

# 互联网使用、非农就业与农户垃圾分类意愿

张静<sup>1</sup> 吴丽丽<sup>21</sup>

(1. 南京邮电大学 社会与人口学院, 江苏 南京 210023;

2. 武汉工程大学 管理学院, 湖北 武汉 430205)

**【摘要】:** 提高农户垃圾分类意愿、促进农村垃圾分类治理是改善农村人居环境、建设美丽乡村的关键环节。基于全国大样本数据, 利用控制方程法和半参数似无相关双变量 Probit 模型, 实证分析了农户互联网使用与户主非农就业对农户垃圾分类意愿的影响。研究表明: (1) 农户非农就业与互联网使用决策受到共同因素作用; (2) 互联网使用显著提高了农户的垃圾分类意愿, 但户主非农就业对农户垃圾分类意愿有负向影响; (3) 互联网使用不能够抵消非农就业对农户垃圾分类意愿的负向影响, 二者总体影响为负。因此, 提高农户垃圾分类意愿, 需要加强农村互联网基础设施建设, 提高非农就业人员环保意识, 改善村居内部环保设施。

**【关键词】:** 互联网使用 非农就业 垃圾分类意愿 农户

**【中图分类号】:** X705; F323.22 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1671-4407(2021)09-201-07

乡村振兴, 生态宜居是关键。近年来, 我国农村生活垃圾排放量迅速增长, 但垃圾分类治理严重滞后, 给农村人居环境和居民健康带来严峻挑战。统计数据显示, 2017 年我国农村年垃圾产量达 3 亿吨, 超过了城市水平, 甚至达到部分发达国家水平, 且农村生活垃圾成分逐渐多样复杂, 除塑料、玻璃制品垃圾快速增长外, 电子垃圾、废旧电池等数量不断上升, 严重污染农村人居环境<sup>[1]</sup>。

调查发现, 我国 24% 的饮用水和 18% 的河水受到生活垃圾排放污染<sup>[2]</sup>。农村垃圾污染问题引起政府的高度关注: 2015 年《关于全面推进农村垃圾治理的指导意见》提出“推进农村垃圾就地分类减量和资源回收利用”; 2017 年, 党的十九大报告强调, 要“开展农村人居环境整治行动”, 并开启农村生活垃圾分类处理及资源化利用示范县项目; 2018 年, 《农业农村污染治理攻坚战行动计划》印发, 将农村生活垃圾治理列为重要着力点<sup>[3]</sup>。尽管政策逐步介入农村生活垃圾处理, 但当前乱堆乱放、混合收集仍是我国农村生活垃圾收集的主要方式, 农民环境责任感较弱, 垃圾分类处理积极性偏低<sup>[4]</sup>。

现有文献对农户垃圾分类的研究主要从以下 3 个视角展开: (1) 从农村视角, 对农村生活固体垃圾处理现状的描述统计与影响因素分析<sup>[1,5-6]</sup>; (2) 从农户视角, 考察农户对生活垃圾处理的意愿及行为, 并着重分析其影响因素<sup>[7-10]</sup>; (3) 从制度和经验视角, 考察农村垃圾处理绩效, 总结我国农村垃圾处理经验与模式<sup>[3,8,11-12]</sup>。而农户参与是推动农村生活垃圾治理不可或缺的环节<sup>[13]</sup>, 但

<sup>1</sup>作者简介: 张静, 博士, 讲师, 研究方向为家庭社会学与乡村社会治理。E-mail: zhangjing2019@njupt.edu.cn

吴丽丽, 博士, 副教授, 硕士研究生导师, 研究方向为农业经济。E-mail: 13419559424@163.com

**基金项目:** 国家自然科学基金青年项目“劳动力成本上升、要素替代与种植结构调整研究”(71703118); 江苏省高层次创新创业人才引进计划项目“积极老龄化下的‘并家婚’家庭系统与乡村社会秩序调适”(CZ024SC20024); 南京市社会科学基金一般项目“优秀传统文化在南京基层社会治理中的作用研究”(20YB13); 湖北省教育厅哲学社会科学基金项目“公平与效率视域下湖北省农业科技创新绩效研究”(20Q052); 湖北省人文社会科学重点研究基地企业与环境协调发展研究中心开放基金“长江经济带农业绿色发展: 绩效评估、影响因素及提升策略”(2019QHY010)

当前文献中针对农户垃圾分类意愿的专门研究还较为少见，特别是缺乏从互联网使用和劳动力转移视角的研究。随着农村互联网快速发展，农村劳动力不断向非农产业转移，农户生活理念、消费习惯以及垃圾分类意愿不断受到冲击。其中互联网有助于信息公开和流动，促进居民改善环保态度、提升垃圾分类等环保行为意愿<sup>[14-16]</sup>；而劳动力非农就业则由于人口效应、收入效应对环境保护呈现出复杂性和区域差异性<sup>[17-19]</sup>。

本文基于全国调查数据，采用半参数似无相关 Probit 模型对互联网使用与户主非农就业的联立决策进行估计，并利用控制方程法克服内生性干扰，着重分析互联网使用和非农就业对农户垃圾分类意愿的影响，为增强农户环保意愿、加快农村环境整治提供经验证据。

## 1 研究方法 with 模型构建

### 1.1 家庭互联网使用与户主非农就业的联立决策模型

参考已有文献和农户模型<sup>[20]</sup>，农户在家庭互联网使用和户主非农就业决策中一般会受到共同因素的影响，即互联网使用和户主非农就业两种决策可能存在相互联立的关系。两种行为可以分别用如下方程表示：

$$Int_i^* = \beta_{int} K_{1i} + \varepsilon_{1i} \quad Int_i = \begin{cases} 1, & \text{if } Int_i^* \geq 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (1)$$

$$off_i^* = \beta_{off} K_{2i} + \varepsilon_{2i} \quad off_i = \begin{cases} 1, & \text{if } off_i^* \geq 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (2)$$

式中： $Int_i^*$ 、 $int_i^*$ 与  $Int_i$ 、 $off_i$  分别表示农户  $i$  家庭互联网使用和户主非农就业的潜变量与实际状态。当观测到家庭使用互联网和户主非农就业时， $Int_i$  和  $off_i$  被赋值为 1。自变量  $K_{1i}$  和  $K_{2i}$  分别表示影响农户家庭互联网使用和户主非农就业的因素。

本文采用似无相关双变量 Probit (seemingly unrelated bivariate probit, SUBP) 模型联合估计方程 (1) 和 (2)，并检验家庭互联网使用决策和户主非农就业决策的相关性。但需要指出的是，SUBP 模型要求潜变量方程 (1) 和 (2) 的误差项满足联立正态分布这一强假设，而实际抽样调查数据往往成偏态分布，难以符合这一假定。因此，本文参考 DeLuca<sup>[21]</sup> 的处理办法，采用半参数 SUBP 模型进行估计，以降低估计效率损失。

同时，在 SUBP 模型中，选择家庭书籍数量作为家庭互联网使用需求的识别变量<sup>[22]</sup>，并采用 Person 相关系数法来检验农户家庭书籍数量与户主非农就业、家庭互联网使用的相关性，进而判断识别变量的有效性。Person 相关系数检验结果表明，家庭书籍数量与家庭互联网使用存在显著正向相关 (相关系数=0.115, P=0.000)，而与户主非农就业不存在显著相关关系 (相关系数=0.018, P=0.115)。这说明，家庭书籍数量能在一定程度反映农户对网络信息的需求，但对户主非农就业决策并不是很重要，识别变量的选择是有效的。

SUBP 模型的联立方程估计需要用到全信息最大似然法。通过以下对数似然函数方程可以得到模型参数  $\beta_{off}$  和  $\beta_{int}$  的一致估计量：

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \ln \Phi_2[(2Int_i - 1)\beta_{int} K_{2i}, (2off_i - 1)\beta_{off} K_{1i}, (2Int_{2i} - 1)(2off_i - 1)\rho_{\varepsilon_1 \varepsilon_2}] \quad (3)$$

## 1.2 非农就业与互联网使用对农户垃圾分类意愿的影响模型

本文假定农户垃圾分类意愿是农户户主非农就业、家庭互联网使用以及其他家庭内外部控制变量的方程。由于农户垃圾分类意愿为二元虚拟变量，其影响因素方程可以用潜变量模型表示如下：

$$\begin{aligned} W_i^* &= \alpha_0 + \alpha_{Int} Int_i + \alpha_{off} off_i + \alpha_X X_i + \mu_i \\ W_i &= \begin{cases} 1, & \text{if } W_i^* \geq 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \end{aligned} \quad (4)$$

式中： $W_i^*$ 为不可观测的农户垃圾分类意愿潜变量。 $W_i$ 为实际观测到的农户垃圾分类意愿，当 $W_i=1$ 时表示农户愿意进行垃圾分类， $W_i=0$ 时表示农户不愿意进行垃圾分类。 $off_i$ 和 $Int_i$ 定义如上， $X_i$ 为其他控制变量。 $\alpha_{Int}$ 、 $\alpha_{off}$ 和 $\alpha_X$ 分别为其附属待估计参数， $\mu_i$ 为经典随机误差项。

参考Ma等<sup>[23]</sup>的研究，本文采用控制方程法来控制户主非农就业和互联网使用变量的内生性。相较于传统的工具变量法，控制方程估计量更具效率<sup>[24]</sup>。控制方程法包含两个阶段，在第一阶段中，采用SUBP模型同时估计户主非农就业和家庭互联网使用决策方程，并通过预测得到两个方程的残差估计量。在第二阶段，将第一阶段中获得的两个残差估计量作为两个额外的新变量加入第二阶段估计方程中，方程(4)可被改写为：

$$\begin{aligned} W_i^* &= \alpha_0 + \alpha_{off} off_i + \alpha_{Int} Int_i + \alpha_X X_i + \alpha_{\gamma_1} RES_{1i} + \alpha_{\gamma_2} RES_{2i} + \sigma_i \\ W_i &= \begin{cases} 1, & \text{if } W_i^* \geq 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \end{aligned} \quad (5)$$

式中：变量 $W_i^*$ 、 $W_i$ 、 $Int_i$ 、 $off_i$ 、 $X_i$ 和系数 $\alpha_{Int}$ 、 $\alpha_{off}$ 、 $\alpha_X$ 定义如上。 $RES_{1i}$ 和 $RES_{2i}$ 分别为方程(1)和(2)的残差项， $\alpha_{\gamma_1}$ 和 $\alpha_{\gamma_2}$ 分别为其附属待估计参数。 $\sigma_i$ 为随机干扰项。潜变量方程(5)可以采用Probit模型或Logit模型进行估计，通过最大似然估计法可以得到方程(5)中的参数估计量。

## 2 数据来源与描述性统计

### 2.1 数据来源

本文实证数据来自中国劳动力动态调查数据库(Chinalabor-force dynamics survey, CLDS)2016年调查数据，该数据库由中山大学在全国范围内进行家庭抽样获取。采用多阶段分层PPS(probability proportional to size)抽样技术，CLDS数据包含中国大陆29个省份数据(不包含西藏、海南)，确保了数据库样本信息具有一定的全国代表性。该数据库包含个体和家庭层面特征信息，包括家庭日常生活活动、金融财产、农户劳动力流动、农业生产销售等。2016年CLDS数据库共包含14200个样本，其中8248个是农村农户，5952个属于城镇家庭。由于本文研究关注的是农户垃圾分类意愿，在实证分析中剔除了城镇样本和不从事农业生产的农户样本。最终，经过数据清洗，共有8008个农户样本被纳入实证分析。

参考已有研究<sup>[7,10]</sup>，结合数据可得性，本文在实证模型中还加入了农户户主的年龄、性别、受教育程度、家庭消费支出、农户规模、耐用消费品冰箱和小汽车拥有情况、贫困户、村内环境污染状况和环保设施建设状况、村内工业化程度、村庄位置、交通设施以及地区虚拟变量。

## 2.2 描述性统计

相关变量的定义与描述性统计见表 1。从表中可以看出,大多数(约 77%)农户愿意进行垃圾分类,还有约 23%的农户对垃圾分类的意愿不高。这表明,我国农村居民的环保意识整体较高,这一方面反映了经济发展有助于提高环境需求,另一方面反映了当前农村环境污染的现实。探究农户垃圾分类意愿的影响因素,对建设“美丽乡村”、提高农村居民环境福利具有重要的理论和现实意义。样本数据统计表明,8008 个农村家庭样本中,有 43.6%接入并使用了互联网,表明我国农村信息化建设取得了长足进步。互联网使用有利于新技术、新思想的传播,有利于降低农村居民信息不对称,对农村、农业发展至关重要<sup>[14]</sup>。根据《2015 年农村互联网发展状况研究报告》,2015 年末我国 32.3%农村居民使用了互联网服务,这与本文户均调查数据相符。由表 1 可知,约 47.3%的农户户主通过非农就业获取非农收入,而 2015 年全国农村居民人均工资性收入占总收入的 40.3%,这在一定程度上反映了 CLDS 调查数据与国家统计局数据是高度一致的。

表 1 变量定义与描述性统计

变量	定义	均值(标准差)
垃圾分类意愿	愿意垃圾分类=1, 其他=0	0.768(0.422)
互联网使用	家庭使用互联网=1, 其他=0	0.436(0.496)
非农就业	户主非农就业=1, 其他=0	0.473(0.499)
年龄	户主具体年龄(岁)	53.371(12.937)
性别	户主性别(男=1, 女=0)	0.838(0.368)
教育	户主受教育程度	2.557(1.230)
家庭规模	农户家庭总人口(人)	6.176(3.772)
家庭消费	家庭年消费支出(千元)	3.915(9.120)
小汽车	有=1, 无=0	0.148(0.355)
冰箱	有=1, 无=0	0.808(0.394)
贫困户	是=1, 否=0	0.130(0.336)
耕地规模	家庭耕地总面积(公顷)	0.421(3.332)
环保设施	村内环保设施建设情况(有=1, 其他=0)	0.666(0.472)
环境污染	村内环境状况(环境污染=1, 其他=0)	0.246(0.431)
工业化	村内是否有工厂(有=1, 无=0)	0.075(0.264)
城郊村	村庄地理位置(城郊村=1, 其他=0)	0.088(0.284)
公交站	村内家庭设施状况(有=1, 无=0)	0.357(0.479)
东部地区	是=1, 其他=0	0.432(0.495)
中部地区	是=1, 其他=0	0.268(0.443)

西部地区	是=1, 其他=0	0.300(0.458)
书籍数量	家庭书籍拥有量(本)	0.159(0.771)

此外, 根据表 1 发现, 农村户主年龄平均为 53 岁, 老龄化趋势明显。其中男性户主占比高达 83.8%, 平均受教育水平介于小学和初中之间, 表明我国农村存在一定的性别偏见, 教育水平仍有待提高。农村家庭人口规模平均为 6 人, 年均消费支出为 3915 元。随着经济发展和收入水平的提高, 农户耐用消费品拥有量也在逐步提高, 例如约 14.8% 的农户拥有小汽车, 而超过 80% 的农户购置了冰箱, 但样本中仍有 13% 的农户属于贫困户。农户平均耕地规模为 0.421 公顷。伴随着经济增长, 农村环境污染问题日趋凸显, 样本中有 24.6% 的村庄存在环境污染问题。与此同时, 农村环保意识也在不断增强, 有 66.6% 的样本村庄建设了不同规格的环境保护设施, 这将在一定程度影响农户的垃圾分类意愿。样本中 7.5% 的村庄有村内工厂, 8.8% 的农村处于城郊地区, 37.5% 的农村建有公交车站等交通设施。样本在全国范围内分布较为均匀, 东、中、西三个地区样本农户分别占比 43.2%、26.8% 和 30%, 在本文中地区虚拟变量可以用来控制地区层面变量影响。从表 1 还可以发现, 样本农户的平均书籍拥有量为 0.16 本, 表明我国农村居民的阅读强度相对较低。

### 3 实证与分析

#### 3.1 家庭互联网使用与户主非农就业决策模型估计结果

半参数 SUBP 模型估计结果可以发现, 误差项相关系数  $\rho_{\varepsilon}$  在 5% 水平显著异于 0, 表明家庭互联网使用与户主非农就业决策同时受到不可观测因素的影响, 采用传统的单方程估计将损失估计效率, 进一步验证了本文选择 SUBP 模型的有效性。此外, 半参数 SUBP 模型存在显著不为 0 的附属参数, 同时 LR 检验结果也显著拒绝了 SUBP 和半参数 SUBP 模型的嵌套关系, 表明半参数 SUBP 模型估计结果更加有效率。由于 SUBP 模型的估计系数不具有直观性, 本文在系数估计的基础上, 还估计了自变量的边际效应。

家庭互联网使用方程的估计结果表明, 年龄变量的边际效应显著为负, 表明户主年龄每增加 1 岁, 将会降低 1.1% 的家庭互联网使用概率。教育变量的系数显著为正, 表明提高户主受教育程度, 将促进家庭互联网使用。家庭消费和家庭耐用消费品的拥有情况也是影响家庭互联网使用的关键变量, 家庭消费高和拥有小汽车、冰箱等耐用消费品表明家庭面临的资金约束较低, 有利于促进农户家庭互联网服务购买和使用。而贫困户变量的系数显著为负, 表明贫困户使用互联网的概率显著低于非贫困户, 这可能是由于贫困户使用互联网时面临的资金约束较强。环境污染变量的系数显著为正, 表明环境污染的农村农户使用互联网的概率更高, 这可能是由于对环境信息获取的需求所致。此外, 工业化、城郊村和公交站变量系数都显著为正, 表明农村工业化、地处城郊和公交车站建设有利于提高农户互联网使用的概率。农户互联网使用也存在显著的地区效应, 相对于西部地区农户, 地处东部的农户互联网使用的概率更高。

非农就业方程的变量系数和边际效应结果, 可以发现年龄变量对户主非农就业的边际效应显著为负, 性别变量的边际效应显著为正, 表明随着年龄增长, 户主非农就业的概率显著下降, 而男性户主的非农就业概率显著高于女性户主。家庭规模也是影响户主非农就业的显著变量, 家庭规模扩大将显著提高户主非农就业的概率。家庭消费变量每增加 1000 元, 将显著增加 0.2% 的户主非农就业概率。拥有耐用消费品小汽车和冰箱农户户主非农就业概率显著高于未拥有的农户。贫困户和耕地规模扩大, 将会限制户主非农就业, 这是由于贫困户大多属于生存型小农户, 其并不存在农业剩余劳动力进行非农就业。而耕地规模的扩大一般需要投入更多的劳动, 在家庭劳动总量约束下, 农户户主外出就业的概率相对较低。此外, 农村环境也是影响农户非农就业的重要因素。农村存在环境污染、建设环保设施都显著促进了户主非农就业。处于工业化、城郊村和有公交站的农村, 农户户主从事非农就业的概率显著提高。此外, 相对于传统农村, 工业化农村户主的非农就业概率提高了 7.7 个百分点。本文还在模型中控制了地区虚拟变量, 从结果发现相对于西部地区, 中部地区农户户主外出务工概率不存在显著差异, 但东部地区的

户主非农就业概率显著高于西部地区，表明农户户主非农就业存在显著的地区效应。

### 3.2 互联网使用与非农就业对农户垃圾分类意愿的影响估计结果

为了分析农户家庭互联网使用和户主非农就业对农户垃圾分类意愿的影响，本文采用 Probit 模型对方程(5)进行估计。同时采用两阶段控制方程法控制互联网使用和非农就业变量的内生性问题。模型估计结果见表 2。由于 Probit 模型估计需要经过非线性转换，将会导致估计系数的解释不直观，本文对各自变量分别估计了其边际效应。根据表 2，模型中互联网使用与非农就业的残差项变量分别在 1%和 10%水平显著，表明变量非农就业和互联网使用存在的内生性问题在两阶段控制方程中得到了较好的控制。

表 2 非农就业与互联网使用对农户垃圾分类意愿的影响

变量	系数	边际效应
互联网使用	0.763(0.313)**	0.225(0.092)**
非农就业	-2.455(0.653)***	-0.723(0.192)***
年龄	-0.023(0.006)***	-0.007(0.002)***
性别	0.299(0.069)***	0.088(0.020)***
教育	0.121(0.025)***	0.036(0.007)***
家庭规模	0.035(0.014)**	0.010(0.004)**
家庭消费	0.003(0.002)	0.001(0.001)
小汽车	0.154(0.080)*	0.045(0.023)*
冰箱	0.120(0.059)**	0.035(0.017)**
贫困户	-0.179(0.049)***	-0.053(0.015)***
耕地规模	-0.003(0.001)**	-0.001(0.000)**
环保设施	0.118(0.049)**	0.035(0.014)**
环境污染	-0.106(0.040)***	-0.031(0.012)***
工厂	0.457(0.080)***	0.134(0.023)***
城郊	0.201(0.062)***	0.059(0.018)***
公交站	-0.161(0.049)***	-0.047(0.014)***
中部地区	0.283(0.044)***	0.083(0.013)***
东部地区	0.027(0.049)	0.008(0.014)
Res. (互联网使用)	-0.592(0.316)*	-0.174(0.093)*

Res. (非农就业)	2.415(0.654)***	0.711(0.192)***
常数项	1.806(0.352)***	
log-pseudolikelihood 值	-4191.914	
伪 R <sup>2</sup>	0.033	
Prob>Chi2	0.000	
样本量	8008	

根据表 2，互联网使用的边际效应在 5%水平显著为正，表明使用互联网将会显著提高农户的垃圾分类意愿。具体而言，相对于未使用互联网的农户，使用互联网农户的垃圾分类意愿高出了 22.5%。非农就业变量的边际效应为负，且在 1%统计水平显著，表明户主非农就业将不利于提高农户垃圾分类意愿。相对于户主未外出就业的农户，户主非农就业将使农户垃圾分类意愿降低 72.3%。进一步采用非线性估计量，考察非农就业和互联网使用的综合影响，可以发现互联网使用对农户垃圾分类意愿的正向效应尚不足以抵消户主非农就业带来的负向影响，二者的综合效应显著为负(边际效应=-0.498，标准误=0.163)。为了更加直观分析互联网使用和非农就业对农户垃圾分类意愿的影响，本文采用图示法刻画随着互联网使用或非农就业概率变化而对农户垃圾分类意愿的影响(图 1 和图 2)。根据图 1 和图 2 结果，可以发现随着互联网使用的概率提升，农户垃圾分类意愿稳步提高，10 分位点和 90 分位点的农户垃圾分类意愿相差 17.5%。而随着户主非农就业概率的提高，农户垃圾分类意愿迅速下降。非农就业概率 10 分位点的农户垃圾分类意愿高出 90 分位点 57%。

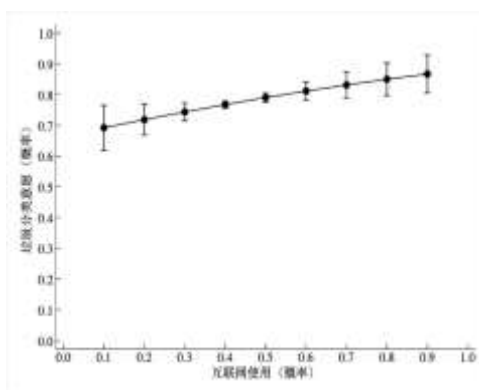


图 1 互联网使用对垃圾分类意愿的边际影响

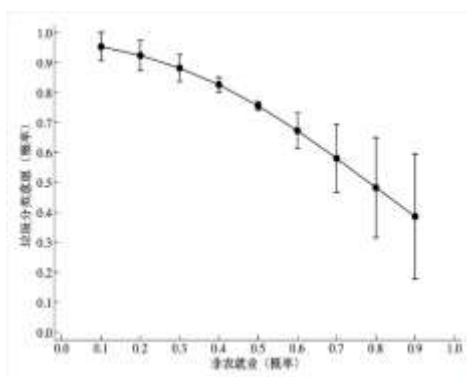


图 2 非农就业对垃圾分类意愿的边际影响

控制变量中，农户户主、家庭以及外部环境变量对农户垃圾分类意愿也有着重要影响。户主年龄越大，则农户垃圾分类意愿越低，且女性户主也会显著降低垃圾分类意愿。随着教育水平的提高和家庭规模的扩大，农户垃圾分类意愿也在显著增强。拥有小汽车的家庭相对而言具有更高的垃圾分类意愿。冰箱变量的边际效应同样显著为正，表明家中配备冰箱也将显著提高农户的垃圾分类意愿，配有冰箱农户的垃圾分类意愿显著高出未配备冰箱 3.5%，这可能是由于冰箱具有食品等分类储备、保鲜等功能，有利于减少生活食品垃圾，有助于增强农户垃圾分类意识。贫困户由于多属于生存型小农户，其垃圾分类意愿相对于非贫困户降低了 5.3%。耕地规模的边际效应为-0.01%，且在 5%水平显著。农户所在村兴建环保设施将显著提高农户垃圾分类意愿，相对于无环保设施的村庄，村内有环保设施的农户垃圾分类意愿将高出 3.5%。而地处有环境污染村庄的农户，其垃圾分类意愿将会显著降低 3.1%。此外，工业化、城郊村的农户垃圾分类意愿分别显著高于未工业化和非城郊村。公交站变量的边际效应显著为负，表明拥有公交站的农村农户垃圾分类意愿显著低于无公交站村农户。从表 2 中地区虚拟变量的边际效应估计量可知，农户垃圾分类意愿存在着显著的地区效应，中部地区农户的垃圾分类意愿高出东部地区农户 8.3%。

为验证结论的稳健性，本文采用 Logit 模型对方程(5)进行了估计。Logit 估计结果发现其边际效应估计量与 Probit 模型较为一致，表明本文实证结果具有一定的稳健性。此外，无论是 Probit 模型还是 Logit 模型都建立在其随机误差项正态或 Logit 分布的基础上，如果误差项不满足这一强假设，将会发现估计的错误识别导致估计偏误问题。本文通过对 Probit 模型进行 LM 正态检验，并采用半参数 Probit 模型放松随机误差正态分布的设定，来进一步考察结论的稳健性。LM 检验的卡方值为 0.025，P 值为 0.988，结果表明无论是 1%、5%还是在 10%水平都不能拒绝 Probit 模型随机误差正态分布的原假设。表 3 陈列了半参数 Probit 模型估计结果。LR 检验结果(卡方值=0.133, P 值=0.9357)并不能拒绝原假设，表明经典 Probit 模型并不嵌套于半参数 Probit 模型。此外半参数 Probit 模型的卡方检验和高阶附属参数在 10%水平全部不显著，进一步验证了本文采用经典 Probit 模型的有效性。

表 3 稳健性检验模型边际效应估计结果

变量	Logit 模型	半参数 Probit 模型
非农就业	-0.736(0.191)***	-0.673(0.276)**
互联网使用	0.233(0.093)**	0.202(0.138)
年龄	-0.007(0.002)***	-0.006(0.002)***
性别	0.088(0.020)***	0.083(0.030)***
教育	0.036(0.008)***	0.035(0.008)***
家庭规模	0.011(0.004)***	0.009(0.006)
家庭消费	0.001(0.000)*	0.001(0.000)
小汽车	0.045(0.024)*	0.050(0.030)*
冰箱	0.035(0.017)**	0.036(0.018)**
贫困户	-0.052(0.014)***	-0.053(0.014)***
耕地规模	-0.001(0.000)**	-0.001(0.000)**

环保设施	0.035(0.014)**	0.033(0.016)**
环境污染	-0.031(0.012)***	-0.032(0.012)***
工业化	0.138(0.024)***	0.131(0.031)***
城郊村	0.057(0.019)***	0.061(0.023)***
公交站	-0.047(0.014)***	-0.045(0.018)**
中部地区	0.084(0.013)***	0.084(0.013)***
西部地区	0.007(0.014)	0.009(0.015)
log-pseudolikelihood 值	-4191.995	-4191.848
Prob>Chi2	0.000	0.989
样本量	8008	8008

## 4 结论与建议

本文基于全国大样本数据，利用控制方程法和半参数似无相关双变量 Probit 模型，实证分析了农户互联网使用与户主非农就业对农户垃圾分类意愿的影响，主要研究结论有：

(1) 农户非农就业与互联网使用决策受到共同因素作用；户主非农就业决策，受到年龄、贫困户因素的显著负向影响，受到性别、受教育程度、家庭规模、家庭耐用消费品(小汽车和冰箱)、村庄环保设施、村庄环境污染、工业化和城郊村、公交站等因素的显著正向影响；互联网使用受到户主年龄和贫困户的显著负向影响，而提高农户受教育程度、家庭小汽车和冰箱拥有、村庄受到环境污染、工业化、城郊村和公交站显著提高了农户互联网使用概率。

(2) 使用互联网则显著提高了农户的垃圾分类意愿，而户主非农就业不利于提高农户垃圾分类意愿；随着互联网使用的概率提高，农户垃圾分类意愿逐渐提高；而随着非农就业概率的提高，农户垃圾分类意愿逐渐降低。进一步通过非线性估计发现，互联网使用不能够抵消非农就业对农户垃圾分类意愿的负向影响，二者的总体影响仍然为负；此外，户主年龄、贫困户、村庄环境污染、耕地规模、公交站等变量对农户垃圾分类意愿有显著负向影响，而户主性别、教育、小汽车、冰箱、村内环保设施、家庭规模、村内工厂、城郊等变量有显著正向影响。

根据研究结论，本文提出以下政策建议：

(1) 加强农村互联网、交通等基础设施建设，促进村内非农就业，壮大青壮年群体。经济发展是提高居民生活质量、增强环保意识的基础，在农村基础设施不断完善、村民收入多元化的趋势下，需完善相应的经济补贴、公路交通等配套措施，为出行、垃圾处理与输出、吸引就近就业提供基础。互联网+时代，增强和普及农村电子通信、物联网技术等，利用微信、微博等新兴传播媒介创新宣传方式，提供更多信息接收渠道，营造人人参与、人人有责的氛围，全方位引导居民环保意识。

(2) 针对非农就业人员，积极宣传环保理念，提高环保意识，有针对性地降低其非农就业的负向影响。如在儿童、青少年学校教育中，加强环保意识教育和实践引导，并通过他们的言行对家庭成员在环保行为上产生积极影响；在老年群体中，可以通过村集体休闲活动、聚会机会等做环保知识宣传，通过动画、影片等生动轻松的方式进行互动影响。

---

(3)加大村内环保设施建设,并因地制宜地探索垃圾分类模式。综合考虑不同村镇的人口密度、人口年龄结构、交通条件和原有垃圾分类基础,合理布局垃圾分类回收和处理场所。加强垃圾处理新技术与居民实践的关系,让行动的主体能充分接纳和利用垃圾处置技术,充分尊重村民主体性和创造性,探索更多具有针对性和整合性的地方经验。

#### 参考文献:

- [1]李玉敏,白军飞,王金霞,等.农村居民生活固体垃圾排放及影响因素[J].中国人口·资源与环境,2012(10):63-68.
- [2]黄季焜,刘莹.农村环境污染情况及影响因素分析——来自全国百村的实证分析[J].管理学报,2010(11):1725-1729.
- [3]姜利娜,赵霞.农村生活垃圾分类治理:模式比较与政策启示——以北京市4个生态涵养区的治理案例为例[J].中国农村观察,2020(2):16-33.
- [4]操建华.乡村振兴视角下农村生活垃圾处理[J].重庆社会科学,2019(6):44-54.
- [5]王金霞,李玉敏,黄开兴,等.农村生活固体垃圾的处理现状及影响因素[J].中国人口·资源与环境,2011(6):74-78.
- [6]杨曙辉,宋天庆,陈怀军,等.中国农村垃圾污染问题试析[J].中国人口·资源与环境,2010(S1):405-408.
- [7]陈绍军,李如春,马永斌.意愿与行为的悖离,城市居民生活垃圾分类机制研究[J].中国人口·资源与环境,2015(9):168-176.
- [8]崔亚飞,Bluemling B.农户生活垃圾处理行为的影响因素及其效应研究——基于拓展的计划行为理论框架[J].干旱区资源与环境,2018(4):37-42.
- [9]王学婷,张俊飏,何可,等.农村居民生活垃圾合作治理参与行为研究:基于心理感知和环境干预的分析[J].长江流域资源与环境,2019(2):459-468.
- [10]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(8):1500-1512.
- [11]孙旭友.垃圾上移:农村垃圾城乡一体化治理及其非预期后果——基于山东省P县的调查[J].华中农业大学学报(社会科学版),2019(1):123-129.
- [12]申振东,姚恩雪.我国农村生活垃圾处理:政策演变、实施现状及完善路径[J].贵州社会科学,2018(9):85-91.
- [13]Afroz R, Rahman A, Masud MM, et al. The knowledge, awareness, attitude and motivational analysis of plastic waste and household perspective in Malaysia[J]. Environmental Science and Pollution Research, 2017, 24(3):2304-2315.
- [14]彭代彦,李亚诚,李昌齐.互联网使用对环保态度和环保素养的影响研究[J].财经科学,2019(8):97-109.
- [15]艾鹏亚,李武.媒介使用如何影响垃圾分类行为?——以媒介依赖类型为调节的双中介模型[J].新闻记者,2019(10):55-62.

- 
- [16]Padilla A J, Trujillo J C. Waste disposal and households' heterogeneity. Identifying factors shaping attitudes towards source-separated recycling in Bogotá, Colombia[J]. Waste Management, 2018, 74:16-33.
- [17]丁蕊, 母彦婷, 李艳波. 农村劳动力转移的生态环境影响研究进展[J]. 生态经济, 2019(2): 142-147.
- [18]王晓东, 李繁荣. 农村劳动力流动正向驱动乡村绿色发展研究——基于新中国成立 70 年历史的分析[J]. 经济问题, 2019(12): 104-113.
- [19]Shi X P, Heerink N, Qu F T. Does off-farm employment contribute to agriculture-based environmental pollution? New insights from a village-level analysis in Jiangxi Province, China[J]. China Economic Review, 2010, 22(4):524-533.
- [20]Ma W L, Abdulai A, Goetz R. Agricultural cooperatives and investment in organic soil amendments and chemical fertilizer in China[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2018, 100(2):502-520.
- [21]De Luca G. SNP and SML estimation of univariate and bivariate binary-choice models[J]. The Stata Journal, 2008, 8(2):190-220.
- [22]黄祖辉, 刘西川, 程恩江. 贫困地区农户正规信贷市场低参与程度的经验解释[J]. 经济研究, 2009(4): 116-128.
- [23]Ma W L, Renwick A, Grafton Q. Farm machinery use, off-farm employment and farm performance in China[J]. Australian Journal of Agricultural and Resource Economics, 2018, 62(2):279-298.
- [24]Chang H H, Mishra A. Impact of off-farm labor supply on food expenditures of the farm household[J]. Food Policy, 2008, 33(6):657-664.