

赵 虎,王玉玲,张 凡,等. 社会网络是否影响农户的环境补偿意愿? [J]. 江苏农业科学,2024,52(21):266-275.

doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2024.21.035

## 社会网络是否影响农户的环境补偿意愿?

赵 虎<sup>1</sup>,王玉玲<sup>2</sup>,张 凡<sup>3</sup>,黄 俊<sup>4</sup>

(1. 江苏省农业科学院农业经济与发展研究所/江苏乡村振兴局开发指导处,江苏南京 210014;

2. 江苏省农业绿色发展研究会,江苏南京 210014; 3. 南京农业大学金融学院,江苏南京 211131; 4. 江苏省农业科学院,江苏南京 210014)

**摘要:**规模化养殖场带来的环境污染问题引发了养殖场与周边农户之间的纷争,纠纷快速解决取决于企业能准确地把握周边居民的受偿意愿。为了探究社会网络在农户环境补偿意愿的影响,基于某国际食品公司养殖场附近 181 个农户家庭的调查数据,采用条件估值法量化农户受偿意愿,运用 Ucinet 测算农户社会网络参数,借助 Logit、Tobit 与 OLS 模型评估社会网络对于农户受偿意愿的影响。结果表明:社会网络对农户是否接受金钱补偿无显著影响,但对于愿意接受补偿农户而言,社会网络显著影响其受偿意愿;具体而言,点度中心度、中间中心度均正向影响农户的受偿意愿,接近中心度负向影响农户的受偿意愿,即靠近社会网络中心的农户受偿意愿更高。这是因为靠近中心地位的农户,在交往路径上具有控制群体间信息传递的能力,因此可能对其他农户的受偿意愿产生影响,农户在做出受偿意愿决策时往往会向高社会地位的农户看齐。因此,本文认为规模化养殖场应基于相应指标定位关键人群以有效解决纷争,稳定生产。

**关键词:**环境污染;社会网络;受偿意愿;条件估值法

**中图分类号:**F323.22;F325 **文献标志码:**A **文章编号:**1002-1302(2024)21-0266-09

随着畜牧业的产业化发展,集约化养殖带来的环境问题也日益受到关注。已有研究表明,规模养殖会加剧畜禽污染。一方面,规模化程度高的养殖场,缺乏配套耕地吸收畜禽污染物;另一方面,在环保资金缺乏的压力下,无害化处理设施投资不足,大量集中的畜禽污染物未经过环保处理就直接排入环境中,对水体、土壤和空气造成严重污染<sup>[1-2]</sup>。

由于环境污染,居民对养殖企业的抗议行为频频曝出,政府文件以及文献资料也显示居民对畜禽养殖污染的投诉频次在不断上升<sup>[3]</sup>。这些纠纷和冲突是由于养殖企业造成的环境污染降低了居民的生活质量,带来了健康风险<sup>[4-5]</sup>。面对这样的矛盾,养殖企业一般采用为居民提供经济补偿的方式解决问题,经济补偿可以维持居民福利水平,被认为是解决企业与居民纠纷的有效方案<sup>[6]</sup>。

纠纷能否快速解决取决于企业能否准确地把

握周边居民的受偿意愿(willingness to accept, WTA)。已有诸多学者关注受偿意愿的影响因素,并主要聚焦于禀赋条件、认知水平、影响预期等方面<sup>[7-11]</sup>。嵌入性观点表明,行为人个体在做出相关决策时并不是完全独立的,其所嵌入的社会关系网络对其决策行为具有较大影响<sup>[12]</sup>,网络中的个体可以根据相互交流获取的信息进行决策。此外,社会网络也可通过作用于嵌入其中个体的兴趣和意愿来影响个体的决策。再者,社会网络具有塑造社会规范的功能,当个体行为意向从社交网络中的多个其他个体处获得支持时,个体采取行动的可能性就更大<sup>[13]</sup>。

在具有“地缘社会”和“亲缘社会”特征的我国农村,社会网络对农户决策的影响更加明显。以“地缘、亲缘”为基础形成的一群特定个人之间的关系网,是个人生活的社会结构,对个体消费与技术采纳等行为决策具有显著影响<sup>[14-15]</sup>。我国农村社会具有显著的“差序格局”特征,农村社会网络正是以农民个体为节点,通过一定的关系相互连接而形成的社会网络<sup>[16-18]</sup>。在农村偏远地区,由于通信设施的落后和交通不便,农户对信息的获取依旧靠农户之间长期来往形成的社会关系网络,在不确定或含糊不清的情况下社会关系网络对塑造人们看法、

收稿日期:2024-04-09

基金项目:江苏高校哲学社会科学研究一般项目(编号:2022SJYB0053);

江苏省农业科学院基本科研业务专项[编号:ZX(23)2104]。

作者简介:赵 虎(1986—),男,江苏扬州人,硕士,从事乡村振兴与农村发展研究。E-mail:zhao8312217@163.com。

通信作者:黄 俊,硕士,研究员,从事农业科研管理和农业政策研究。E-mail:jsnkyhj@126.com。

进行决策方面具有特别重要的作用<sup>[19]</sup>。受文化水平、信息传播渠道等的限制,农村居民对环境污染的认知往往是很模糊的,因此农户对于环境污染的受偿意愿受到自身社会网络极大的影响。

综上,养殖企业需要对农户进行经济补偿弥补效用损失,而农户的受偿意愿并不能孤立产生和发挥效应,社会关系必然嵌入其中,其对农户的受偿意愿究竟发挥着怎样的作用有待检验。鉴于此,本研究以养殖企业所在的 8 个村为研究区域,共选取 181 位农户为研究对象,分析社会网络对农户受偿意愿的影响以及社会网络中哪些成员会对其他农户的受偿意愿产生重要影响。

## 1 研究方法、数据来源与变量说明

### 1.1 研究方法

受偿意愿(WTA)表示农户对于养殖企业污染的受偿意愿,是为了补偿原始环境和当前环境之间的效用差。虽然大多数普通商品在市场上具有公平价值,但良好的空气和水资源等公共产品由于没有市场有时并不能用货币来衡量。相关文献通常以 Randall 等提出的条件估值法(CVM)衡量非市场商品和服务的价值<sup>[20]</sup>,本研究根据条件价值评估方法的指导方针,向受访者提供了一个假设的场景,并询问了他们的受偿意愿,内容如下:

该养殖场的建立造成了难闻的气味、蚊子数量的增加和潜在的水资源污染,对于环境恶化你觉得养殖企业需要给您多少钱的补偿?

受访者将从 0、10 ~ 50、51 ~ 100、101 ~ 150、151 ~ 500 元以及 500 元以上(需填写具体金额)序列中做出选择。这被广泛认为是在 CVM 中得到可靠估计的一种非常有效的方法。

对于选择 0 元为补偿额的受访者,他们将要回答 1 个开放式问题:

您不需要补偿的原因是什么?

A:污染不严重,不需要补偿;

B:环境质量的好坏对我的影响不大,不需要补偿;

C:污染对我的影响非常大,金钱无法补偿;

D:其他原因。

出现选择零值为补偿额的原因正如上述选项所示,一方面可能是受访者认为养殖场的污染不大或污染对其影响不大,不需要金钱补偿;另一方面可能是受访者认为污染对其影响非常大,金钱无法

弥补。前者是“真实零”,后者是“抗议零”。本研究将答案 A 和 B 定义为“真实零”,“真实零”意味着受访者认为养殖场引起的环境变化不会减少他的效用,所以没有必要接受补偿。而将答案 C 定义为“抗议零”,“抗议零”意味着无论得到多少补偿,都无法达到原有的效用水平,在这种情况下,“抗议零”代表无穷大的 WTA。在开放式回答 D 中,比如“我不相信公司会支付这笔钱”,或者“我最终拿不到钱”,因此他们选择了 0 元。这时需要根据被调查者给出零值的原因进行鉴别,若是因为跟环境污染无关的原因而给出零值,则为“真实零”;若是因为反对受偿方式或与环境污染相关的其他原因而给出零值,则为“抗议零”。

而在 CVM 调查中,出现零值是非常普遍的现象,常用的方法是直接从被调查者中移除受偿意愿为零值的样本,不过这样的处理可能会产生被调查者选择性偏差问题,规范的 CVM 研究需要将“抗议零”从样本中分离出来<sup>[21]</sup>,因此抗议受偿分析应当包括在 CVM 研究之中。故本研究先将被调查者中抗议受偿者分离出来,然后分析非抗议受偿者的受偿意愿及差异。

1.1.1 抗议受偿模型 在该模型中,抗议受偿(protest)为因变量。该变量有 2 种取值情形:如果抗议补偿,取值为 1,反之则为 0。被解释变量是二值变量,普通的线性回归模型不再适用,需要用二值响应模型来分析,本研究选择 Logit 模型进行抗议受偿分析。Logit 模型的具体形式如下:

$$\ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = \beta_0 + \beta_1 \text{Centrality} + \beta_2 X + \mu. \quad (1)$$

式中: $p$  表示农户选择抗议受偿的概率; $\beta_0$  表示常数项; $\beta_1$  表示社会网络回归系数; $\beta_2$  表示控制变量回归系数; $\text{Centrality}$  表示社会网络参数; $X$  为控制变量; $\mu$  为随机扰动项。

1.1.2 受偿意愿模型 在区分“抗议零”与“真实零”后,去除“抗议零”样本,由于因变量 WTA 中有部分零值,因此采用 Tobit 回归模型,Tobit 模型是主要用于因变量受限制的一种回归方法,它定义了一个潜变量  $WTA^*$ ,  $WTA^*$  满足线性回归经典假设,服从具有线性条件均值的正态同方差分布,即:

$$WTA^* = \beta_0 + \beta_1 \text{Centrality} + \beta_2 X + \varepsilon; \varepsilon|x \sim \text{Normal}(0, \sigma^2); \quad (2)$$

$$WTA = \max(0, WTA^*). \quad (3)$$

式中: $WTA^*$  为潜变量; $WTA$  为观察到的被解释变

量。当  $WTA^* > 0$  时,所观测到的  $WTA$  变量等于  $WTA^*$ ,并在严格正值上连续分布;当  $WTA^* \leq 0$  时,  $WTA = 0$ 。式中  $WTA$  表示受偿意愿; $Centrality$  表示社会网络参数; $X$  为控制变量; $\varepsilon$  为随机扰动项。

1.1.3 受偿意愿差异模型 在去除“抗议零”样本后,仅针对“真实零”样本,本研究对同村样本进行两两配对处理,将农户受偿意愿相除后取对数获取受偿意愿差异 ( $Gap$ ),进一步观测社会网络对农户间受偿意愿差异的影响。本研究通过村内农户样本两两配对观测受偿意愿差异,共获取 1 632 个观测样本,因变量受偿意愿差异中存在部分零值,与上文受偿意愿模型同理,因此选用 Tobit 模型进行分析:

$$Gap^* = \beta_0 + \beta_1 Leader + \beta_2 X + \lambda; \lambda | x \sim Normal(0, \sigma^2); \quad (4)$$

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

式中: $Gap^*$  为潜变量; $Gap$  为观察到的被解释变量,当  $Gap^* > 0$  时,所观测到的  $Gap$  变量等于  $Gap^*$ ,并在严格正值上连续分布;当  $Gap^* \leq 0$  时,  $Gap = 0$ 。式中  $Gap$  表示受偿意愿差异; $Leader$  表示社会网络参数; $X$  为控制变量; $\lambda$  为随机扰动项。

## 1.2 数据来源

本研究调查的公司是一家国际食品生产商和销售商。2011 年该公司开始在中国投资,建立垂直整合的供应链,以满足下游零售商(一些速食连锁店)的需求。到 2019 年为止,它已经在我国安徽省滁州市建立了 18 个肉鸡养殖场、8 个种鸡养殖场和 4 个雏鸡养殖场。

公司农场位于 10 个村庄内,其中 8 个被纳入研究范围,余下 2 个村庄人口稀少,无法收集社交网络信息,故排除在外。总体而言,调查对象为上述 8 个村庄内的 181 个家庭(每个家庭有一名受访者),大多数参与者是男性,44% 的参与者年龄在 60 岁以上。该调查是在 2016 年 8 月通过面对面访谈进行的,每份问卷需要 30 min 左右完成。

## 1.3 变量说明

1.3.1 被解释变量 在抗议受偿模型中,抗议受偿 ( $protest$ ) 为被解释变量;在受偿意愿模型中,受偿意愿 ( $WTA$ ) 为被解释变量,由于本次调查问卷中用于测算农户受偿意愿的选项存在区间值,根据统计学原理,借鉴文献[17]中的方法,本研究用各区间的中值代替农户的受偿意愿,对于“500 元以上”这一区间,采用调查中出现频率最高的“1 000 元”作为

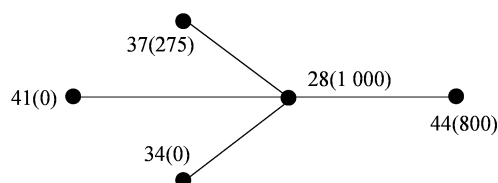
替代;在受偿意愿差异模型中,受偿意愿差异 ( $Gap$ ) 为被解释变量,通过将同村配对农户的受偿意愿相除并取对数获取受偿意愿差异[22]。

1.3.2 解释变量 现有文献衡量个体社会网络多是通过亲戚数量、通信消费支出、与周围人交流频率以及礼金往来数额等指标[23-27]。这些测度方式存在以下问题:一是问题设置的跨度时期较长,受访者的回答与实际答案存在偏差;二是上述测算方式多考虑个体关系网络的直接联系,而忽视了网络结构连接间的传递性,未将间接认识的人群纳入计算,导致测算个体社会网络时也存在偏差。为避免这些问题,本研究采用社会网络分析方法(SNA)计算个体社会网络,主要关注 3 个能最好地描述被调查者在社会群体中情况的参数,它们是点度中心度、中间中心度以及接近中心度[28]。本研究借助现代专业软件 Ucinet 可以快速计算出社会网络参数,Ucinet 是美国社会网络学者开发的 1 个社会网络分析程序[29],是常用的分析工具。

首先是通过与社会网络中其他社区成员的关系来衡量的点度中心度。

$$P(i) = \sum_{j=1}^n a_{ij}, j \neq i. \quad (6)$$

根据问卷调查内容,定义了亲密距离  $a_{ij}$ ,受访者与其他居民间沟通频率高,亲密距离则取 1,否则取 0。根据计算公式,由于受访者  $i$  的点度中心度是感知与他人亲密距离之和,因此较高点度中心度意味着受访者  $i$  与周围其他人的关系很好。社会群体中的点度中心度代表个人的直接交往群体规模,点度中心度较高的个体意味着交往发展能力较高,靠近社群中心,获取信息的渠道越多,从而提升对于环境污染的认知,进而提高其受偿意愿。如图 1 所示,28 号农户与其他 4 位农户相连,可以从 4 位农户处获取环境污染的信息,对于环境污染的认知也就高于其他农户,具有较高的受偿意愿。



点旁的数字代表农户的编号,括号内数字代表农户的受偿意愿,元  
图1 社会网络图

其次,中间中心度是一个较为复杂的参数,在数学图论中,中间中心度表示节点之间的“相互距离”。例如,在电信网络中,连接较多的节点对网络

的控制更强,因为更多的信息将通过该节点,同样在人类的社交网络中,中间中心度较高的个体可能会控制信息在社交网络中的传递。Freeman 首先建立了测量个体中间中心度的方法:在一个社交网络中,测地线被计算为 2 个不同成员之间的最短路径,如果被调查者  $i$  认识被调查者  $j$  与  $k$ ,但被调查者  $j, k$  相互不认识,这就是从  $j$  到  $i$  再到  $k$  的一个更复杂的社会网络<sup>[28]</sup>。被调查者  $i$  的中间度  $g_{jk}(i)$  是根据  $i$  处于在其他 2 个成员之间的测地线  $j$  和  $k$  衡量,如果被调查者  $j$  和  $k$  之间的测地线的总数是  $g_{jk}$ ,他们随机选择测地线相互接触,被调查者  $i$  处于  $j$  和  $k$  间的测地线概率等于:

$$b_{jk}(i)/g_{jk}, j \neq k \neq i. \quad (7)$$

被调查者  $i$  和  $j$  之间存在的经过  $l$  的测地线数目用  $g_{ij}(l)$  来表示。总体而言,对于某一被调查者  $l$ ,中间中心度是由其相对于网络中所有个体两两组合的中间度之和来衡量的:

$$B(i) = \sum_j \sum_k b_{jk}(i), j \neq k \neq i. \quad (8)$$

与点度中心度不同的是,中间中心度并不衡量被调查者的直接朋友群体规模,而是衡量与社交网络中其他成员联系的可能性。被调查者的中间中心度值越高意味着其与他人联系越紧密,因此他在信息传递方面越具有影响力。另一方面,如果  $i$  和  $j$  之间有其他的中间者,  $i$  的影响力会在一定程度上下降。中间中心度较高的个体对关系网络中其他个体间交往的控制能力较强,控制着路径间其他个体的信息传递,因此对于环境污染的认知较高,其受偿意愿也就越高。在图 1 中,28 号农户处于 41 号与 44 号农户间,后两者要想建立联系必须要经过 28 号农户,因此 28 号农户居于重要地位,控制着 41 号与 44 号农户间的信息传递,对环境污染具有较高认知,因此受偿意愿较高。

最后一个参数是接近中心度。接近中心度描

述了从 1 个成员到所有其他成员的网络距离。Freeman 将接近中心度定义为从 1 个成员到所有其他成员互连的最小总数<sup>[28]</sup>。汉尼曼和里德尔提出了一种新的计算接近中心度的方法,用被调查者与其他被调查者之间的测地线距离之和来计算接近中心度。如上所述,根据前面定义的参数,使用以下公式来定义接近中心度,其中  $d_{ij}$  指的是成员  $i$  与  $j$  之间的测地线数目:

$$C(i) = \sum_{j=1}^n d_{ij}, j \neq i. \quad (9)$$

一个成员与所有其他成员之间的距离越远,他在传播信息和做出决策时越不受他人影响。个体的接近中心度越高,其在信息资源、权利以及影响方面也就越弱,远离社会网络中心地位。接近中心度较高的个体意味着获取信息能力较弱,远离社群中心,获取环境污染的相关信息也较少,因此其受偿意愿较低。在图 1 中,28 号农户距离其他 4 位农户的距离最近,因此在社群中拥有较高地位,获取信息能力较强,对环境污染的认知较高,因此其受偿意愿也就越高。

正如上文所示,农村社会网络是以农民个体为节点,通过一定的关系相互连接而形成的网络,关系是以“地缘亲缘”为基础,图 1 中个体间距离的远近体现了关系的亲疏。社会网络是信息传递的载体,农村居民生活在一个处理各类信息的网络中,环境污染的信息在“地缘亲缘”关系网中共享传递,从而影响个体的受偿意愿。

上述公式都是计算绝对中心度,而在样本中不同村落调研农户数量不同,故上述公式都要进行标准化处理,从而获取相对中心度进行不同村落间农户社会网络参数的对比。社会网络参数的计算公式、标准化处理方法以及参数特点见表 1,个体的点度中心度、中间中心度越大或者接近中心度越小,其越接近社会网络中心地位。

表 1 社会网络变量介绍

| 变量    | 计算公式  | 标准化处理                      | 解释                     | 符号 |
|-------|---|----------------------------|------------------------|----|
| 点度中心度 | $P(i) = \sum_{j=1}^n a_{ij}, j \neq i$            | $\frac{P(i)}{(n-1)}$       | 体现个体在关系网络中的交往规模        | +  |
| 中间中心度 | $B(i) = \sum_j \sum_k b_{jk}(i), j \neq k \neq i$ | $\frac{2B(i)}{(n-1)(n-2)}$ | 体现个体对关系网络中其他个体间交往的控制能力 | +  |
| 接近中心度 | $C(i) = \sum_{j=1}^n d_{ij}, j \neq i$            | $\frac{C(i)}{(n-1)}$       | 体现个体不受关系网络中其他个体影响的能力   | -  |

注:标准化处理下分母中的  $n$  指的是同一村落内的样本个数;符号中“+”代表农户的相应参数越大,在社会网络中地位越高。

1.3.3 控制变量 本研究控制变量是户主特征、家庭特征与村落特征,户主特征包括性别、年龄、教

育水平、健康状况以及是否经常居住于村内,笔者在模型中加入了户主健康状况,因为环境污染可能

是健康状况恶化的原因,由于研究目的不同,许多相关文献都忽略了这一点。健康状况不佳的受访者可能会要求更多补偿,因为空气和水污染可能会恶化他们的健康状况,当然健康状况良好的受访者也可能要求更多补偿,因为他们对空气和水污染更加敏感,对空气和水的质量要求更高。健康状况作为一个自评的类别变量,其值范围为 1~3,数值越高说明受访者认为家庭户主健康状况越好;家庭特征包括家庭到最近养殖场的距离、家庭规模、老龄人口占比、男性人口占比、总收入;村落特征指村庄老龄人口占比与男性人口占比。各变量的描述性统计见表 2。

表 2 描述性统计

| 变量       | 定义                    | 均值     | 标准差    |
|----------|-----------------------|--------|--------|
| 抗议接受金钱补偿 | 抗议接受金钱补偿(是=1,否=0)     | 0.40   | 0.49   |
| 补偿意愿     | 每月愿意接受补偿的金额(元/户)      | 415.69 | 396.61 |
| 补偿意愿差异   | 农户受偿意愿差异              | 270.92 | 256.76 |
| 点度中心度    | 点度中心度                 | 26.64  | 22.88  |
| 中间中心度    | 中间中心度                 | 1.36   | 3.17   |
| 接近中心度    | 接近中心度                 | 0.61   | 0.33   |
| 村干部      | 家庭中是否有村干部(是=1,否=0)    | 0.04   | 0.21   |
| 距离       | 家庭到最近养殖场的距离(km)       | 0.96   | 0.73   |
| 收入       | 家庭年收入(万元)             | 2.69   | 2.69   |
| 家庭规模     | 家庭成员人数(人)             | 3.51   | 1.72   |
| 老年人占比    | 家庭老龄人口占比              | 0.25   | 0.38   |
| 男性占比     | 家庭男性人口占比              | 0.52   | 0.19   |
| 户主性别     | 户主性别(男=0,女=1)         | 0.08   | 0.28   |
| 户主年龄     | 户主年龄(岁)               | 57.49  | 11.47  |
| 户主受教育程度  | 户主受教育程度(年)            | 4.56   | 4.23   |
| 户主健康     | 户主健康水平(1=不好,2=一般,3=好) | 2.36   | 0.75   |
| 是否村内     | 户主是否经常居住在村内(是=1,否=0)  | 0.96   | 0.19   |
| 村庄老年人占比  | 村庄老龄人口占比              | 0.18   | 0.05   |
| 村庄男性占比   | 村庄男性人口占比              | 0.54   | 0.02   |

注:参照世界卫生组织(WHO)的定义,取 65 岁以上人群作为老龄人口。

由表 2 可以看出,抗议接受金钱补偿的农户人数占受访总人数比例为 40%,每户愿意接受补偿金额为每月 415.69 元,农户受偿意愿差异为 270.92,村内农户间受偿差异较大。信任中心度、中间中心度与接近中心度分别为 26.64、1.36、0.61;户主特征、家庭特征与村落特征等控制变量的介绍内容均在表 2 中展示。

2 实证结果与分析

2.1 抗议受偿模型

本研究对抗议受偿与社会网络参数等解释变

量进行 Logit 回归,探究点度中心度、中间中心度与接近中心度等变量对农户抗议接收金钱补偿的影响,回归结果见表 3。

表 3 抗议受偿回归结果

| 变量              | 抗议接受金钱补偿           |                    |                    |
|-----------------|--------------------|--------------------|--------------------|
|                 | (1)                | (2)                | (3)                |
| 信任中心度           | 0.010<br>(1.07)    |                    |                    |
| 中间中心度           |                    | 0.068<br>(1.09)    |                    |
| 接近中心度           |                    |                    | -0.104<br>(-0.18)  |
| 村干部             | -0.497*<br>(-1.86) | -0.515*<br>(-1.89) | -0.502*<br>(-1.87) |
| 距离              | -0.987<br>(-1.16)  | -0.998<br>(-1.14)  | -1.044<br>(-1.22)  |
| 收入              | 0.143**<br>(2.11)  | 0.125*<br>(1.81)   | 0.144**<br>(2.13)  |
| 家庭规模            | 0.032<br>(0.30)    | 0.026<br>(0.23)    | 0.039<br>(0.36)    |
| 老年人占比           | 1.571**<br>(2.57)  | 1.528**<br>(2.46)  | 1.658***<br>(2.75) |
| 男性占比            | 0.203<br>(0.20)    | 0.188<br>(0.18)    | 0.247<br>(0.24)    |
| 户主性别            | -0.089<br>(-0.12)  | -0.104<br>(-0.14)  | -0.028<br>(-0.04)  |
| 户主年龄            | -0.019<br>(-0.97)  | -0.020<br>(-0.98)  | -0.020<br>(-1.00)  |
| 户主受教育程度         | -0.005<br>(-0.12)  | -0.001<br>(-0.02)  | 0.001<br>(0.03)    |
| 户主健康            | 0.283<br>(1.12)    | 0.243<br>(0.96)    | 0.272<br>(1.08)    |
| 村庄老年人占比         | -3.339<br>(-1.01)  | -4.385<br>(-1.19)  | -2.884<br>(-0.84)  |
| 村庄男性占比          | 0.491<br>(0.05)    | -5.062<br>(-0.62)  | -3.700<br>(-0.45)  |
| 常数项             | 0.546<br>(0.10)    | 4.054<br>(0.81)    | 3.007<br>(0.62)    |
| log(Likelihood) | -110.51            | -110.47            | -111.07            |
| 观测值             | 181                | 181                | 181                |

注:括号中是 *t* 值。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 0.1、0.05、0.01 水平上差异显著。表 4、表 5、表 6 同。

总体而言,在对农户抗议受偿的影响因素中,村干部、家庭年收入以及家中老年人口比例具有显著作用,而社会网络(信任中心度、中间中心度、接近中心度)对农户抗议受偿并无显著作用。社会网

络地位高的农户对于环境质量有更高标准,企业造成的环境污染致使环境恶化,带来健康风险,因此这类农户会拒绝受偿,反对养殖企业驻村。但估计结果与预期不符,可能的原因是网络地位高的农户知识、阅历更为丰富,认识到由于资金、人员安置等问题,企业搬迁短期内难以实现,所以通过获取补偿改善生活质量更加现实。由此可见,社会网络参数对农户抗议受偿具有正向、负向影响,因此导致估计结果不显著。

村干部对抗议受偿有负向影响,村干部负责传达和落实国家和地方政策,村干部在执行政策时,能够起到良好的示范作用。通过自己的行动,他们可以激励村民积极参与政策的实施,从而增强村民的信任感和归属感,故同意接受补偿;收入高的农户更加关注环境质量,认为通过金钱补偿并不能弥补自己的效应损失,所以不接受公司的补偿;家中老年人口较多的家庭也更加在意污染对健康的危害风险,因此更可能拒绝补偿。

## 2.2 受偿意愿模型

在以受偿意愿为因变量的模型中,本研究采用 Tobit 回归探究社会网络参数对农户受偿意愿的影响,表 4 给出了 Tobit 模型的结果。结果表明,接近社会网络中心的农户,其受偿意愿更高,即点度中心度、中间中心度对受偿意愿具有正向影响,接近中心度对受偿意愿具有负向影响。点度中心度能够代表受访者在社会结构中的位置,点度中心度越高的农户,直接交往群体规模越高,搜寻信息与处理信息的能力越强,对环境污染的认知越高,因此能产生更高的受偿意愿。中间中心度衡量该受访者对其他受访者之间交往的控制能力,某受访者的中间度值越高,说明他在信息控制方面的影响力越大,故产生较高的受偿意愿。接近中心度是指受访者到其他受访者的距离,接近中心度越低,受访者在信息资源、权利以及影响方面越强,故产生较高的受偿意愿。实证结果也可能得到其他文献的支持,强关系在社交网络似乎比弱关系更有影响力<sup>[30]</sup>,位于网络中心的人处理信息更快,他们感知到的污染危害比别人更严重,受偿意愿也就更高。

户主年龄、性别以及受教育程度对 WTA 具有负向影响。与年龄大的户主相比,年轻户主对环境关注度更高,认为养殖场使家庭生活环境变差,对此要求更多的补偿。我国公民对环境恶化的关切程度普遍较高,年轻人群对环境问题的关注程度明

表 4 受偿意愿回归结果

| 变量               | 抗议接受金钱补偿                |                         |                         |
|------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
|                  | (1)                     | (2)                     | (3)                     |
| 信任中心度            | 7.772 ***<br>(2.81)     |                         |                         |
| 中间中心度            |                         | 49.538 ***<br>(3.01)    |                         |
| 接近中心度            |                         |                         | -298.758 *<br>(-1.86)   |
| 村干部              | 761.368 **<br>(2.26)    | 637.558 **<br>(2.02)    | 599.729 *<br>(1.83)     |
| 距离               | -161.514 **<br>(-2.49)  | -186.335 ***<br>(-2.93) | -182.620 ***<br>(-2.79) |
| 收入               | -3.770<br>(-0.19)       | -3.324<br>(-0.17)       | 3.543<br>(0.18)         |
| 家庭规模             | 1.830<br>(0.07)         | -4.745<br>(-0.18)       | -3.653<br>(-0.13)       |
| 老年人占比            | 135.799<br>(0.82)       | 176.231<br>(1.09)       | 229.770<br>(1.39)       |
| 男性占比             | -432.756<br>(-1.50)     | -372.970<br>(-1.32)     | -376.689<br>(-1.29)     |
| 户主性别             | -338.418<br>(-1.60)     | -357.756 *<br>(-1.71)   | -378.780 *<br>(-1.77)   |
| 户主年龄             | -12.293 **<br>(-2.18)   | -15.834 ***<br>(-2.92)  | -15.487 ***<br>(-2.77)  |
| 户主受教育程度          | -24.349 **<br>(-2.14)   | -22.297 **<br>(-1.99)   | -20.328 *<br>(-1.74)    |
| 户主健康             | 73.721<br>(1.20)        | 33.105<br>(0.56)        | 49.560<br>(0.81)        |
| 村庄老年人占比          | 1 235.392<br>(1.47)     | 940.923<br>(1.10)       | 1 477.939 *<br>(1.74)   |
| 村庄男性占比           | 8 406.2 ***<br>(2.93)   | 4 211.412 *<br>(1.71)   | 5 855.745 **<br>(2.21)  |
| 常数项              | -4218.983 **<br>(-2.37) | -1 387.292<br>(-0.92)   | -2 185.298<br>(-1.39)   |
| log (likelihood) | -643.17                 | -642.70                 | -645.33                 |
| 观测值              | 109                     | 109                     | 109                     |

显高于老年人群,因此年龄负向影响受偿意愿。一般而言,农村中男性较女性知识面广,对生态环境的重要性认知度也更高,所要求补偿的金额相对更高。受教育程度较高的农户往往具有较高的非农就业能力,其兼业外出倾向降低了对当地生态环境的敏感程度,因此受偿意愿较低。

家庭到附近养殖场的距离对 WTA 有负向影

响,感知到的气味和水污染可能会随受访者到最近养殖场距离的变化而改变,因为住在远处的居民受到养殖场污染的影响比附近的居民小,所以索要的补偿也较低。

在村庄结构变量中,当村内男性比例、老年人口比例较高时,农户可能提出更高的受偿意愿。村内整体对生态环境的重要性认知度更高,对危害老年人口健康的污染因素更敏感,所以农户要求更高的补偿。

在全体样本(即抗议受偿与接收补偿样本)回归结果中,家庭到养殖场的距离负向影响农户抗议受偿,家庭年收入以及家中老年人口比例正向影响农户抗议受偿,均对家庭特征产生显著影响;在接受补偿样本回归结果中,靠近社会网络中心的农户提出更高的受偿意愿;户主年龄、性别、受教育程度以及家庭到附近养殖场的距离对 WTA 具有负向影响;当村内男性比例、老年人口比例较高时,农户会提出更高的受偿意愿,即个体特征、家庭特征与村庄特征均在不同程度上对受偿意愿产生影响。

### 2.3 受偿意愿差异模型

在我国农村这样一个乡土关系复杂的社会环境中,中心地位的农户对其他农户决策的影响十分突出。由于认知的局限性以及信息获取的单一性,农户确定受偿意愿倾向于信任他人对环境污染的主观评价,尤其受到中心地位农户传递的信息以及行为的影响。靠近中心地位的农户,在交往路径上具有控制群体间信息传递的能力,因此可能对其他农户的受偿意愿产生影响,农户在做出受偿意愿决策时往往会向高社会地位的农户看齐。本研究将村内样本两两配对并测算出村内农户间的受偿意愿差异,探究靠近社会网络中心的农户对农户间受偿意愿差异的影响,除社会网络参数外,其余变量均为农户间属性差异,如收入指的是 2 户家庭间收入之比。

同时村干部是通过村民自治机制选举产生的村庄管理者,担负着领导村民生产建设的任务,属于基层领导者,本研究根据调研问卷信息生成“家中是否有村干部”虚拟变量 Cadre,反映的是受访者家庭的政治身份,探究村干部对农户间受偿意愿差异的影响,回归结果见表 5、表 6。

结果表明,靠近网络中心地位的农户受偿意愿与其他农户受偿意愿的差异较小,而对于家中有村干部的家庭,其受偿意愿与村内农户受偿意愿并无显著的相关性。

表 5 受偿意愿差异回归结果

| 变量             | 受偿意愿差异               |                    |                    |            |
|----------------|----------------------|--------------------|--------------------|------------|
|                | (1)                  | (2)                | (3)                | (4)        |
| 信任中心度          | -1.500***<br>(-2.93) |                    |                    |            |
| 中间中心度          |                      | -6.102*<br>(-1.71) |                    |            |
| 接近中心度          |                      |                    | 66.874**<br>(2.41) |            |
| 控制变量           | 有                    | 有                  | 有                  | 有          |
| lg(Likelihood) | -10 029.19           | -10 032.02         | -10 032.01         | -10 030.59 |
| 观测值            | 1 632                | 1 632              | 1 632              | 1 632      |

为了更好地判断哪些农户可能处于网络中心,本研究选取家庭特征与户主特征进行分析,家庭特征指家中是否有村干部、家庭规模、家庭年收入、家庭老年人口比例以及家中男性人口比例,户主特征包括户主性别、户主年龄、户主受教育程度,回归结果见表 6。

表 6 中心农户回归结果

| 变量             | (1)                 | (2)                | (3)                |
|----------------|---------------------|--------------------|--------------------|
|                | 点度中心度               | 中间中心度              | 接近中心度              |
| 村干部            | -2.553<br>(-0.31)   | -1.300<br>(-1.16)  | -0.003<br>(-0.03)  |
| 距离             | 2.224<br>(0.25)     | -1.349<br>(-1.12)  | -0.129<br>(-1.01)  |
| 收入             | -0.325<br>(-0.49)   | 0.210**<br>(2.33)  | 0.005<br>(0.49)    |
| 家庭规模           | 1.165<br>(1.08)     | 0.197<br>(1.35)    | -0.006<br>(-0.37)  |
| 老年人占比          | 18.227***<br>(3.01) | 3.013***<br>(3.68) | -0.145*<br>(-1.67) |
| 男性占比           | -1.631<br>(-0.15)   | 0.562<br>(0.39)    | -0.050<br>(-0.32)  |
| 户主性别           | 5.970<br>(0.81)     | 1.430<br>(1.43)    | -0.098<br>(-0.92)  |
| 户主年龄           | -0.258<br>(-1.24)   | -0.032<br>(-1.15)  | 0.003<br>(1.17)    |
| 户主受教育程度        | 0.320<br>(0.71)     | -0.028<br>(-0.46)  | 0.010<br>(1.59)    |
| 户主健康           | -2.712<br>(-1.10)   | 0.241<br>(0.72)    | 0.039<br>(1.11)    |
| 常数项            | 36.878**<br>(1.98)  | 1.700<br>(0.68)    | 0.477*<br>(1.79)   |
| 观测值            | 181                 | 181                | 181                |
| R <sup>2</sup> | 0.07                | 0.12               | 0.07               |

结果表明,家中老年人口比例较高的农户更接近社会网络中心,家庭年收入在一定程度上也可以促进农户靠近网络中心。在我国农村地区,老年人较年轻人拥有更高的社会威望,其言行举止比大部分年轻人有更高的号召力。诸如当村内开办红白喜事或出现矛盾纠纷时,大多是村里老年人负责主持或是调解,因此当家庭老年人口较多时,农户会更靠近村内社会网络中心。收入是与社会阶层直

接相关的资源,村内高收入人群能力较强,村民对其更加信任,所以在一定程度上高收入农户更靠近社会网络中心。

### 3 结论与建议

本研究基于养殖企业周围 181 户农户调研数据,实证分析社会网络对农户受偿意愿的影响,结果见表 7。

表 7 各模型中社会网络参数结果比较分析

| 因变量    | 社会网络对因变量的影响 | 其他变量对因变量的影响  |
|--------|-------------|--|
| 抗议受偿   | 无显著影响       | (1)村干部负向显著影响;(2)家庭年收入及家中老年人口比例正向显著影响                           |
| 受偿意愿   | 正向显著影响      | (1)户主年龄、性别、受教育程度以及家庭到附近养殖场的距离负向显著影响;<br>(2)村内男性比例、老年人口比例正向显著影响 |
| 受偿意愿差异 | 负向显著影响      | 村内男性比例负向显著影响   |

注:为了统一表述,表 7 第 2 列社会网络指靠近社会网络中心。

研究表明:(1)社会网络对农户是否接受金钱补偿无显著影响,但对于愿意接受补偿的农户而言,社会网络显著影响受偿意愿,点度中心度、中间中心度均正向影响农户的受偿意愿,接近中心度负向影响农户的受偿意愿,即靠近社会网络中心的农户受偿意愿更高。户主年龄、性别、受教育程度以及家庭到附近养殖场的距离对受偿意愿具有负向影响;户主是否经常居住于村内对受偿意愿具有正向影响;当村内男性比例、老年人口比例较高时,农户会提出更高的受偿意愿;(2)靠近社会网络中心的农户与其他农户受偿意愿差异较小,这也表明了处于社会网络中心的农户对其他农户的影响,信息共享沟通充足。村内男性比例负向显著影响受偿意愿差异,而家中有村干部的农户与其他农户间受偿意愿差异并无显著关系;(3)家中有村干部并不会促使农户靠近社会网络中心,而家中较高的老年人口比例与较高的收入则会促使农户接近村内网络中心。

为了准确把握农户的受偿意愿以解决企业与农户间的纠纷,根据以上分析,本研究针对企业提出以下建议:第一,在本研究中,家中老年人口比例较高的农户更接近社会网络中心,家庭年收入在一定程度上也可以促进农户靠近网络中心。因此企业在寻找村内靠近社会网络中心的农户时,可根据老年人口与收入这两大特征从村委获取名单定位关键人群,从而针对性引导农户提出合理的受偿意愿。第二,为提高补偿的有效性,企业应着重与村庄内靠近社会网络中心地位的农户搞好关系。由

于靠近网络中心的农户不仅会提出较高的受偿意愿,而且其受偿意愿会影响村内其他农户意愿,企业应与其建立良好友谊,经常与中心农户就排污问题进行交流,从而促使靠近网络中心的农户确定合适的受偿意愿。同时可聘请这类农户进行信息宣传,引领村内其他农户的受偿意愿向其靠近,从而减少企业与农户间的冲突与矛盾。第三,企业应加大信息披露程度,积极公布其生产排污数据。不仅如此,为提高信息披露的针对性,应着重告知村庄内靠近社会网络中心的农户。确保其可以合理评价企业的环境污染,从而提出合理的受偿意愿,以避免错误信息使中心农户提出过高的补偿金额。在此基础上通过关系网络向其他农户传递信息,引导村内形成统一的受偿意愿,避免由于信息不对称而产生不必要的纠纷。第四,研究发现距离养殖场近、收入高、老年人比例高的家庭更可能拒绝接收金钱补偿,企业应考虑其他的补偿方式如提供净化器具、就业岗位以及基础建设投资等,进一步减少居民对于养殖企业驻村的抗议。同时企业在进行选址时应考虑农户与村庄特征,可考虑在具备村内农户收入低、男性比例与老年人口比例小等特征的地区选址。

本研究发现家中老年人口比例较高与收入较高的农户更接近村内网络中心,这类群体对其他农户受偿意愿决策的影响十分突出。研究结果的意义不仅限于认识到社会网络对外企入村的价值,而且还为农业新技术推广、耕地流转、贫困人口增收、小额信贷扩散、农民自主创业、农民收入多元化等



促进乡村发展的若干措施提供新亮点。受限于较低的知识水平与闭塞的信息渠道,农民对于促进乡村发展的新政策、新方案接受较慢。而以血缘和地缘等为纽带的社会网络在人们的行为决策中发挥着重要作用,个体在社会网络中获得信息和资源的成本更低,同时对信息和资源也更为信任。进一步地,发挥社会网络中心群体的影响力可较好解决其他农户理解偏差、信息不对称等问题,鼓励社会网络中心人群成为示范户,促进农户对诸如农技推广等政策的支持。

随着城市化进程加快,大量农村劳动力涌入城市务工,导致农村普遍出现老龄化、空心化的现象,农村社会网络发生了巨大变迁,在此背景下研究农村社会网络变化以及其对农户行为决策的影响程度变化也具有重大意义。同样值得关注的是,外出的年轻劳动力在务工过程中获得了丰富的收入也增长了见识,未来这类群体是否会替代传统乡贤成为农村社会网络的中心人物? 研究可以进一步探讨外出务工能够促使农户靠近社会网络中心,以及引导外出务工劳动者返乡就业创业能否带动村民共同发展等方面。

#### 参考文献:

- [1] Wang X L, Wu X, Yan P, et al. Integrated analysis on economic and environmental consequences of livestock husbandry on different scale in China[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2016, 119: 1–12.
- [2] 梁耀文, 王明利, 马晓萍, 等. 中国畜牧业生态效率时空特征及溢出效应研究[J]. *中国农业资源与区划*, 2023, 44(8): 189–201.
- [3] Radon K, Peters A, Praml G, et al. Livestock odours and quality of life of neighbouring residents[J]. *Annals of Agricultural and Environmental Medicine*, 2004, 11(1): 59–62.
- [4] van der Merwe M. Health is a neglected priority in environmental impact assessments[C]//Proceedings of the 8th World Congress on Environmental Health, South Africa. 2004.
- [5] 吴强, 胡智胜, 张园园. 畜牧业清洁生产的生态服务价值评估及补偿模式研究: 以山东省规模养猪场为例[J]. *中国环境管理*, 2022, 14(1): 101–108.
- [6] Jenkins – Smith H, Kunreuther H. Mitigation and benefits measures as policy tools for siting potentially hazardous facilities: determinants of effectiveness and appropriateness[J]. *Risk Analysis*, 2001, 21(2): 371–382.
- [7] Franco D, Franco D, Mannino I, et al. The role of agroforestry networks in landscape socioeconomic processes: the potential and limits of the contingent valuation method[J]. *Landscape and Urban Planning*, 2001, 55(4): 239–256.
- [8] 史雨星, 姚柳杨, 赵敏娟. 社会资本对牧户参与草场社区治理意愿的影响: 基于 Triple – Hurdle 模型的分析[J]. *中国农村观察*, 2018(3): 35–50.
- [9] 王建华, 陶君颖, 陈璐. 养殖户畜禽废弃物资源化处理受偿意愿及影响因素研究[J]. *中国人口·资源与环境*, 2019, 29(9): 144–155.
- [10] 朱红根, 黄贤金. 环境教育对农户湿地生态补偿接受意愿的影响效应分析: 来自鄱阳湖区的证据[J]. *财贸研究*, 2018, 29(10): 40–48.
- [11] Sun J, Zhou L, Lei L. Can money always talk? Implication for environmental compensation by international agribusiness[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2019, 215: 1014–1024.
- [12] Granovetter M. Economic action and social structure: the problem of embeddedness[J]. *American Journal of Sociology*, 1985, 91(3): 481–510.
- [13] Hunter R F, Montes F, Murray J M, et al. MECHANISMS study: using game theory to assess the effects of social norms and social networks on adolescent smoking in schools – study protocol[J]. *Frontiers in Public Health*, 2020, 8: 377.
- [14] Hogset H. Social networks and technology adoption[J]. *General Information*, 2005, 116: 869–902.
- [15] Dehejia R, DeLeire T, Luttmer E F P. Insuring consumption and happiness through religious organizations[J]. *Journal of Public Economics*, 2007, 91(1/2): 259–279.
- [16] Mekonnen D A, Gerber N, Matz J A. Gendered social networks, agricultural innovations, and farm productivity in Ethiopia[J]. *World Development*, 2018, 105: 321–335.
- [17] 樊凡, 陈毅. 村治研究中的本土化概念生产: 问题与反思[J]. *公共管理与政策评论*, 2023, 12(4): 129–141.
- [18] 耿鹏鹏, 罗必良. 产权制度的社会关系效应: 来自农民村社交往格局的微观考察[J]. *财经问题研究*, 2023(6): 16–30.
- [19] Ellison G, Fudenberg D. Word – of – mouth communication and social learning[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110(1): 93–125.
- [20] Randall A, Ives B, Eastman C. Bidding games for valuation of aesthetic environmental improvements[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 1974, 1(2): 132–149.
- [21] Jones N, Sophoulis C M, Malesios C. Economic valuation of coastal water quality and protest responses: a case study in Mtilini, Greece[J]. *The Journal of Socio – Economics*, 2008, 37(6): 2478–2491.
- [22] Martín – Fernández J, del Cura – González M I, Gómez – Gascón T, et al. Differences between willingness to pay and willingness to accept for visits by a family physician: a contingent valuation study[J]. *BMC Public Health*, 2010, 10: 236.
- [23] 沈凯俊, 周祥, 王雪辉, 等. 老年人的家庭禀赋对其居住安排的影响及其机制分析[J]. *人口与经济*, 2023(2): 94–110.
- [24] 许恒周, 牛坤在, 谭荣辉. 农地确权、金融可得性与农户家庭贫困脆弱性[J]. *经济与管理研究*, 2022, 43(4): 111–125.
- [25] Bandiera O, Rasul I. Social networks and technology adoption in northern Mozambique[J]. *The Economic Journal*, 2006, 116(514): 869–902.
- [26] Magnan N, Spielman D J, Lybbert T J, et al. Leveling with friends: social networks and Indian farmers' demand for a technology with