收入水平、村干可信度对农户生活垃圾治理意愿影响分析

——基于云南省 465 个农户调研数据

朱凯宁 高清 靳乐山[1]

(1. 中国农业大学人文与发展学院，北京 100193;

2. 中国生态补偿政策研究中心，北京 100193)

【摘 要】: 农村生活垃圾治理事关广大农民根本福祉，是乡村振兴战略中“生态宜居”的重要内容。基于云南省昭通市渔洞水库汇水区 465 个农户调研数据，利用双栏模型(Double Hurdle Model)实证分析农户收入水平、村干可信度对农户生活垃圾治理意愿(参与意愿及支付意愿)的影响。结果表明：农户生活垃圾治理意愿较高，有 86.9%的农户愿意为生活垃圾治理支付费用，支付意愿的均值为 45.616 元/户/年；收入水平对农户生活垃圾治理支付意愿具有显著正向影响，村干可信度对农户生活垃圾治理参与意愿、支付意愿均具有显著正向影响；村干可信度对农户收入水平-支付意愿之间的关系存在显著的正向调节效应，对村干部信任程度高的农户，收入水平对支付意愿的促进作用更强。此外，年龄、家中负担人数、家中是否有村干部、家中常住人口数量等个人特征和家庭特征也对农户生活垃圾治理意愿产生影响。对比农户参与意愿和支付意愿两栏的结果，可以发现年龄、家中负担人数、家中有村干部、地区等变量在影响方向和程度上存在差异，说明农户参与和农户支付是两种不同的机制，需要区别对待才能更好洞悉农户意愿。实现以农户收入为核心的经济因素和以村干可信度为核心的非经济因素的合理配合是促进农户参与生活垃圾治理的关键。

【关键词】: 收入水平 村干可信度 农村生活垃圾 支付意愿 双栏模型

【中图分类号】:F323.3**【文献标识码】**:A**【文章编号】**:1004-8227(2021)10-2512-09

社会经济的发展带来居民消费水平的提升，生活垃圾的排放量随之也急剧增加，2017 年我国城市生活垃圾清运量约为 2.04 亿 t,农村生活垃圾产生量约为 1.8 亿 t。更值得关注的是，城市和农村生活垃圾无害化处理率有很大差别，城市生活垃圾无害化处理率可达 90%,而农村生活垃圾无害化处理率仅为城市的一半[1]。农村人居环境脏乱差问题较为突出，是全面小康“三农”领域的突出短板之一，也是农民群众的民生痛点。

2018 年 2 月中办、国办印发的《农村人居环境整治三年行动方案》和 2018 年 9 月中共中央、国务院印发的《乡村振兴战略

[1]**作者简介**：朱凯宁(1995～),女，博士研究生，主要研究方向为农村环境治理.E-mail:zknicey@163.com;靳乐山,E-mail:jinls@cau.edu.cn

基金项目：国家社会科学基金重大项目(18ZDA048);国家社会科学基金项目(19BJY044)

规划(2018-2022)》都明确指出以农村垃圾、污水治理和村容村貌提升为主攻方向，开展农村人居环境整治行动，到 2020 年实现农村人居环境明显改善[2,3]。值得关注的是两文件均指出“鼓励有条件地区探索建立垃圾污水处理农户付费制度”。仅仅依靠政府供给生活垃圾治理等公共物品不仅会给财政造成较大负担，还容易因农村公共物品需求不易瞄准等问题陷入效率损失和供给低水平均衡困境[4,5]。农户是生活垃圾的产生者，具有自主治理生活垃圾的责任，同时又是生活垃圾集中处理的直接受益者，具有参与治理的内生动力[6]。如何有效促进农户参与供给是解决农村公共产品供给不足和供求失衡的关键所在。

当前农村社会经历着深刻转型，农户收入增长诱发的分层演化趋势明显增强，收入异质性引发农户对生活垃圾治理等公共物品需求的差异，农户需求带有明显的收入差异印迹。“垃圾处理农户付费”作为一项政策，其实施效果受到政策目标群体对政策配合度的重要影响，而政策目标群体参与政策的积极性受到其对政策执行者的认同和信任程度的影响，信任是政策有效执行的价值基础[7]。于政策目标群体即农户而言，政策“最后一公里”的直接对话人是村干部。因此，有必要从收入异质性、村干可信度视角探究农户参与生活垃圾治理意愿及影响因素。

农户参与生活垃圾治理既是理性经济决策行为又是环境保护行为，已有文献多是运用 Logistic 回归模型、多元有序 Probit 模型等方法从农户个人及家庭特征[8,9,10]、行为习惯[11]、环境认知[12]等方面对农户生活垃圾治理意愿及影响因素进行分析。已有文献为本研究的开展奠定了良好的基础，具有重要的启发和借鉴意义。但至少在以下几个方面尚有待完善：(1)已有文献缺少对农户生活垃圾治理意愿影响因素作用逻辑和影响机制的深入分析；(2)大多数文献只侧重农户是否愿意支付生活垃圾治理费用(参与意愿),而较少关注农户愿意支付多少(参与程度),笔者认为，农户生活垃圾治理意愿不仅仅是简单的“非 0 即 1”问题，更多的是农户参与程度的问题；(3)信任对农户公共物品供给意愿影响的研究已较为深入，但已有农户参与生活垃圾治理意愿的文献却较少关注村干可信度的影响。鉴于此，本文试图从以下两个方面开展研究：(1)从理论上分析收入水平、村干可信度对农户生活垃圾治理意愿(参与意愿和支付意愿)的影响；(2)基于云南省昭通市 465 个农户调查数据，运用双栏模型(DHM)实证分析收入水平、村干可信度对农户生活垃圾治理参与意愿和支付意愿的影响，并进一步探讨村干可信度对收入水平与农户生活垃圾治理意愿之间关系的调节效应。

1 理论分析与研究假设

1.1 收入水平与农户生活垃圾治理意愿

农村经济社会结构正在经历深刻转型，农户总收入增长诱发的分层演化趋势明显增强，并带来农民意愿诉求多元化和行为方式多样化。不同收入的农户越来越表现出具有明显个体特征的行为偏好和需求偏好，对于农村生活垃圾治理等农村公共物品的需求也呈现异质性特点[13,14]。已有研究表明，农户收入水平提高后，对公共事务的参与热情会提高，相应的支付意愿也会提高[15]。同样，农户收入对其生活垃圾治理参与意愿和支付意愿也存在正向的影响[16,17,18]。收入水平大致通过以下 3 种方式对农户生活垃圾治理参与意愿和支付意愿产生影响：(1)收入水平高的农户，意味着具有较高的支付能力，为农户支付垃圾治理费用提供了现实可能性；(2)农户兼具关注“成本-收益”的经济理性和追求生态价值的生态理性，随着农户收入水平的提高，农户决策由经济理性主导转向生态理性主导[19],对生活垃圾治理的参与意愿和支付意愿也会越高；(3)收入较高的农户往往具有较高的环境责任感[20],也会提升农户生活垃圾治理意愿。基于此，本文提出以下假说：

H1:收入水平越高的农户，其生活垃圾治理意愿越高。

H1a:收入水平越高的农户，其生活垃圾治理参与意愿越高。

H1b:收入水平越高的农户，其生活垃圾治理支付意愿越高。

1.2 村干可信度与农户生活垃圾治理意愿

村干可信度是政治信任的表现形式之一，政治信任按照政权层级的不同可分为对中央政府、省政府、县市政府、乡镇政府、村组织的信任。政治信任也称为政治支持，指公民对当前政治机构、政治体系及其运行的信心和基本评价[21]。学界对我国农户政治信任水平的研究存在分歧，持乐观和悲观两种截然不同的观点。但是学界达成共识的一点是，当代中国公众政治信任存在“差序格局”特征，即公众对越高层级的政府信任程度越高，对越低层级的政府信任程度越低[22,23,24]。

农户参与生活垃圾治理是基于利益最大化原则与政府合作的结果[25]。依据“信任-合作”理论，当农户对政府的信任处于较高水平时，交易成本得以下降，从而使得合作趋于稳定[26,27,28]。政治信任是政策有效性的基础，政治信任高意味着政府行为会得到公众的支持[29,30,31],政治信任过低意味着政府在制定和执行政策时会遇到阻力。Putnam 等[32]指出，信任水平低的地方，容易产生政策目标群体不配合的现象，其地方公共产品供给总量不足是不可避免的。农户对村干部的信任水平高低决定其在何种程度上愿意接受村干部的建议行动，信任会约束农户在农村生活垃圾治理中的搭便车心理和机会主义行为，从而激励农户积极参与农村生活垃圾治理。基于此，本文得出以下假说：

H2:村干可信度对农户生活垃圾治理意愿具有正向影响。

H2a:村干可信度对农户生活垃圾治理参与意愿具有正向影响。

H2b:村干可信度对农户生活垃圾治理支付意愿具有正向影响。

1.3 调节效应：村干可信度的间接影响

已有研究基本证实了收入水平对农户生活垃圾治理参与意愿和支付意愿具有正向影响，但是这些研究普遍缺少对两者关系的深入探讨。例如，收入水平影响农户参与意愿和支付意愿的过程中，是否受到其他因素的影响?这些因素对两者的关系是促进还是削弱，鲜有人探讨。实地调研发现，尽管有些农户收入水平较高，但当对村干部信任程度较低时，农户并未表现出较高的参与意愿和支付意愿，那些对村干部信任度高的农户往往表现出较高的参与意愿和支付意愿。可见村干信任对农户参与意愿和支付意愿可能存在调节作用。基于此，本文提出以下假说：

H3:村干可信度对农户收入与生活垃圾治理意愿的关系起到正向的调节作用；

H3a:村干可信度对农户收入与生活垃圾治理参与意愿的关系起到正向的调节作用；

H3b:村干可信度对农户收入与生活垃圾治理支付意愿的关系起到正向的调节作用；

综上所述，收入水平、村干可信度对农户生活垃圾治理参与意愿和支付意愿具有重要影响。基于此，本文构建的理论分析框架如图 1 所示。

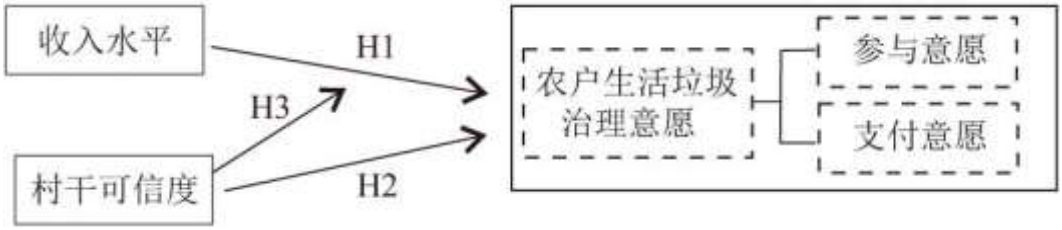

图 1 理论分析框架

2 模型构建、数据说明与变量描述

2.1 模型构建

针对本研究中被解释变量(农户参与生活垃圾治理意愿)存在部分零值的问题，在实证研究中多采用受限制因变量模型，即Tobit 模型来处理[33]。然而，Tobit 模型是被解释变量取值满足某种约束条件情况下的计量模型，在应用中由于约束条件对被解释变量的限制，常常会导致样本选择性偏差。此外，本文研究的农户生活垃圾治理意愿分为参与意愿和支付意愿两个阶段，Tobit 模型不能解决两阶段问题。因此，参考 Cragg 的研究成果[34],本文构建双栏模型(Double Hurdle model,DHM)来分析收入水平、村干可信度等对农户生活垃圾治理参与意愿和支付意愿的影响。

首先，考察农户生活垃圾治理参与意愿，构建模型如下：

$$P(Y_1 = 0 \mid X_{1i}) = 1 - \Phi(X_{1i}\alpha) \quad (1)$$

$$P(Y_i > 0 \mid X_{1i}) = \Phi(X_{1i}\alpha) \quad (2)$$

式(1)表示农户不愿意参与生活垃圾治理，式(2)表示农户愿意参与生活垃圾治理。Φ(·)表示标准正态分布的累积分布函数；Y_i表示被解释变量，即农户生活垃圾治理参与意愿；X_{1i}表示农户收入水平、村干可信度及两者交叉项等变量；α 为相应的待估参数；i 表示第 i 个样本。

其次，考察农户生活垃圾治理支付意愿，构建模型如下：

$$E(Y_i \mid Y_i > 0, X_{2i}) = X_{2i}\beta + \sigma\lambda(X_{2i}\beta/\sigma) \quad (3)$$

式中：E(·)表示条件期望，表征农户生活垃圾治理支付意愿；λ(·)为逆米尔斯比率；X_{2i}代表农户收入水平、村干可信度及两者交叉项等变量；β 为相应的待估参数；σ 表示截取正态分布的标准差。

基于(1)(2)(3)式，建立对数似然函数：

$$\begin{aligned} \ln L = & \sum_{Y_i=0} \{\ln[1 - \Phi(X_{1i}\alpha)]\} + \\ & \sum_{Y_i>0} \{\ln\Phi(X_{1i}\alpha) - \ln\Phi(X_{2i}\beta/\sigma) - \\ & \ln\sigma + \ln\{\Phi[(Y_i - X_{2i}\beta)/\sigma]\}\} \end{aligned} \quad (4)$$

式中：lnL 表示对数似然函数值，利用极大似然估计法对上式进行估计便可得到本文所需相关参数。

2.2 数据说明

本文研究所用数据来源于课题组 2019 年 6 月在云南省昭通市渔洞水库汇水区开展的入户调查。渔洞水库承担着昭通市昭阳主城区、鲁甸县城等约 60 万人的饮用水供应任务，保护水库水质事关居民饮水安全问题。近年来渔洞水库水环境污染严重，生

活垃圾和生活污水随意丢弃和排放是污染的主要来源。为治理生活垃圾污染，渔洞水库汇水区各村庄实施生活垃圾集中处理，制定了具体的生活垃圾集中处理办法。每个自然村设置一个垃圾集中处理点，并配备 2～3 名保洁人员，各家各户负责将自家垃圾扔到集中处理点，保洁人员负责村庄公共区域的卫生清扫工作，并将集中处理点的垃圾统一运到垃圾处理厂处理。

渔洞水库汇水区涉及昭阳区和鲁甸县，其中，昭阳区涉及苏甲乡、大寨子乡、乐居镇、洒渔镇 4 个乡镇，鲁甸县涉及龙树镇、水磨镇、新街镇 3 个乡镇。课题组在每个乡镇随机抽取 2～3 个村庄，每个村庄随机抽取 23～25 户农户作为样本农户。调查采取调研员一对一入户调查的方式进行，共发放问卷 479 份，剔除无效样本后，有效样本 465 份，有效率为 97.08%。

2.3 变量设置及描述性统计分析

(1)因变量。

本文的因变量是农户生活垃圾治理意愿，具体分为两个因变量：一是农户生活垃圾治理参与意愿，为二元虚拟变量，即愿意参与赋值为 1,不愿意参与赋值为 0;二是农户生活垃圾治理支付意愿，为连续型变量，用农户愿意为生活垃圾治理支付的金额表征。参与意愿表征农户是否愿意参与生活垃圾治理，支付意愿则表征了农户愿意参与生活垃圾治理的程度。统计结果显示，农户参与生活垃圾治理意愿较高，有 86.9%的农户愿意为生活垃圾治理支付费用，农户生活垃圾治理支付意愿的均值为 45.616 元/a。

(2)核心变量。

收入水平和村干可信度是本文的核心变量。结合调研地实际，我们在核算农户收入水平的基础上对其进行了分类，家庭年收入 5000 元以下赋值为 1,5000～20000 元赋值为 2,20000～45000 元赋值为 3,45000 元以上赋值为 4。村干可信度通过问题“您对村干部的信任程度?”来测量，答案选项为“非常不信任”、“不信任”、“一般”、“信任”、“非常信任”,分别赋值为 1、2、3、4、5,得分越高表示农户对村干部的信任程度越高。统计结果显示，样本农户收入水平均值为 2.387 万元，对村干部信任程度较高，均值为 4.414。

(3)控制变量。

已有诸多文献证实了个体特征和家庭特征会对农户生活垃圾治理参与意愿和支付意愿产生影响。借鉴已有研究成果，本文选取性别、年龄、受教育程度、健康状况、家中负担人口数量、家中是否有村干部、家庭常住人口数量作为控制变量。同时，为控制区域差异性的影响，将调查区域也作为控制变量纳入模型。统计结果显示，受访者中，男性多于女性，年龄大都处于 48 岁以上，受教育程度偏低，身体健康程度较好。样本农户家庭负担人口数量大多为 2 人，家中有村干部的比例为 16.8%,家庭常住人口数量大多为 4 人。这与云南省农村地区的现状基本相符，说明调查样本具有良好的代表性。本文研究所用到的主要变量的含义及其描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量设置及描述性统计

类别	变量名称	设置及赋值说明	均值	标准差
因变量	参与意愿	愿意=1,不愿意=0	0.869	0.338
	支付意愿	参与生活垃圾治理支付意愿(元/年)	45.616	51.140
核心变量	收入水平	家庭年收入 0.5 万元以下=1,0.5 万元～2 万元=2, 2 万元～4.5 万元=3,4.5 万元以上=4	2.387	1.020

	村干可信度	非常不信任=1,不信任=2,一般=3,信任=4,非常信任=5	4.144	0.921
控制变量	性别	男=1,女=0	0.559	0.497
	年龄	受访者实际年龄(岁)	48.467	12.149
	受教育程度	小学及以下=1,初中=2,高中=3,大专=4,本科及以上=5	1.23	0.532
	健康状况	不能劳动=1,劳动能力较弱=2,有轻微病症=3,健康=4	3.286	0.834
	负担人口数量	非劳动人口数量(人)	1.761	1.419
	家中是否有村干部	有=1,没有=0	0.168	0.374
	常住人口数量	受访者家庭常住人口数量(人)	3.622	1.686
	地区变量	(以昭阳区为参照)鲁甸：是=1,否=0	0.419	0.494

3 模型估计结果与分析

本文运用 Stata16 软件，首先考察农户收入水平、村干可信度对农户生活垃圾治理参与意愿和支付意愿的影响，估计结果见表 2 模型 1;然后引入收入水平与村干可信度的交互项，考察村干可信度对收入水平-农户生活垃圾治理意愿关系的调节效应，估计结果见表 2 模型 2。总体来看，两个模型的卡方检验值均在 1%的统计水平上显著，说明各模型的整体拟合效果较好。根据表 2 中 2 个模型的估计，下面分别从农户收入水平、村干可信度、村干可信度的调节以及控制变量 4 个方面进行农户生活垃圾治理意愿影响效应的分析。

表 2 农户参与生活垃圾治理意愿影响因素模型估计结果

	模型 1		模型 2	
	参与意愿	支付意愿	参与意愿	支付意愿
收入水平	0.213 (0.152)	7.559*** (2.529)	0.284* (0.164)	7.407*** (2.523)
村干可信度	0.413*** (0.142)	8.706*** (2.981)	0.471*** (0.148)	9.331*** (2.994)
收入水平×村干可信度	—	—	0.184 (0.137)	4.883* (2.750)
性别	0.184 (0.306)	8.067 (5.378)	0.144 (0.308)	7.543 (5.371)
年龄	-0.019 (0.015)	-0.464* (0.256)	-0.018 (0.015)	-0.466* (0.255)
受教育程度	0.575	-0.909	0.602	-0.509

	(0.467)	(4.850)	(0.465)	(4.842)
健康状况	0.071 (0.182)	-1.545 (3.253)	0.063 (0.184)	-1.650 (3.245)
家中负担人数	-0.298* (0.158)	-6.090** (2.758)	-0.305* (0.158)	-6.045** (2.751)
家中有村干部	1.260** (0.624)	7.092 (6.600)	1.272** (0.626)	6.915 (6.583)
常住人口数量	0.171 (0.134)	3.651* (2.197)	0.179 (0.134)	3.714* (2.192)
地区	-0.672** (0.294)	15.732*** (5.103)	-0.655*** (0.295)	16.210*** (5.096)
对数似然值	-161.5657		-160.6656	
卡方检验统计量	38.290***		40.090***	
样本数	465			

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上通过显著性检验；括号内的值为标准误.

3.1 农户收入水平对农户生活垃圾治理意愿的影响

表 2 模型 1 估计结果显示，农户收入水平在 1%的统计水平上显著正向影响农户生活垃圾治理支付意愿，也就是说，农户收入水平越高，参与生活垃圾治理的支付意愿越高。随着人们收入水平的提高，对良好环境的需求越来越大，环境认知水平和环境责任感也日益提高，农户决策逐渐由经济理性主导转向生态理性主导，对生活垃圾治理的支付意愿随之提高。但是，农户收入水平对参与意愿的正向作用不显著。假说 H1b 得到验证，而假说 H1a 未得到验证。

3.2 村干可信度对农户生活垃圾治理意愿的影响

表 2 模型 1 估计结果显示，村干可信度均在 1%的统计水平上显著正向影响农户生活垃圾治理参与意愿和支付意愿，说明农户对村干部信任程度越高，越愿意参与生活垃圾治理，也越愿意支付高费用。农户越信任村干部，表明农户越认可村干部的能力，对垃圾治理保有良好的预期，基于对村干部的信服愿意配合政策的实施。假说 H2a 和 H2b 得到验证。

3.3 村干可信度对农户收入水平-生活垃圾治理意愿关系的调节

在表 2 模型 2 中，纳入了收入水平与村干可信度的交互项，考察村干可信度对农户收入水平-生活垃圾治理意愿关系的调节作用。借鉴温忠麟等的相关研究[35],当调节变量和自变量均为分类变量时，调节效应等同于交互效应，做交互项进行分析。分析之前对变量进行了中心化处理。村干可信度对收入水平-农户生活垃圾治理参与意愿之间没有显著的调节作用，但是在 10%的统计水平上显著正向调节农户收入水平与农户生活垃圾治理支付意愿之间的关系。由于村干可信度的存在，收入水平对农户支付意愿的影响存在差异，对村干部信任程度高的农户，收入水平对农户支付意愿的促进作用更强。这说明，对村干信任度高的农户，更愿意将其一定比例的收入用于支付垃圾治理费用。对村干部信任程度低的农户，出于对村干部腐败、业务能力低、不作为

等问题的考虑，即便收入水平高也没有太大的积极性支付高费用。为了更加清晰地表示村干可信度对农户收入-生活垃圾治理支付意愿关系的调节效应，以农户收入为 X 轴，以农户支付意愿为 Y 轴，绘制了村干可信度的调节效应图(图 2)。不管农户对村干部信任水平如何，随着农户收入水平的提高，支付意愿也会提高，收入水平对农户支付意愿具有正向影响。但是，影响程度存在差异，对村干部信任程度高的农户，收入水平对支付意愿的正向影响更大(斜率更大)。这里假设 H3b 得到验证，H3a 并未得到验证。

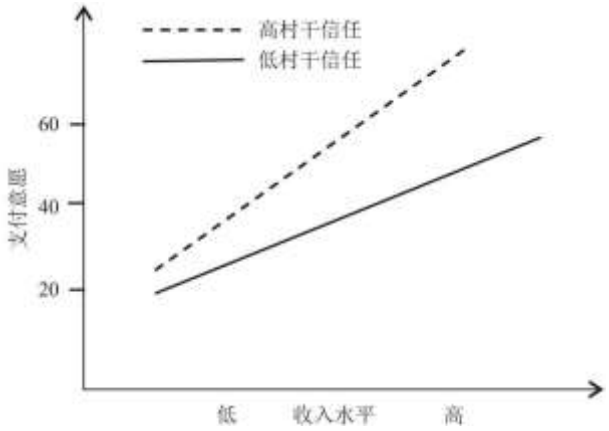

图 2 村干可信度对农户收入-支付意愿的调节效应图

3.4 控制变量的影响

模型 1、2 中，被访农户的年龄在 10%的统计水平上均显著负向影响农户支付意愿，但对农户参与意愿不显著，说明年龄越大的农户对生活垃圾治理支付意愿越低。两个模型中，家中负担人数数量均在 10%的统计水平上显著负向影响农户生活垃圾治理参与意愿，均在 5%的统计水平上显著负向影响农户生活垃圾治理支付意愿，说明家中负担人数越多的农户，参与生活垃圾治理的意愿和程度越低。两个模型中，“家中有村干部”均在 5%的统计水平上显著正向影响农户参与生活垃圾治理意愿，这表明家中有村干部的农户更愿意参与生活垃圾治理。两个模型中，家中常住人口数量均在 10%的统计水平上显著正向影响农户生活垃圾治理支付意愿，说明家中常住人口越多的农户越愿意为生活垃圾治理支付高的费用。将昭阳区作为参照来分析调查区域的影响，地区变量在两个模型中均显著负向影响农户参与意愿，但均显著正向影响农户支付意愿，这表明在不同地区，农户生活垃圾治理参与意愿和支付意愿存在显著差异。通过对比两栏的结果可以发现，年龄、家中负担人数、家中有村干部、家中常住人口数量存在显著性水平的差异，地区变量表现出不同的影响方向。这说明，农户参与意愿和支付意愿本就是两种不同的机制，二者在影响因素上存在差异，需要区别对待。

4 结论及政策启示

4.1 结论

本文利用云南省昭通市渔洞水库汇水区 465 户农户的微观调查数据，运用双栏模型，实证分析了收入水平、村干可信度对农户生活垃圾治理意愿(参与意愿和支付意愿)的影响。得到以下主要结论：

(1)农户生活垃圾治理意愿水平较高，有 86.9%的农户愿意为生活垃圾治理支付费用，农户支付意愿的均值为 45.616 元/年。

(2)收入水平对农户生活垃圾治理支付意愿具有显著影响，村干可信度对农户生活垃圾治理参与意愿和支付意愿均具有显著

正向影响。收入水平越高、对村干部信任程度越高的农户，越倾向于参与生活垃圾治理，支付意愿也越高。

(3)村干可信度正向调节收入水平-农户生活垃圾支付意愿的关系。随着收入水平的提高，农户生活垃圾治理支付意愿增加，而且对村干部信任程度高的农户，收入水平对其支付意愿的促进作用更强。

(4)农户个人及家庭特征也是影响农户生活垃圾治理意愿的重要因素。年龄对农户生活垃圾治理支付意愿具有负向影响，家中负担人数对农户生活垃圾治理参与意愿和支付意愿具有负向影响，家中有村干部正向影响农户参与意愿，家中人口数量正向影响农户支付意愿。地区变量也显著影响农户参与意愿和支付意愿。

(5)比较农户参与意愿和支付意愿两栏结果可知，年龄、家中负担人数、家中具有村干部、家中常住人口数量和地区变量具有影响程度和影响方向的差异，这说明农户参与和农户支付是两种不同的机制，区分两者的差异才能更好分析农户意愿。

4.2 政策启示

实现以农户收入为核心的经济因素和以村干可信度为核心的非经济因素的合理配合，是促进农户参与生活垃圾治理的关键。基于以上研究结论，本文得到以下政策启示：

(1)收入水平是农户参与垃圾治理和支付费用的经济基础，提高农户参与生活垃圾治理意愿要着力促进农民增收。如通过建设扶贫车间、开展家政服务技术培训等方式为农户创造更多就业岗位和机会。

(2)开展农村人居环境整治，要更多关注农户对村干部信任资本的培育，密切干群关系。如通过完善信息披露制度、及时公开村庄政务信息、创新农户与村干部沟通交流机制等方式增强农户对村干部的信任。

(3)农户生活垃圾治理支付意愿受到个人特征和家庭特征的影响，应瞄准年轻、家中负担人数少、常住人口多、有村干部的农户群体，通过开展宣传教育等多种形式的动员活动，由点带面逐渐引导其他农户参与生活垃圾治理。

参考文献：

[1]宇博智业市场研究中心.2018-2023 年中国农村垃圾处理行业发展前景与投资预测分析报告[R].中国报告大厅，2018.

[2]中国政府网.中共中央办公厅国务院办公厅印发《农村人居环境整治三年行动方案》[EB/OL].(2018-02-05)[2020-06-09].http://www.gov.cn/zhengce/2018-02/05/content_5264056.htm.

[3]中国政府网.中共中央国务院印发《乡村振兴战略规划(2018-2022)》[EB/OL].(2018-09-26)[2020-06-09].http://www.moa.gov.cn/xw/zwdt/201809/t20180926_6159028.htm.

[4]蔡起华，朱玉春.社会信任、收入水平与农村公共产品农户参与供给[J].南京农业大学学报(社会科学版),2015,15(1):41-50,124..

[5]张锋.环境污染社会第三方治理研究[J].华中农业大学学报(社会科学版),2020(1):118-123,168.

[6]贾亚娟，赵敏娟，夏显力，等.农村生活垃圾分类处理模式与建议[J].资源科学，2019,41(2):338-351.

[7]丁煌.浅谈政策有效执行的信任基础[J].理论探讨，2003(5):91-93.

[8]贾文龙.城市生活垃圾分类治理的居民支付意愿与影响因素研究——基于江苏省的实证分析[J].干旱区资源与环境，2020,34(4):8-14.

[9]许增巍，姚顺波，苗珊珊.意愿与行为的悖离：农村生活垃圾集中处理农户支付意愿与支付行为影响因素研究[J].干旱区资源与环境，2016,30(2):1-6.

[10]问锦尚，张越，方向明.城市居民生活垃圾分类行为研究——基于全国五省的调查分析[J].干旱区资源与环境，2019,33(7):24-30.

[11]唐林，罗小锋，张俊飚.社会监督、群体认同与农户生活垃圾集中处理行为——基于面子观念的中介和调节作用[J].中国农村观察，2019(2):18-33.

[12]贾亚娟，赵敏娟.环境关心和制度信任对农户参与农村生活垃圾治理意愿的影响[J].资源科学，2019,41(8):1500-1512.

[13]韩俊.以习近平总书记“三农”思想为根本遵循实施好乡村振兴战略[J].管理世界，2018,34(8):1-10.

[14]王蕾，朱玉春.基于农户收入异质性视角的农田水利设施供给效果分析[J].软科学，2013,27(9):122-126.

[15]彭长生，孟令杰.农村社区公共品合作供给的影响因素：基于集体行动的视角——以安徽省“村村通”工程为例[J].南京农业大学学报(社会科学版),2007(3):1-6.

[16]郑淋议，杨芳，洪名勇.农户生活垃圾治理的支付意愿及其影响因素研究——来自中国三省的实证[J].干旱区资源与环境，2019,33(5):14-18.

[17]邹彦，姜志德.农户生活垃圾集中处理支付意愿的影响因素分析——以河南省淅川县为例[J].西北农林科技大学学报(社会科学版),2010,10(4):27-31.

[18]林刚，姜志德.农户对生活垃圾集中处理的支付意愿研究——基于白水县的农户调研数据[J].生态经济(学术版),2010(1):351-355.

[19]张炜，薛建宏，张兴.生态理性的理论演进及其现实应用——基于环境认知的视角[J].宁夏社会科学，2018(2):83-88.

[20]PETERSON D K.The relationship between perceptions of corporate citizenship and organizational commitment [J].Business and Society,2004,43(3):296-319.

[21]李艳霞.何种信任与为何信任?——当代中国公众政治信任现状与来源的实证分析[J].公共管理学报，2014,11(2):16-26,139-140.

[22]LI L J.Political trust in rural china[J].Modern china,2004(30):228-258.

[23]叶敏，彭妍.“央强地弱”政治信任结构的解析——关于央地关系一个新的阐释框架[J].甘肃行政学院学报，

2010(3):49-57,126.

[24]高学德，翟学伟.政府信任的城乡比较[J].社会学研究，2013,28(2):1-27,242.GAO X D,ZHAI X W.A comparative study on trust government between urban and rural residents[J].Sociological Studies,2013,28(2):1-27,242.

[25]付文凤，郭杰，欧名豪，等.基于机会成本的农村宅基地退出补偿标准研究[J].中国人口·资源与环境，2018,28(3):60-66.

[26]FUKUYAMA F.Trust:The social virtues and the creation of prosperity.[M].New York:Free Press,1995.

[27]NOOTEBOOM B.Trust:Forms,foundations,functions,failures and figures[J].Economic journal,2004,114(493):F156-F158.

[28]郑也夫.信任：合作关系的建立与破坏[M].北京：中国城市出版社，2003.

[29]马得勇.政治信任及其起源——对亚洲 8 个国家和地区的比较研究[J].经济社会体制比较，2007(5):79-86.

[30]熊美娟.政治信任研究的理论综述[J].公共行政评论，2010,3(6):153-180,203.

[31]孙鹏飞，赵凯，贺婧.农村人口老龄化、社会信任与农户宅基地退出——基于安徽省金寨县 614 户农户样本[J].华中农业大学学报(社会科学版),2019(5):137-145,173.

[32]PUTNAM R D,LEONARDI R,NANETTI R Y,et al.Making democracy work:Civic traditions in modern Italy[J].Foreign Affairs,1994,72(3):202.

[33]TOBIN J.Estimation of relationships for limited dependent variables[J].Econometrica,1958,26(1):24.

[34]GRAGG J G.Some statistical models for limited dependent variables with application to the demand for durable goods[J].Econometrica,1971,39(5):829-844.

[35]温忠麟，侯杰泰，张雷.调节效应与中介效应的比较和应用[J].心理学报，2005(2):268-274.