会忽略外生效应或者内生同群效应的影响。

^① 国内关于同群效应的文献多集中在企业行为（例如，李秋梅、梁权熙，2020；江新峰、张敦力，2019）或学生之间（例如，谭娅等，2021；王春超、钟锦鹏，2018）的相互影响。

另一个解决方案是，当存在网络结构时，同伴的同伴可以作为工具变量来识别内生效应和外生效应（Lee et al., 2010; Liu & Lee, 2010）。此外，非线性模型也可以避免反射问题（Brock & Durlauf, 2007）。本文采用的 Lee et al. (2014) 的方法，即二元选择网络模型，其非线性的形式避免了反射问题的困扰。

二是如何区分内生同群效应与关联效应。关联效应是指当同一群体中的个体由于具有相似的偏好或处于共同环境而倾向于表现出相似的行为。一个群体在相同的文化背景下成长，有着一致的价值观，他们可能会做出相似的选择，如果不控制这些难以观测因素的影响可能会导致对内生同群效应的估计偏差。一个理想的做法是进行随机实验，即将个体随机分配到不同的组中（Sacerdote, 2001），如随机分配宿舍、班级等，随机实验可以很好地解决自选择偏误和遗漏变量偏误问题。Lee et al. (2010) 和 Lin (2010) 的研究表明，在没有随机实验的情况下，固定效应可以有效地分离连续变量的内生效应和关联效应，例如加入村子层面的固定效应。但对于二元模型（离散变量），由于“偶发参数（incidental parameter）”问题，群体固定效应并不可行。因此，Lee et al. (2014) 引入了群体随机效应项和更广泛层面的固定效应（如省份固定效应），用随机效应表示与解释变量不相关的因素的影响，用同伴特征等控制变量捕获与解释变量相关因素的影响，以减少关联效应造成的估计偏差。

三 实证方法、变量与数据

（一）同群效应的识别

本文的识别策略包含两个计量模型。对于是否参与、是否中断等二元决策变量，本文借鉴 Lee et al. (2014) 的异质性期望下的二元选择模型，对内生同群效应、外生效应及关联效应进行了区分，并计算了各个变量的边际效应以更直观地理解系数的含义。对于缴费金额，由于未参保个体的缴费金额为 0，被解释变量在零点出现截堵（censored），因此本文选用了 Tobit 模型进行估计（Xu & Lee, 2015）。

为了避免反射问题以及减少由不可观测因素带来的估计偏差，本文借鉴 Lee et al. (2014) 的方法，估计了一个具有异质期望的二元选择网络模型。Lee et al. (2014) 扩展了 Brock & Durlauf (2001) 的同质期望模型，将其扩展为一个具有异质理性预期的网络模型。对于内生同群效应，文献中有两种不同的假设。一些研究假设个体可以完全观察同伴的选择（如，Krauth, 2006; Soetevent & Kooreman, 2007），还有一些研究认为同伴的选择并非可以完全观察到的，而是会对其他同伴的选择概率形成同质的理性

期望（如 Manski, 1993；Brock & Durlauf, 2001, 2007）。前一种假设通常是基于特定规模的相对较小的群体，这样个体就可以完全观察同伴的选择。后者可以被看作是拥有部分或不完整信息的个体，人们对同伴的行为形成了理性预期。Lee et al. (2014) 提出的异质性期望模型，即对同伴选择的理性预期既取决于群体特征，也取决于同伴的特征，例如一个人可能会对其年轻同伴和老年同伴的参保概率形成不同的期望，这似乎是更符合现实情况的一种假设。

假设样本中有 G 组，其中 g 组有 n_g 个成员。本文将“群组”定义为一个村庄^①，即如果受访者住在同一个村庄，则属于同一群组，这个村庄的村民互为彼此的同伴。我们可以观察到 g 组中个体 i 的实际选择 y_{gi} ，如果个体 i 参加了新农保，则 y_{gi} 取值为 1，否则取值为 -1。Lee et al. (2014) 假设观测到的是稳态的情况，因此我们可以用 y 的期望值 m 来表示该模型，即 $m_{gi} = E(y_{gi}) = 1 \cdot P(y_{gi} = 1 | u_g) + (-1) \cdot P(y_{gi} = -1 | u_g)$ 。将 y_{gi} 设定为 1 和 -1 之后，期望值 m_{gi} 将取决于个体特征。模型假设所有观察到的个体特征、群体特征以及与个体选择概率直接相关的网络结构都在个体决策的信息集中。根据理性预期， g 组中个体 i 的 logit 选择概率为：

$$P(y_{gi} = 1 | u_g) = \frac{1}{1 + \exp[-2(z'_{gi}\eta + w_{gi}Z'_g\gamma + \beta w_{gi}M_g + \sigma u_g)]}$$

$$P(y_{gi} = -1 | u_g) = \frac{1}{1 + \exp[2(z'_{gi}\eta + w_{gi}Z'_g\gamma + \beta w_{gi}M_g + \sigma u_g)]} \quad (1)$$

其中 $Z_g = (z'_{g1}, \dots, z'_{gn_g})$ 表示个体的特征变量， $W_g = (w'_{g1}, \dots, w'_{gn_g})$ 是一个 $n_g \times n_g$ 的行标准化的权重矩阵，其对角线元素为 0。如果个体 i 和个体 j 属于同一个村子，那么 w_{gi} 的第 j 个元素 w_{ij} 等于 $\frac{1}{n_g - 1}$ ，否则等于 0。模型假设不可观测变量服从均值为 0，方差为 σ 的标准正态分布，即 $u_g \sim N(0, 1)$ ， σu_g 刻画了不可观测的关联效应^②。因此个体是否参加的概率受到个体特征、同伴特征、同伴是否参保以及一些不可

- ① 由于数据限制，调查问卷中通常不涉及具体的社交网络信息，因此文献中多从较广的层面去定义个体的同伴，例如从班级、年级、村庄等层面，如果研究对象为企业的话，多从行业、城市等层面定义同伴。对于村庄而言，人们的联系通常比较密切，在农忙或者有困难的时候互相帮助，因此基于村庄构建社交网络是合理的。
- ② 固定效应模型假设不可观测因素可以与解释变量相关，因此可以将不可观测因素分解为两个部分：对解释变量的线性投影，以及与解释变量不相关的投影误差，其可以通过构造均值为零。Lee et al. (2014) 引入了一组随机效应项，该项在组间是独立的，用这个随机项来捕获投影误差，所控制的其他同伴特征等控制变量可以发挥线性投影的作用。

观测因素的影响。个体将根据他所拥有的信息（自身特征、同伴特征、其他因素 u_g ）形成期望，从式（1）可以推出，个体 i 选择的期望值为：

$$E(y_{gi}) = \frac{\exp(z_{gi}\eta + w_{gi}Z_g\gamma + \beta w_{gi}M_g + \sigma u_g) - \exp(-z_{gi}\eta - w_{gi}Z_g\gamma - \beta w_{gi}M_g - \sigma u_g)}{\exp(z_{gi}\eta + w_{gi}Z_g\gamma + \beta w_{gi}M_g + \sigma u_g) + \exp(-z_{gi}\eta - w_{gi}Z_g\gamma - \beta w_{gi}M_g - \sigma u_g)} = \tanh(z_{gi}\eta + w_{gi}Z_g\gamma + \beta w_{gi}M_g + \sigma u_g) \quad (2)$$

因此，理性预期均衡 M_g 便是这个非线性系统的解：

$$M_g = (m_{g1}, \dots, m_{gi}, \dots, m_{gn_g})' = \tanh(Z_g\eta + W_gZ_g\gamma + \beta W_gM_g + \sigma u_g l_g) \quad (3)$$

其中 l_g 是一个 $n_g \times 1$ 的向量，每个元素为 1， $M_g = (m_{g1}, \dots, m_{gi}, \dots, m_{gn_g})'$ ，其中每个元素是个体选择的期望概率。群体中的个体会根据其他同伴的行为、群体特征以及自身特征形成理性期望，从公式（3）可以看出这个期望是异质性的。 γ 衡量的是外生效应， β 衡量内生同群效应。在考虑理性预期内生形成的情况下，可以用迭代极大似然法估计参数。似然函数为（4）式：

$$\ln L(\eta, \beta, \gamma, \sigma; Y_g | Z_g, W_g) = \sum_{g=1}^G \sum_{i=1}^{n_g} \left\{ \frac{1 + y_{gi}}{2} \ln[P(y_{gi} = 1)] + \frac{1 - y_{gi}}{2} \ln[P(y_{gi} = -1)] \right\} \quad (4)$$

迭代极大似然法的具体估计步骤为：首先对参数值进行初始猜测，根据式（3）求解 M ，然后将 M 代入对数似然函数中进行极大似然估计。再根据极大似然估计的结果对参数值更新，并求解新的 M ，然后将 M 继续代入似然函数中进行估计，这个过程一直持续直到参数收敛为止。

由于二元选择模型的参数含义不直观，我们需要通过进一步的计算得到各个变量的边际效应。借鉴 Lee et al. (2014) 的做法，本文使用经典的 logit 边际效应算法（以下简称“简单算法”）和 Lee et al. (2014) 提出的复杂方法估计边际效应。简单算法即为不考虑社会互动的情况下，计算自变量变动 1 单位时，个体选择概率的变化。而复杂方法是专门为异质理性预期下的社会互动设计的。复杂方法侧重于个体特征的边际变化对系统的均衡效应，边际效应分为两种：一是个体特征的外生变化直接影响他/她自己的选择概率（“changer”），另一个是个体特征的外生变化影响他人的选择概率（即外生效应），再通过社会互动间接地影响自己的选择（“affected”）。具体的计算过程详见附录。

对于缴费档次的选择，本文参考 Xu & Lee (2015) 的研究框架，选用 Tobit 模型，并使用最大似然法进行估计：

$$y_i^* = z_i\eta + \gamma \sum_{j \neq i} w_{ij}z_j + \beta \sum_{j \neq i} w_{ij}y_j + u_i$$

$$y_i = \max(y_i^*, 0) \quad (5)$$

其中, y_i^* 为潜变量, y_i 为观察到的因变量, 即居民选择的缴费档次, 在后面的回归分析中, 本文将因变量设定为缴费金额除以 100, 其他控制变量定义与前文同。类似地, η 表示个体特征的影响, γ 为情景效应, 表示同伴的特征对个体缴费档次选择的影响, β 为内生同群效应, 衡量的是同伴的缴费水平对个体缴费金额的影响。

(二) 变量与数据

本文的实证分析主要基于 2013 年和 2015 年中国家庭金融调查 (CHFS) 数据^①, 调查样本覆盖全国 29 个省 (自治区、直辖市), 267 个县 (区、县级市), 1048 个村 (居) 委会, 样本规模为 28141 户, 具有广泛的地域代表性。CHFS 数据包含了居民的人口学特征、资产与负债、社会保障与保险、支出与收入等详细信息, 非常适用于对农村居民的金融决策行为进行研究, 被国内外研究者广泛使用。调查对受访者主观态度和金融知识信息进行了全面细致的刻画, 为本文后续的机制检验提供了数据基础。该调查每两年进行一次, 追踪调查数据为研究参保后的中断决策提供了便利。

根据“新农保”参保标准, 本文对样本做了如下筛选: 第一, 剔除所有拥有非农业户口的个体; 第二, 剔除 16 岁以下及正在上学的个体, 他们都不符合新农保的参保条件; 第三, 剔除 60 岁以上的个体, 因为 60 岁以上的个体无需缴纳保险金, 可直接按月领取基础养老金; 第四, 剔除变量缺失或信息异常的个体、孤立的村民 (即样本中只有一个个体的村子)。最后, 样本由 21772 个个体组成, 其中 51% 的个体选择参保, 平均缴费水平为 142 元, 村民大都选择了较低的缴费档次。

对于参保后的中断决策, 本文利用了两年的数据 (CHFS2013 和 CHFS2015), 参保的 21772 人中有 8772 人被调查了两次, 其中有 16.8% 的人选择中断缴费。根据这两期调查, 本文在实证分析中构建一个变量来表征中断决策, 如果个人在第一次调查中参加了新农保, 但是在 2015 年没有支付养老保险费, 其值为 1, 否则为 -1。

表 1 给出了本文所用的变量及其描述性统计, 控制了个体层面的特征和家庭层

^① 新农保制度的全国试点是逐步分批进行的, 到 2012 年 8 月, 全国 2853 个县全部开展了新农保试点, 另外, 2014 年国务院决定, 将新农保和城居保两项制度合并实施, 在全国范围内建立统一的城乡居民基本养老保险制度, 因此本文主要基于 2013 年中国家庭金融调查数据进行研究。

面的特征。表 1 还列出了参保者和未参保者的描述性特征。平均而言，参保者比未参保者年龄大 5 岁，年纪大的人群参保概率更高，年轻人的参保意愿则相对较低；村干部更倾向于参保，可能是因为在推动新农保实施中起着先锋和模范作用；另外，一个家庭中老年人越多，参保的可能性就越大；参保组样本的平均家庭年收入和家庭总资产低于非参保组，表明家庭经济状况较差的个体可能有更大的概率参加新农保。

表 1 描述性统计

变量	总体		参保组		非参保组	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
是否参保	0.511	0.499	1	0	0	0
缴费水平(元)	—	—	142.061	225.412	—	—
个体特征						
性别(1 = 男)	0.485	0.500	0.481	0.500	0.488	0.500
年龄(岁)	42.590	10.329	45.117	9.236	39.955	10.743
是否为村干部(1 = 是)	0.018	0.133	0.026	0.158	0.010	0.099
自家务农(1 = 是)	0.562	0.496	0.671	0.470	0.448	0.497
是否党员(1 = 是)	0.051	0.219	0.051	0.219	0.051	0.219
是否已婚(1 = 是)	0.937	0.244	0.960	0.196	0.912	0.283
受教育年限(年)	7.619	3.606	7.093	3.481	8.167	3.652
健康水平	3.396	1.217	3.529	1.194	3.259	1.225
兄弟姐妹数量(人)	3.307	1.861	3.532	1.829	3.073	1.866
家庭特征						
老人数量(人)	0.253	0.543	0.278	0.560	0.228	0.523
儿子数量(人)	0.969	0.733	1.052	0.721	0.884	0.736
女儿数量(人)	0.819	0.860	0.896	0.899	0.739	0.810
外出成员数量(人)	0.594	0.999	0.676	1.054	0.508	0.930
家庭总收入(元, 取对数)	9.633	2.497	9.602	2.331	9.666	2.660
家庭总资产(元, 取对数)	12.215	1.370	12.161	1.236	12.272	1.494
观测值	21772		11114		10658	

注：村干部包括村长、村书记、村主任、妇女主任等；健康水平为自评健康程度，取值范围 1~5，5 代表非常健康，1 代表非常不健康；外出成员指因外出打工、参军、上学等原因而长期不居住在一起的家庭成员，其中出嫁的女儿、已经成家分家的儿子以及不共享收入共担支出的老人不算在内。

资料来源：根据 2013 年中国家庭金融调查（CHFS）数据计算得到。

四 实证结果

（一）基准回归结果

表 2 展示了参与和中断行为同群效应的估计结果，使用前文中介绍的二元选择网络模型进行估计，模型（1）和模型（3）展示了未考虑关联效应的回归结果，模型（2）和模型（4）为同时考虑了内生同群效应、外生效应和关联效应，并控制了省份固定效应的回归结果，后者为本文更为偏好的模型设置。模型（2）的估计结果表明，参与行为存在正向的内生同群效应，且在 1% 的显著性水平下显著，即个体是否参与会显著受到其同伴参与行为的影响。关联效应也是显著的，这意味着即使不存在同群效应，由于同一群体中的人面对相同的生活与制度环境，他们的行为也可能相似，因此如果忽略关联效应，同群效应的估计很有可能是有偏的。对比未考虑和考虑不可观测因素的估计结果可以发现，不考虑关联效应明显高估了内生同群效应的作用。

在控制了不可观测因素的影响后，本文发现个体年龄越大，就越有可能选择参保，村干部的参保概率更高，家庭收入与资产的系数显著为正，这说明家庭收入或资产的增加会提高居民购买保险的可能性。这些变量显著地增加了个体的参保倾向，进而又会通过社交网络影响到他们的同伴。参与行为的结果还展示了一个有趣的发现，估计结果显示儿子的数量会显著降低个体的参保概率，而女儿的数量会提高个体的参保概率，这与石绍宾等（2009）的发现比较一致。传统文化中存在“养儿防老”的观念，即个体可能认为养老的责任更应该由儿子承担而不是女儿，儿子的数量便降低了对社会养老保险的需要，女儿所承担的养老压力较小，对是否参保的影响也相对较小。研究结果还显示了显著的外生效应，同伴的特征对个体的参保决策也有显著影响，如一个个体的同伴健康水平较高，那么该个体参保的概率越大，同伴特征的影响结果丰富了现有研究。

表 2 的模型（4）展示了中断行为的结果。中断行为的同群效应在 5% 的水平上显著，说明同伴的中断行为也会提高个体中断缴费的概率。与参保结果不同的是，关联效应并不显著，因此，中断决策很可能不是由未观察到的群体关联效应驱动的。许多个体特征（如年龄、受教育年限）的系数都是显著的，且与参保决策对应的系数符号相反，这意味着这些鼓励人们参保的因素会降低中断的概率。

表 2 新农保参与和中断行为的同群效应

	参与行为				中断行为			
	(1)		(2)		(3)		(4)	
内生同群效应	0.637 ***	(0.142)	0.565 ***	(0.141)	0.537 *	(0.312)	0.536 **	(0.230)
关联效应			-0.295 **	(0.122)			-0.004	(0.189)
个体自身特征								
性别	-0.016	(0.015)	-0.092 ***	(0.016)	0.051	(0.032)	0.051	(0.031)
年龄	0.018 ***	(0.001)	0.037 ***	(0.001)	-0.024 ***	(0.002)	-0.024 ***	(0.001)
是否为村干部	0.193 ***	(0.060)	0.334 ***	(0.063)	-0.165	(0.116)	-0.165	(0.116)
自家务农	0.093 ***	(0.020)	0.149 ***	(0.020)	-0.115 ***	(0.039)	-0.115 ***	(0.039)
是否党员	-0.003	(0.003)	-0.006 ***	(0.002)	-0.069	(0.080)	-0.069	(0.079)
是否已婚	-0.092 **	(0.036)	0.039	(0.037)	-0.214 ***	(0.070)	-0.213 ***	(0.069)
受教育年限	0.149 ***	(0.035)	0.440 ***	(0.034)	-0.033 ***	(0.005)	-0.033 ***	(0.004)
健康水平	-0.006	(0.007)	-0.030 ***	(0.006)	-0.017	(0.013)	-0.016	(0.013)
兄弟姐妹数量	0.002	(0.004)	0.010 ***	(0.004)	-0.023 ***	(0.009)	-0.023 ***	(0.008)
老人数量	0.033 **	(0.014)	0.085 ***	(0.014)	0.036	(0.026)	0.035	(0.025)
儿子数量	0.018	(0.013)	-0.036 ***	(0.012)	0.012	(0.025)	0.011	(0.025)
女儿数量	0.031 ***	(0.010)	0.016	(0.010)	-0.034 *	(0.018)	-0.034 *	(0.018)
外出成员数量	-0.011	(0.008)	-0.032 ***	(0.008)	0.012	(0.016)	0.011	(0.015)
家庭总收入	-0.002	(0.003)	0.006 **	(0.003)	0.012 *	(0.007)	0.012 *	(0.007)
家庭总资产	0.040 ***	(0.007)	0.052 ***	(0.006)	-0.023	(0.015)	-0.022	(0.015)
同伴特征								
性别	-0.015	(0.065)	-0.082	(0.101)	0.071	(0.107)	0.071	(0.106)
年龄	-0.014 ***	(0.002)	-0.013 ***	(0.003)	0.012 ***	(0.004)	0.011 ***	(0.003)
是否为村干部	0.373 *	(0.212)	0.443 *	(0.227)	-0.156	(0.259)	-0.156	(0.258)
自家务农	0.104	(0.067)	0.354 ***	(0.059)	-0.106 *	(0.061)	-0.105 *	(0.061)
是否党员	-0.011 **	(0.005)	-0.021 ***	(0.006)	-0.512 ***	(0.193)	-0.512 ***	(0.193)
是否已婚	0.474 ***	(0.130)	0.619 ***	(0.133)	-0.036	(0.169)	-0.035	(0.168)
受教育年限	0.092	(0.078)	0.094	(0.102)	-0.008	(0.010)	-0.007	(0.010)
健康水平	0.072 ***	(0.022)	0.066 ***	(0.017)	-0.157 ***	(0.035)	-0.156 ***	(0.035)
兄弟姐妹数量	-0.009	(0.008)	-0.015	(0.012)	0.027	(0.019)	0.026	(0.018)
老人数量	-0.086 ***	(0.027)	-0.133 ***	(0.036)	-0.109 **	(0.054)	-0.108 **	(0.053)
儿子数量	0.028	(0.022)	0.072 ***	(0.027)	-0.119 ***	(0.044)	-0.119 ***	(0.043)
女儿数量	0.004	(0.018)	-0.074 ***	(0.025)	0.006	(0.033)	0.006	(0.033)

续表

	参与行为				中断行为			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(3)	(4)	(3)	(4)
同伴特征								
外出成员数量	0.038 **	(0.015)	0.120 ***	(0.020)	0.013	(0.028)	0.012	(0.028)
家庭总收入	0.006	(0.005)	0.029 ***	(0.007)	0.013	(0.011)	0.012	(0.011)
家庭总资产	-0.031 ***	(0.009)	-0.122 ***	(0.012)	-0.001	(0.021)	-0.000	(0.021)
常数项	-0.874 ***	(0.257)	-1.035 ***	(0.198)	0.92 ***	(0.316)	0.920 ***	(0.315)
控制省份	是		是		是		是	
观测值	21772		21772		8772		8772	

注：括号中为标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著；中断决策的回归样本为全部参保组样本。

资料来源：根据 2013 年和 2015 年中国家庭金融调查（CHFS）数据计算得到。

本文进一步分析了缴费档次选择行为中的同群效应。尽管政府给了大量的补贴，但新农保的参保情况并不是十分理想，农民普遍选择最低缴费档次（乌日图，2018）。2016 年中央一号文件中也指出要“完善城乡居民养老保险参保缴费激励约束机制，引导参保人员选择较高档次缴费”。表 3 展示了缴费档次选择中同群效应的估计结果。与参与和中断行为类似，缴费水平也具有显著的内生同群效应和外生效应。内生同群效应的估计系数显示，当同伴平均选择更高一档的缴费水平时（增加 100 元），个体选择高一档的缴费水平的概率增加 32.7%。因此，在养老保险推行的过程中，可以发挥一部分人的带头作用，利用同群效应引导更多的人选择较高档次缴费。

表 3 新农保缴费档次选择的同群效应

	被解释变量：缴费档次			
	个体自身特征		同伴特征	
内生同群效应	0.327 ***		(0.062)	
性别	-1.113 **	(0.524)	-8.945 **	(4.023)
年龄	0.110 ***	(0.032)	-0.020	(0.086)
是否为村干部	2.834	(2.006)	11.368	(10.068)
自家务农	1.413 **	(0.673)	5.170 ***	(1.221)
是否党员	0.342	(1.150)	8.709 *	(4.813)
是否已婚	4.106 ***	(1.131)	-3.099	(3.600)
受教育年限	0.322	(0.576)	-1.852	(1.682)

续表

	被解释变量：缴费档次			
	个体自身特征		同伴特征	
健康水平	-0.358	(0.219)	0.756	(0.672)
兄弟姐妹数量	0.394 ***	(0.148)	-0.393	(0.563)
老人数量	-0.278	(0.464)	-2.284	(1.673)
儿子数量	0.609	(0.418)	2.182 **	(1.041)
女儿数量	0.738 **	(0.330)	-1.058	(1.061)
外出成员数量	0.027	(0.267)	1.234 *	(0.717)
家庭总收入	-0.260 ***	(0.098)	-0.172	(0.300)
家庭总资产	0.028	(0.198)	-1.238 ***	(0.383)
常数项	20.074 ***		(0.234)	
控制省份	是			
观测值	21772			

注：括号中为标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著；该表为公式（5）的回归结果，因自变量包含个体自身特征和同伴特征，故分两列展示。

资料来源：根据 2013 年中国家庭金融调查（CHFS）数据计算得到。

（二）边际效应

由于参与行为和中断行为都属于二元变量，表 2 中得到的回归系数难以直接解释，需要计算其边际效应。为了进一步分析同群效应、个体特征和同伴特征的边际影响，本文使用简单方法和复杂方法分别计算了变量的边际效应。表 4 给出了边际效应的结果，第（1）列中的计算表明，当同伴的平均参保率增加 1 时，一个人的参保概率将增加 19.68%，此值与以往文献的研究结果一致（Rege et al., 2012）。个体自身特征的边际效应表明，村干部比不是村干部的个体参保概率高 6.99%，个体受教育年限增加一年，参保概率将增加 7.3%。同伴特征的边际效应表明，当同伴的平均受教育年限增加一年，个体的参保概率将增加 3.29%。中断决策的内生同群效应为 16.70%，即当同伴的平均退保率增加 1 时，个体中断缴费的概率将增加 16.70%，略小于参保决策的同群效应。第（3）-（4）列和第（7）-（8）列给出了复杂方法计算的结果，这种计算方法区分了个体特征的直接和间接影响，可以看出个体特征的直接边际效应远大于通过社会互动产生的间接边际效应。复杂方法计算结果的含义为个体的受教育年限增加一年，不仅促使自身参保概率增加 7.46%，而且会通过内生同群效应和外生效应的作用使得同伴的参保概率发生变化，进而使自身的参保概率增加 0.30%。

表 4 参保行为和中断行为的边际效应

	参保行为				中断行为			
	简单方法		复杂方法		简单方法		复杂方法	
	自身特征	同伴特征	Changer	Affected	自身特征	同伴特征	Changer	Affected
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
内生同群效应	19.680				16.700			
性别	-3.233	-2.873	-3.261	-0.125	1.321	1.830	1.342	0.121
年龄	0.211	-0.461	0.238	0.104	-0.603	0.302	-0.607	0.003
是否为村干部	6.993	15.434	7.295	0.571	-1.972	-4.010	-2.053	-0.237
自家务农	2.867	12.336	3.105	0.441	-1.509	-2.715	-1.576	-0.165
是否党员	-0.132	-0.722	-0.017	0.098	-0.858	-13.164	-1.100	-0.569
是否已婚	0.759	21.586	1.065	0.627	-2.924	-0.919	-2.976	-0.136
受教育年限	7.300	3.286	7.463	0.303	-0.491	-0.201	-0.502	-0.024
健康水平	-0.616	2.302	-0.477	0.160	-0.219	-4.031	-0.299	-0.179
兄弟姐妹数量	0.200	-0.528	0.316	0.107	-0.305	0.683	-0.295	0.017
老人数量	1.632	-4.652	1.723	0.033	0.452	-2.794	0.405	-0.099
儿子数量	-0.691	2.527	-0.553	0.164	0.148	-3.059	0.093	-0.122
女儿数量	0.308	-2.579	0.409	0.062	-0.437	0.153	-0.438	-0.009
外出成员数量	-0.611	4.189	-0.460	0.203	0.145	0.320	0.153	0.018
家庭总收入	0.113	1.023	0.238	0.140	0.145	0.323	0.151	0.018

注：表中的边际效应单位为百分比。

资料来源：根据 2013 年和 2015 年中国家庭金融调查（CHFS）数据计算得到。

（三）稳健性检验

许多心理学研究表明，当目标个体的一个或多个特征接近参照群体的特征时，社会互动对个体行为的影响更大，人们可能更倾向于与同龄、经济水平相近或子女数量相近的人做出相似的决定。因此，本文使用家庭/个人特征来度量两个个体的相似性，进而建立权重矩阵。个体特征越相近，赋予的权重越大。第一个权重矩阵是根据个体年龄构造的，权重为两个个体年龄之差（绝对值）的倒数，如果两个个体年龄相同，则权重取值 2。权重矩阵的第二种设定是基于家庭收入，首先将该省家庭收入 5 等分，划分为 5 个收入区间，最富有和最贫穷的 1/5 将分别被赋值为 5 和 1，然后可以计算收入差（绝对值）的倒数来得到权重。第三个是通过类似的方法，使用孩子的数量构建的，权重为两个个体孩子数量差异（绝对值）的倒数，如果两个个体孩子数量相同，则权重赋值为 2。如果个体 i 和 j 居住在不同的村庄，则权重矩阵的 (i, j) 元素为 0，对角线元素也为 0，因此权重矩阵是对称的。所有权重矩阵均进行行标准化处理。结果

如表 5 所示, 所有模型都考虑了内生同群效应、外生效应、关联效应和省份固定效应。由于篇幅限制, 表 5 主要列出本文感兴趣的内生同群效应的回归系数及显著性水平。可以看出, 参保行为和中断行为的内生同群效应在家庭经济地位相似的人群中最大, 说明个体更会参考与其家庭收入相近的个体的决策。这意味着, 在实施政策激励的过程中, 需要将居民的个体特征纳入考虑, 如果可以激励不同收入水平的居民都有人参与, 就可以通过社会互动以低成本的方式放大政策干预的效果。表 5 的结果也显示了无论使用哪种权重矩阵的构建方法, 内生同群效应都在 1% 的显著性水平上显著为正, 说明本文的结果是稳健的。

表 5 稳健性检验: 改变同伴定义

同伴定义	参保行为			中断行为		
	年龄	收入	孩子数量	年龄	收入	孩子数量
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
内生同群效应	0.569 *** (0.074)	0.946 *** (0.043)	0.596 *** (0.072)	0.650 *** (0.108)	0.701 *** (0.103)	0.499 *** (0.150)
关联效应	-1.229 *** (0.132)	-0.181 *** (0.044)	-0.859 *** (0.136)	-0.012 (0.080)	-0.009 (0.076)	-0.022 (0.092)
常数项	-0.236 *** (0.071)	-1.025 *** (0.092)	-0.054 (0.060)	0.706 *** (0.160)	0.631 *** (0.161)	0.729 *** (0.178)
控制个体特征	是	是	是	是	是	是
控制同伴特征	是	是	是	是	是	是
控制省份	是	是	是	是	是	是
观测值	21772	21772	21772	8772	8772	8772

注: 所有的模型都控制了个体特征、同伴特征及省份固定效应; 括号中为标准误; ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著。

资料来源: 根据 2013 年和 2015 年中国家庭金融调查 (CHFS) 数据计算得到。

(四) 异质性分析

接下来, 本文对同群效应进行了异质性分析, 包括年龄、性别和受教育水平, 表 6 展示了异质性分析的结果。本文以 45 岁为界划分样本, 因为新农保规定至少缴费 15 年, 45 岁以上的个体和 45 岁以下的个体将面临不同的政策要求。按年龄细分的结果表示, 45 岁以上的人群和 45 岁以下的人群中均存在显著的同群效应, 且老年人的内生同群效应大于年轻人, 随着人们年龄的增长, 养老需求也在增长, 年纪大的人更有可能参考其同伴的相关决策。按性别划分的结果显示, 男性和女性群体之间都存在显著为正的内在同群效应, 且同群效应都强于使用整个样本估计的结果, 表明同一性别群体

内的决策对个体决策的影响更大。此外，男性居民的同群效应大于女性居民，一种可能的解释是，男性居民可能在农村经济和社会活动中处于强势地位，在推行新农保的过程中，由于更多的社会和经济互动，男性的决策更有可能受到男性同伴的选择的影响，这与林本喜和王永礼（2012）的发现一致。本文还探讨了不同教育水平个体的同群效应，按照受教育程度划分为高中及以上和高中以下两个子样本。结果显示，受教育程度较低的人更容易受到同伴的影响，受过高等教育的人可能更有分析和理解信息的能力，并能独立地做出决定。

表 6 不同群组中参保行为的同群效应

	年龄		性别		受教育程度	
	45 岁以下	45 岁及以上	男	女	高中及以上	高中以下
内生同群效应	0.416 ** (0.186)	0.539 ** (0.222)	0.680 *** (0.154)	0.579 *** (0.156)	0.413 * (0.237)	0.697 *** (0.113)
关联效应	-0.541 *** (0.190)	-0.205 (0.158)	-0.561 *** (0.147)	-0.039 (0.147)	-0.204 (0.245)	-0.268 *** (0.101)
控制个体特征	是	是	是	是	是	是
控制同伴特征	是	是	是	是	是	是
控制省份	是	是	是	是	是	是
观测值	11684	10088	10551	11221	3632	18140

注：所有的模型都控制了个体特征、同伴特征及省份固定效应；括号中为标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著。

资料来源：根据 2013 年中国家庭金融调查（CHFS）数据计算得到。

五 同群效应的进一步讨论

（一）参与意愿中的同群效应

尽管各级政府付出了很大的努力，但农村居民，尤其是年轻的农村居民，对新农保的参与热情不足，大多数农民选择了最低的缴费水平（马光荣、周广肃，2014），2016 年有 95% 以上参保人选择最低档缴费（乌日图，2018）。林本喜和王永礼（2012）利用福建省的调查数据发现，实际意愿是影响缴费水平选择的主要因素。因此，如果只关注参保率，而忽略了参与意愿和参与行为之间的差异，将不利于新农保相关政策的调整，难以达到预期的效果。

为此，本文还评估了参保意愿的同群效应。“参保意愿”对应的问题是：“您有

计划过养老吗？如果有，主要的养老计划是什么？（可多选）”。选项包括个人储蓄和投资、子女赡养、社会养老保险、离退休工资、商业养老保险、配偶或亲属支持等。如果个人有养老金计划，且选择社会养老保险作为一种方式，则本文假设其有意愿参加，因变量取 1，否则取 -1。在控制了个体特征、同伴特征、关联效应及省份固定效应后，本文发现参保意愿并不存在显著的同群效应^①，这表明虽然同伴的决定可能会鼓励人们做出类似的决定，但同伴的参保意愿对个体的参保意愿没有显著影响。

（二）同群效用的机制检验

除了研究同伴是否影响与新农保相关的选择外，探讨同群效应通过何种渠道发挥作用也很重要。不同的机制可能具有不同的政策含义，因此区分社会互动的作用机制是十分必要的。一个可能的机制是，同群效应可能产生于从众的欲望，也就是说，每个个体都希望尽可能地遵从其参照群体的社会规范。长期以来，养儿育女以及家庭代际支持的“孝道”一直是中国社会的传统社会规范。随着养老金改革的推进和社会价值观的变化，依托国家的社会保障体系成为一种新的选择。然而，没有个体主观态度的信息数据，很难识别出社会规范效应，但参保意愿和参保行为之间的差异为社会规范的存在提供了一些证据（Farris & Schopflocher, 1999）。个体可以通过观察同伴的行为来了解社会规范，进而做出与群体行为一致的决策，但是意愿是难以观察的，因此个体参保意愿并不会受到他人或者社会规范的影响。

另一个渠道是关于参保或退保的收益、成本和风险的信息传递。农民本身不太了解养老保险，没有保险意识，对于保险的印象可能来自不完整（有时是不正确）的信息，甚至取决于直觉（Giesbert & Steiner, 2015）。在农村大多数人的教育水平很低，更不用说接受过正规的金融或经济学知识的培训，人们的主要信息来源是政府宣传、电视、报纸或其他新媒体，对政策可能存在误读。Cai et al. (2015) 发现，社会网络可以传递信息，从而使人们更好地了解保险。来自同伴的信息增加了对该政策的了解，这应该会增加金融知识水平较低的个体的参保倾向。与此同时，人们对养老保险政策的担忧也在增加，因为这些政策并非一成不变的。农民可能会担心重大政策变化，或担心由于经济增长放缓、人口老龄化等因素，他们在 60 岁后无法领取养老金，或者担心新农保将来根本无法解决自己的养老问

^① 由于篇幅限制，本部分结果未在正文中展示，有兴趣的读者可向作者索取。

题。来自同伴的信息的增加可能会减少这种不确定性，进而增加风险厌恶者的参保倾向（De Giorgi & Pellizzari, 2014）。因此，本文认为对经济金融信息关注度比较高的个体较少依赖同伴传递的信息，对风险容忍度高的个体较少受到同伴传递的信息的影响。

本部分将集中讨论新农保的参保和中断行为。借鉴 Cai et al. (2015) 的做法，在式 (3) 的基础上，本文加入了同群效应与调节变量的交互项来检验同群效应的作用机制：

$$M_g = \tanh(Z_g \eta + W_g Z_g \gamma + \beta W_g M_g + \tau D_g + \alpha D_g W_g M_g + \sigma u_g l_g) \quad (6)$$

其中， $D_g \equiv \text{diag}(d_{g1}, \dots, d_{gi}, \dots, d_{gn_g})$ 为调节变量，其他变量与前文中含义一样，本文构造了两个不同的调节变量来理解同群效应对个人行为的影响：金融关注度和风险偏好。金融关注度衡量的是人们平时对经济、金融方面信息的关注程度，数字 1 到 5 分别代表从“从不关注”到“非常关注”。风险偏好的定义是根据对该问题的回答：“如果您有一笔钱，您愿意选择哪种投资项目？”本文采用从 1 到 5 的简单排序方法来反映风险偏好水平的增加^①。本文主要关注的系数为 α ，即同群效应与调节变量的交叉项的系数。如果同群效应通过传递参保的利益和成本的信息或通过减少对项目的不确定性而起作用，那么预期交叉项的系数 α 小于 0。

与公式 (3) 的估计方法类似，本文使用迭代极大似然法对参数进行估计。表 7 的 Panel A 展示了金融关注度作为调节变量的结果，可以看出内生同群效应和金融关注度的估计系数显著为正，说明同伴的选择和金融关注度对参保行为都有积极影响。加入同群效应和金融关注度的交叉项后，发现交互项与参保行为之间存在负相关关系（在 1% 的显著水平上显著），表明对于金融关注度较高的个体，同群效应在参保行为中发挥的作用比金融关注度较低的个体更小。对于中断行为，同群效应具有正向影响，而金融关注度具有负向影响，说明对金融经济信息比较关注的个体参保概率更高、中断缴费概率更低。加入交互项后，发现同群效应与金融关注度交互项的系数显著为负，结果与本文的预测一致，即当人们对经济和金融信息给予更多关注时，同群效应的重要性就降低了。这一结果表明了金融教育的重要性，居民可以通过金融教育获取金融服务的基本信息，这也可以为跨期效用最大化的决策提供指导。

① 如果个体选择高风险、高回报的项目，该变量取值为 5；如果个体选择略高风险、略高回报的项目，该变量取值为 4；如果个体选择平均风险、平均回报的项目，该变量取值为 3；如果个体选择略低风险、略低回报的项目，该变量取值为 2；如果个体选择不愿意承担任何风险，该变量取值为 1。

Panel B 展示了风险偏好的回归结果。对于参保行为，风险偏好的系数显著为负，说明风险厌恶的个体参保概率更高。风险偏好与同群效应的交互项系数为负且在 5% 的显著性水平上显著，表明对于风险更偏好的个体更不易受到同群效应的影响。对于中断行为，风险偏好和交互项的估计系数均接近于零且不显著，表明个体对风险的态度在中断行为中几乎不起作用。结合 Panel A 的结果来看，参保决策的同群效应确实是通过传递成本收益或风险信息起作用的，而中断行为的同群效应仅通过传递成本收益的信息起作用。虽然本文不能识别出不同信息的相对重要性，但估计结果表明，收益、成本和风险的信息都在同群效应中扮演着重要角色，是社会互动推动农村居民金融参与的作用机制。

表 7 同群效应的机制检验

	参保行为		中断行为	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A: 同群效应与金融关注度				
内生同群效应	0.626 *** (0.193)	0.650 *** (0.201)	0.701 *** (0.214)	0.566 ** (0.245)
金融关注度	0.045 *** (0.007)	0.040 *** (0.007)	-0.063 *** (0.013)	-0.147 *** (0.046)
内生同群效应 * 金融关注度		-0.097 *** (0.022)		-0.227 *** (0.071)
Panel B: 同群效应与风险偏好				
内生同群效应	0.611 *** (0.196)	0.605 *** (0.192)	0.495 * (0.274)	0.565 ** (0.271)
风险偏好	-0.047 *** (0.016)	-0.020 *** (0.006)	0.006 (0.011)	0.026 (0.062)
内生同群效应 * 风险偏好		-0.115 ** (0.056)		-0.040 (0.082)
控制关联效应	是	是	是	是
控制个体特征	是	是	是	是
控制同伴特征	是	是	是	是
控制省份	是	是	是	是
观测值	21772	21772	8772	8772

注：所有的模型都控制了关联效应、个体特征、同伴特征及省份固定效应；括号中为标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著。

资料来源：根据 2013 年和 2015 年中国家庭金融调查（CHFS）数据计算得到。

（三）同群效应与社会信任

本文进一步探讨社会信任与同群效应之间的关系。社会信任是根据调查问卷中“如果您购买了政府的养老保险，您是否相信将来它会按照承诺的那样给您钱？”的回答定义的，数字1到5分别代表从“完全不可以相信”到“完全相信”。表8展示了同群效应与社会信任的相互作用的估计结果。对于参保行为而言，社会信任的系数显著为正，对于中断行为，社会信任的系数显著为负，这说明对于养老保险的信任度越高，个体参保的概率越高，且中断缴费的概率越低，这与丁从明等（2019）的研究结论一致。加入社会信任与同群效应的交叉项后发现，参保行为的交叉项的系数在1%的显著性水平上显著为正，中断行为的交叉项的系数在1%的显著性水平上显著为负。这表明对于养老保险的信任可以加强同群效应对参保的影响，同时削弱同群效应对退保的影响。这一发现表明，社会信任在促进新农保实施中发挥着与同群效应互补的作用。

表8 同群效应与社会信任的相互作用

	参保行为		中断行为	
	(1)	(2)	(3)	(4)
内生同群效应	0.765 *** (0.184)	0.515 *** (0.134)	0.514 * (0.297)	1.085 * (0.566)
社会信任	0.178 *** (0.008)	0.194 *** (0.009)	-0.029 ** (0.013)	-0.217 *** (0.069)
内生同群效应 * 社会信任		0.115 *** (0.026)		-0.298 *** (0.111)
控制关联效应	是	是	是	是
控制个体特征	是	是	是	是
控制同伴特征	是	是	是	是
控制省份	是	是	是	是
观测值	16284	16284	7419	7419

注：所有的模型都控制了关联效应、个体特征、同伴特征及省份固定效应；观测值的减少是因为社会信任变量存在缺失值；括号中为标准误；***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著。

资料来源：根据2013年和2015年中国家庭金融调查（CHFS）数据计算得到。

六 结论

本文试图探讨社会互动对农村居民金融行为的影响及作用机制，估计新农保相关

行为中的同群效应。由于反射问题、不可观测因素的影响，识别内生同群效应往往是困难的。本文利用二元选择网络模型，同时区分了内生同群效应、外生效应和关联效应，发现参保行为、中断行为和缴费档次的选择都存在显著的内生同群效应和外生效应，表明内生同群效应可以作为一种潜在的政策工具来促进参保及提高居民缴费档次，但参与意愿不存在显著的同群效应。当预期同伴的平均参保选择增加 1 时，个体参保的可能性增加 19.68%，而当预期同伴的平均退保增加 1 时，参保者中断缴费的可能性增加 16.70%，这些结果在统计上是显著的，且对不同权重矩阵的设置是稳健的。从异质性分析来看，同群效应在年龄较大、男性和受教育程度较低的人群中更大。

除了估计同群效应之外，本文还试图探究个体的决定是如何受到其同伴影响的。参与行为与参与意愿的差异表明同群效应可能是通过社会规范起作用的，金融关注度、风险偏好与同群效应的交互解释了同群效应通过传递利益、成本和风险的信息增加了个体的参与概率，通过传递成本收益的信息降低了中断的概率。此外，还发现信任和同群效应之间存在显著的互补效应，社会信任可以加强同群效应对参与决策的影响，同时削弱同群效应对缴费中断的影响，表明信任可以发挥“润滑剂”的作用，来促进新农保的实施。

这些结果提供了三个重要的政策含义。首先，对于农村社会养老保险而言，党的十九大报告提出，要全面实施全民参保计划。这要求各地区不仅要了解未参保人员的具体情况，更重要的是，要让更多的农民了解到政策的成本收益、提高农民对养老保险的信任程度，发挥社会互动的作用，提高参保率、减少退保率，并进一步提高缴费水平，逐步从家庭养老向社会养老转变。其次，经济激励和个人特征并不是个体决定是否使用金融产品和服务的唯一因素，个体行为还会受到同伴的行为、特征及其环境的影响，发挥好社会网络在个体决策中的作用可以更有效地动员农村居民参加到金融体系里面来。最后，这些结果为提供信息和加强金融教育提供了理论依据，提高农村居民的金融意识，特别是对具有强烈同群效应的群体，如果传播金融知识或金融教育使得少数人参与或者选择更高水平的金融产品，这可能会通过“滚雪球”效应放大政策干预的影响。

附录：

边际效应的计算

令 $\theta = (\eta', \gamma', \beta')$ ， $r_{gi} = (z_{gi}'w_{gi}Z_g'w_{gi}M_g)$ 。对于简单算法而言，边际效应可以根据以下公式进行计算：

连续变量： $\frac{\partial P(y_{gi}=1)}{\partial r'_{gi}} = 2P(y_{gi}=1)(1-P(y_{gi}=1))\eta$

离散变量： $P(y_{gi}=1|z_{gi}=1) - P(y_{gi}=1|z_{gi}=0)$

第二种计算边际效应的方法相对复杂，对于第 k 个连续变量，直接效应和间接效应的计算公式分别为：

$$\frac{\partial P(y_{gi}=1)}{\partial z_{gik}} = 2P(y_{gi}=1)(1-P(y_{gi}=1))\left(\eta_k + \beta w_{gi} \frac{\partial M_g}{\partial z_{gik}}\right) \text{ 和}$$

$$\frac{\partial P(y_{gi}=1)}{\partial z_{gik}} = 2P(y_{gi}=1)(1-P(y_{gi}=1))\left(w_{gi} \frac{\partial Z_g}{\partial z_{gik}} \gamma + \beta w_{gi} \frac{\partial M_g}{\partial z_{gik}}\right), \text{ 其中 } \frac{\partial M_g}{\partial z_{gik}} =$$

$$\left(I_{N_g} - \beta \frac{\partial \tanh(T)}{\partial T'} W_g\right)^{-1} \frac{\partial \tanh(T)}{\partial T'} \times \left(\frac{\partial Z_g}{\partial z_{gik}} \eta + W_g \frac{\partial Z_g}{\partial z_{gik}} \gamma\right)。$$

对于第 k 个离散变量，边际效应的计算公式为 $P(y_l=1|z_{gik}=1, M(z_{gik}=1)) - P(y_l=1|z_{gik}=0, M(z_{gik}=0))$, $l=i$ 或 j 。

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, 第 92-101 页。
- 陈华帅、曾毅 (2013), 《“新农保”使谁受益：老人还是子女?》, 《经济研究》第 8 期, 第 55-67 页。
- 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, 第 42-54 页。
- 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, 第 109-123 页。
- 江新峰、张敦力 (2019), 《产业政策：一视同仁还是厚此薄彼——来自企业投资同群效应的证据》, 《财贸研究》第 3 期, 第 15-30 页。
- 李秋梅、梁权熙 (2020), 《企业“脱实向虚”如何传染? ——基于同群效应的视角》, 《财经研究》第 8 期, 第 140-155 页。
- 林本喜、王永礼 (2012), 《农民参与新农保意愿和行为差异的影响因素研究——以福建省为例》, 《财贸经济》第 7 期, 第 29-38 页。
- 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，第 116 - 129 页。
- 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，第 90 - 107 页。
- 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，第 42 - 48 页。
- 孙文基、孙骏可 (2012)，《江苏省新型农村社会养老保险制度的调查和思考》，《农业经济问题》第 4 期，第 98 - 103 页。
- 谭娅、封世蓝、张庆华、龚六堂 (2021)，《同群压力还是同群激励？——高中合作小组的同群效应研究》，《经济学 (季刊)》第 2 期，第 533 - 556 页。
- 王春超、钟锦鹏 (2018)，《同群效应与非认知能力——基于儿童的随机实地实验研究》，《经济研究》第 12 期，第 177 - 192 页。
- 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，第 3 - 14 页。
- 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，第 64 - 76 页。
- 于新亮、上官熠文、刘慧敏 (2019)，《新农保、隔代照顾与儿童健康》，《中国农村经济》第 7 期，第 125 - 144 页。
- 岳爱、杨鑫、常芳、田新、史耀疆、罗仁福、易红梅 (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，第 101 - 108 页。
- 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，第 817 - 844 页。
- 赵建国、海龙 (2013)，《“逆向选择”困局与“新农保”财政补贴激励机制设计》，《农业经济问题》第 9 期，第 77 - 84 页。
- 郑超、王新军 (2020)，《“新农保”政策对老年人扶贫绩效的影响研究》，《财经研究》第 3 期，第 124 - 138 页。
- Agarwal, Sumit & Bhashkar Mazumder (2013). Cognitive Abilities and Household Financial Decision Making. *American Economic Journal: Applied Economics*, 5 (1), 193 - 207.
- Agarwal Sumit, John Driscoll, Xavier Gabaix & David Laibson (2009). The Age of Reason: Financial Decisions over the Life Cycle and Implications for Regulation. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2009 (2), 51 - 117.
- Brock, William & Steven Durlauf (2001). Discrete Choice with Social Interactions. *The*

- Review of Economic Studies*, 68 (2), 235 – 260.
- Brock, William & Steven Durlauf (2007). Identification of Binary Choice Models with Social Interactions. *Journal of Econometrics*, 140 (1), 52 – 75.
- Bursztyn Leonardo, Florian Ederer, Bruno Ferman & Noam Yuchtman (2014). Understanding Mechanisms Underlying Peer Effects: Evidence from a Field Experiment on Financial Decisions. *Econometrica*, 82 (4), 1273 – 1301.
- Cai, Jing, Alain De Janvry & Elisabeth Sadoulet (2015). Social Networks and the Decision to Insure. *American Economic Journal: Applied Economics*, 7 (2), 81 – 108.
- Cheng, Lingguo, Hong Liu, Ye Zhang & Zhong Zhao (2018). The Heterogeneous Impact of Pension Income on Elderly Living Arrangements: Evidence from China's New Rural Pension Scheme. *Journal of Population Economics*, 31 (1), 155 – 192.
- Dahl, Gordon, Katrine Løken & Magne Mogstad (2014). Peer Effects in Program Participation. *The American Economic Review*, 104 (7), 2049 – 2074.
- De Giorgi, Giacomo & Michele Pellizzari (2014). Understanding Social Interactions: Evidence from the Classroom. *The Economic Journal*, 124 (579), 917 – 953.
- Duflo, Esther & Emmanuel Saez (2002). Participation and Investment Decisions in a Retirement Plan: The Influence of Colleagues' Choices. *Journal of Public Economics*, 85 (1), 121 – 148.
- Farris, Karen & Donald Schopflocher (1999). Between Intention and Behavior: an Application of Community Pharmacists' Assessment of Pharmaceutical Care. *Social Science & Medicine*, 49 (1), 55 – 66.
- Giesbert, Lena & Susan Steiner (2015). Client Perceptions of the Value of Microinsurance: Evidence from Southern Ghana. *Journal of International Development*, 27 (1), 15 – 35.
- Huang, Wei & Chuanchuan Zhang (2021). The Power of Social Pensions: Evidence from China's New Rural Pension Scheme. *American Economic Journal: Applied Economics*, 13 (2), 179 – 205.
- Krauth, Brian (2006). Simulation-based Estimation of Peer Effects. *Journal of Econometrics*, 133 (1), 243 – 271.
- Lee, Lung-fei, Ji Li & Xu Lin (2014). Binary Choice Models with Social Network under Heterogeneous Rational Expectations. *Review of Economics and Statistics*, 96 (3), 402 – 417.

- Lee, Lung-fei, Xiaodong Liu & Xu Lin (2010). Specification and Estimation of Social Interaction Models with Network Structures. *The Econometrics Journal*, 13 (2), 145 – 176.
- Lieber, Ethan & William Skimmyhorn (2018). Peer Effects in Financial Decision-making. *Journal of Public Economics*, 163, 37 – 59.
- Lin, Xu (2010). Identifying Peer Effects in Student Academic Achievement by Spatial Autoregressive Models with Group Unobservables. *Journal of Labor Economics*, 28 (4), 825 – 860.
- Liu, Xiaodong & Lung-fei Lee (2010). GMM Estimation of Social Interaction Models with Centrality. *Journal of Econometrics*, 159 (1), 99 – 115.
- Madrian, Brigitte & Dennis Shea (2001). The Power of Suggestion: Inertia in 401 (k) Participation and Savings Behavior. *The Quarterly Journal of Economics*, 116 (4), 1149 – 1187.
- Manski, Charles (1993). Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem. *The Review of Economic Studies*, 60 (3), 531 – 542.
- Mugerman, Yevgeny, Orly Sade & Moses Shayo (2014). Long Term Savings Decisions: Financial Reform, Peer Effects and Ethnicity. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 106, 235 – 253.
- Rege, Mari, Kjetil Telle & Mark Votruba (2012). Social Interaction Effects in Disability Pension Participation: Evidence from Plant Downsizing. *The Scandinavian Journal of Economics*, 114 (4), 1208 – 1239.
- Sacerdote, Bruce (2001). Peer Effects with Random Assignment: Results for Dartmouth Roommates. *The Quarterly Journal of Economics*, 116 (2), 681 – 704.
- Soetevent, Adriaan & Peter Kooreman (2007). A Discrete-choice Model with Social Interactions: with an Application to High School Teen Behavior. *Journal of Applied Econometrics*, 22 (3), 599 – 624.
- Xu, Xingbai & Lung-fei Lee (2015). Maximum Likelihood Estimation of a Spatial Autoregressive Tobit Model. *Journal of Econometrics*, 188 (1), 264 – 280.
- Zhao, Chuanmin & Xi Qu (2021). Peer Effects in Pension Decision-making: Evidence from China's New Rural Pension Scheme. *Labour Economics*, 69, 101978.

Social Interaction and Peasant Financial Decisions: Evidence from the New Rural Pension Insurance

Zhao Chuanmin & Qu Xi

(Antai College of Economics & Management, Shanghai Jiao Tong University)

Abstract: Social interaction between individual behaviors could generate multiplier effect, thereafter significantly affecting the economic equilibrium and welfare level of the whole society. This paper uses data of China Household Finance Survey (CHFS) in 2013 and 2015 to study the effects and mechanisms of peer effects on pension-related decisions. The results show that individual decision-making on insurance program participation, interruption decision, and amount of contribution, are all significantly affected by peers, and the peer effect is particularly stronger among older, men, and less educated people. However, individual intention of participation is not significantly affected by peers' intention. In exploring the mechanism of peer effect, the paper reveals that the mechanisms of peer effects are mainly through social norms and transmission of information about benefits, costs and risks of decision-making. Finally, we find that social trust plays a complementary role with peer effects. Overall, by providing empirical evidence for adequately understanding of the peer effect on rural household participation in financial services, this paper is helpful for the implementation of China's rural revitalization strategy.

Keywords: peasant financial decisions, peer effects, rural pension

JEL Classification: Z13, I38, H55

(责任编辑：一帆)