消费升级视角下互联网使用对农村生活 垃圾减量的影响

张丰翼,颜廷武*,范怡楠



(华中农业大学经济管理学院/湖北农村发展研究中心,湖北武汉430070)

摘 要 基于湖北省967份农户调查数据,采用内生转换模型,聚焦抑制废弃物产生源头措施,着眼农村地区和微观层面,在"反事实"分析框架下实证检验互联网使用对农村居民生活垃圾减量的影响,并进一步从消费升级视角探究其中的作用机制。研究结果表明:(1)互联网使用显著促进了农村居民生活垃圾减量,反事实结果表明,使用互联网的农户假如未使用互联网,其生活垃圾产生量将显著增加。(2)消费升级是互联网使用作用于生活垃圾减量的主要传导机制。其中,互联网购物带来的消费数量提升会增加生活垃圾产生量,但是消费结构优化又进一步抑制生活垃圾产生量。进一步的异质性分析表明,互联网对男性、老龄人群、受教育程度较低和收入水平较高的农户影响效果更为显著。提出为切实改善农村人居环境,各级政府应积极采取夯实互联网基础设施、倡导理性消费、加快生产和生活方式全面绿色转型等措施,促进农村生活垃圾减量,提高农村生活垃圾治理效率。

关键词 消费升级;消费结构;生活垃圾减量;互联网使用;内生转换模型中图分类号:F323.22 文献标识码:A 文章编号:1008-3456(2024)03-0080-12 DOI编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2024.03.007

宜居宜业和美乡村的建设离不开农村人居环境的持续整治,也离不开农村生活垃圾的有效治理。在我国部分农村地区,"垃圾围村"问题已成为农村人居环境治理的突出短板和亟待解决的重要内容。农村生活垃圾产生量由2017年的1.80亿吨增长到2019年的2.99亿吨^[1],增长率接近70%[©],这些垃圾若未得到合理处置,不仅会影响村容村貌和村庄生态环境,还会通过食物链对居民生活和身体健康造成潜在的威胁。对此,党的二十大报告明确提出"深入推进环境污染防治、推进城乡人居环境整治",2023年中央一号文件进一步指出"推动农村生活垃圾源头分类减量,及时清运处置"。一系列政策文件的出台和实施为生活垃圾治理提供了依据,农村生活垃圾治理逐渐被摆到和美乡村建设更加突出的位置。截至2022年底,仅湖北省已累计完成10515个行政村环境整治,建成垃圾中转站2029座,配置农村保洁员14.1万人[©]。但在垃圾治理的实践中,农民的主体作用还未能得到充分发挥,农村生活垃圾资源化、减量化发展水平依然有待提高。作为"最公平的公共产品和最普惠的民生福祉",农村人居环境对弥补经济发展短板、推进基本公共服务均等化具有重要推动作用^[2]。破解"垃圾围村"困境是建设宜居宜业和美乡村的一项重要任务,同时也是实现乡村振兴的必然选择。

随着信息基础设施的快速建设,中国社会正在进入以网络化、数字化为代表的信息时代,数字经济成为拉动经济增长、推进消费方式革命的重要动力^[3]。截至2022年底,我国农村网民为3.08亿,约占乡村人口的62.73%,农村地区互联网普及率为61.9%³⁰,互联网在农村的普及和应用正悄无声息地

收稿日期:2023-10-09

基金项目:教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目"乡村产业兴旺科技支撑的体制机制研究"(21JZD030)。*为通讯作者。

① 见《中国农村垃圾处理产业发展动态及投资战略规划报告(2021-2027年)》。

② 湖北加快建设宜居宜业和美乡村,见http://www.hubei.gov.cn/zwgk/hbyw/hbywqb/202304/t20230403_4610948.shtml.

③ 第51次《中国互联网络发展状况统计报告》,见https://www.cnnic.net.cn/n4/2023/0303/c88-10757.html.

改变着农村居民的思维方式和生产生活方式[46]。

农户作为农村生活垃圾治理的直接受益者与重要参与者,互联网使用程度的提高将有助于促进 农户环境保护意识与环境认知的提高,使农户形成绿色的生产生活方式,进而在生活中选择购买污 染强度更低的商品,形成理性的消费方式并带来生活垃圾产生量的降低;同时,通过降低交易成本、 缓解流动性约束、诱发收入幻觉、提高支付便利性以及优化消费环境等途径[59],互联网使用给居民传 统的消费行为和消费习惯带来了冲击,更加充分地释放了农村的消费潜力[10],促进了农村地区的消费 升级;消费升级不仅提升了农村居民的消费总量,同时也优化了消费结构[11-14];而生活垃圾作为消费 之后的产物,其造成的外部性危害可以视作是消费者的消费结果而非消费过程带来的外部性[15],消费 升级带来的消费总量与消费结构的变化对生活垃圾产生量有重要影响。一方面,消费水平的增加可 能带来更多的食品和生活必需品的消费,提高居民人均生活碳排放水平[16-17],物质消费的增加会带来 更多的产品废弃物、产品包装物和对消费品的浪费,相应也会产生更多的生活垃圾[18];另一方面,消费 结构的升级和优化又可能促使家庭娱乐发展型消费支出增加,这部分消费支出的扩大通常不会带来 垃圾产生量的增加[19],且可能增强居民的生态环境保护意识,使居民更倾向于选择理性的消费方式和 购买污染强度更低的商品,从而出现环境污染排放下降的情况[20]。消费与生活垃圾产生直接相关,互 联网作为消费升级的主要推动力,是否会通过改变农村居民的消费行为,从而影响农村生活垃圾的 产生呢?互联网使用是否会增加消费总量,从而导致产生更多的生活垃圾?抑或改善消费结构,使 得污染物排放减少,进而改善农村生活环境?

基于以上分析,本研究拟从消费的视角探究互联网使用与农村生活垃圾减量之间的关系,从消费数量和消费结构两个维度实证分析互联网使用对农村生活垃圾减量的影响,为当前农村生活垃圾治理问题提供一个可能的分析视角。与已有研究相比,本文的边际贡献体现在:(1)已有研究主要关注垃圾分类[1,21-24]、垃圾集中处理[25-27]和垃圾治理付费[4,28-29]等垃圾产生后的处理阶段,但对于垃圾源头减量这一核心环节关注不足。垃圾一旦被生产出来,即使后续经过分类处理和资源化利用,这一过程中也会产生碳排放,从而对环境造成负面影响[30]。基于此,本研究聚焦于抑制废弃物的产生这一源头措施,紧紧围绕减少生活垃圾产生量这一解决"垃圾围村"问题的关键展开分析和讨论[31]。(2)当前城市垃圾治理已取得一定成效,而农村地区垃圾治理工作还亟待加强,垃圾治理的基础设施与服务供给依然存在缺位,农户自发的垃圾治理动力不足[2]。不同于以往研究多从城市和宏观层面研究消费与垃圾治理的关系[19,32],本文着眼于农村地区和微观层面,从消费升级的角度入手,探析农村生活垃圾治理中互联网使用发挥的作用,并进一步厘清互联网使用、消费升级以及生活垃圾减量之间的关系,有助于从源头上抑制生活垃圾的产生,也为在互联网蓬勃发展、和美乡村建设如火如茶的背景下如何引导农村居民形成绿色低碳的消费习惯和生活方式提供一定的参考。

一、理论分析

1. 互联网使用对农村生活垃圾减量的影响

建设数字中国是数字时代推进中国式现代化的重要引擎,是构筑国家竞争新优势的有力支撑。当前,数字乡村建设迈向规模化部署阶段,互联网前所未有地改变着农村居民的生活方式、时间安排和行为模式,也大力改善了农村居民的环保意识和环保行为,从而有助于农村生活垃圾产生量的进一步减少。

互联网可为大众传播环境知识,具有强大的价值引导和社会动员功能^[33],有助于信息公开,强化民众与环保的关系,提升民众的环保态度和环保素养,促进人们的亲环境行为^[34],从而进一步减少生活垃圾的产生与丢弃。一方面,互联网使用有助于居民形成积极的环保态度。对于经常使用互联网浏览信息的居民而言,网上传播的大量环境污染信息会诱发情感共鸣和危机意识,加深网民对危险处境的判断,提高农村居民的环境风险感知力,使之意识到环境问题不单单是一项政治议题,而是与切身利益息息相关,严重影响日常生活,所以出于生存考虑,网民会自觉、主动地调整环境立场,树立

积极的环境保护态度。另一方面,互联网使用有助于提升居民的环保素养。网络媒体的出现打破了信息分布不均衡的格局,基于网络媒体的非正规环境教育是对正规环境教育的有益补充,有助于构建先进环境知识体系,完善环境知识结构,加深环境知识储备,网络信息互动具有包容性特点,不同层次的网民可以在这里畅聊环保热点话题,交流知识、交换看法,从而提升双方环保素养[35]。由此,提出如下研究假设:

H1:互联网使用有助于促进农村居民生活垃圾减量。

2. 消费升级在互联网使用影响农村生活垃圾减量中的作用

从消费升级的视角来看,互联网使用对农村生活垃圾减量的影响过程可以从消费水平提高和消费结构改善这两个层面进行讨论。

一方面,互联网通过降低消费者成本、刺激消费需求和提供便捷的交易方式、缓解流动性约束为消费者带来了"搜寻成本"以及时间和金钱成本的降低,极大地提高了支付的便利性,并最终促进居民消费动力和消费水平的提高^[9,36-37]。由消费外部性理论可知,消费作为一把"双刃剑",在拉动经济增长的同时也可能带来大量的废弃物,从而造成环境负担加重,环境污染问题日益突出。其中,垃圾作为消费产生的固体废弃物,其危害不容忽视^[38]。由需求理论可知,消费水平提升意味着消费者的需求和能力增加,农村居民用于衣食住行等物质方面的消费也会随之增加,可能会导致更多的商品和服务被用于生产和消费,也会产生更多的包装废弃物和一次性用品。根据规模效应理论,随着消费水平提升,对商品和服务的需求增加,生产规模扩大,消费增加产生的废弃物会导致资源消耗的增加,从而影响垃圾的产生量^[20]。更有甚者,数字技术的发展催生了数字资本,使得数字化消费成为人们主要的生活方式和交往方式。广告传媒借助互联网途径得以快速蔓延,甚至造成了消费主义的盛行。消费主义过分追求商品的品牌和时尚,而在很大程度上忽略了其应有的使用价值,冲击了传统的勤俭节约观念,导致人们不断陷入"购买即淘汰""过量消费、用过即扔"的快速消费循环中^[39]。

另一方面,互联网通过丰富消费者的选择偏好、改善用户的消费体验并推动新业态的产生与发展使得享受和发展型消费增加。互联网的发展使得消费者能够更便利地接触到种类繁多、价格实惠的商品,并使得农村居民接触在线学习、在线票务、外出旅行等业务更为便利,有利于享受和发展型消费增加,促进了服务业等新业态的发展,进而带来了消费结构改善和消费升级[7.10,39],从而可能减少污染物的产生。边际效用递减理论指出,当消费量逐渐增加时,消费者对于每一单位商品的边际效用递减。由于替代效应和收入效应的影响,随着物质生活的不断满足,为追求更高的效用和幸福感,消费者会逐渐转向享受和发展型消费,用于娱乐发展的支出会增加,这部分支出主要用于投资自我以及满足精神生活的需求,例如耐用品消费、旅游娱乐、保健养生等,因此不会带来更多的物质垃圾产生量。此外,偏好和需求也会影响个体的消费决策。随着生态环保意识增强,农村居民会逐渐形成理性、绿色的消费方式,例如购买耐用品和可再生资源的产品以减少不必要的替换、选择少包装或无包装的商品来减少包装垃圾的产生等。消费者对环境友好的商品和服务的偏好和需求会抑制生活垃圾产生量的增加[32]。基于上述分析,提出如下研究假设:

H₂: 互联网使用通过提升消费水平,不利于农村居民生活垃圾减量。

H₃: 互联网使用通过优化消费结构,有助于农村居民生活垃圾减量。

二、数据来源、变量设置与模型设定

1.数据来源

本文使用课题组2022年7月在湖北省进行的农户调查数据进行分析。湖北省高度重视农村生活垃圾治理问题,先后发布了《湖北省农业农村污染治理攻坚战实施方案(2021-2025年)》《湖北省推进城乡生活垃圾分类工作实施方案》等系列文件,着力解决农村突出的生态环境问题。农户调查采用分层抽样和随机抽样相结合的方法进行。首先,将不同地区的经济发展水平、农业生产状况等纳入考虑,选择黄冈市、荆州市和孝感市3个样本市;其次,运用随机抽样原则在每个样本市选取2个

样本县(市、区);再其次,在每个样本县(市、区)选择4~5个乡镇;随后,在每个乡镇随机选择1~2个行政村;最后,在每个村庄中选取约25个家庭,采用面对面问卷访谈的方式向每个家庭中较为熟悉情况的成员了解其生产经营状况。调查共收集1054份农户样本问卷,有效问卷数量在剔除关键信息漏答的无效问卷后达967份,问卷有效率为91.75%。样本地区分别情况见表1。

| | | 77 - 11 1 1 3 = 33 1 1 1 1 3 4 5 | | |
|--------|--------|----------------------------------|-----|-------|
| 省、市 | 县(市、区) | 乡(镇) | 样本量 | 占比/% |
| 湖北省黄冈市 | 武穴市 | 大法寺镇、龙坪镇、花桥镇、余川镇 | 138 | 14.27 |
| | 浠水县 | 汪岗镇、绿杨乡、洗马镇、蔡河镇 | 152 | 15.72 |
| 湖北省荆州市 | 公安县 | 埠河镇、麻豪口镇、甘家厂乡、藕池镇 | 166 | 17.17 |
| | 洪湖市 | 乌林镇、螺山镇、沙口镇、老湾回族乡 | 159 | 16.44 |
| 湖北省孝感市 | 大悟县 | 三里城镇、芳畈镇、宣化店镇、刘集镇、二河镇 | 180 | 18.61 |
| | 云梦县 | 隔蒲潭镇、沙河镇、伍洛镇、清明河镇、三里城镇 | 172 | 17.79 |

表1 样本地区分布情况

表2显示了样本农户的基本特征。由表2可知,受访者以男性为主(占比为79.64%),较多农户年龄在50岁以上(占比为85.21%)且非党员(占比为74.97%),这与湖北省当前农村的现实情况较为符合。湖北省是人口净流出省份之一,2021年农村外出从业劳动力中50岁以下人员占比为83.87%[®],说明当前大量农村青壮年劳动力外流,留守在村的大多为老人;截至2021年底,中共党员数量超过9600万名,占18岁以上人口比例约为8.7%,由于问卷受访者为每个家庭中较为熟悉情况的成员,因而大部分情况下都是由户主作答,而农村户主是男性和党员的可能性更大,因而受访者中男性和党员比例相对较高。从受访农户的家庭规模看,样本农户家庭平均年收入为5.14万元,平均人口规模为3.03人,因此计算得出样本农户人均年收入为1.7万元,已公开的统计数据显示,2021年湖北省农村常住居民人均可支配收入达到了1.83万元[®],本研究所获取的农户人均年收入的结果与官方数据大致相符,说明样本数据具有一定的代表性。

| 指标 | 类别 | 频数 | 占比/% | 指标 | 类别 | 频数 | 占比/% |
|--------|----------|-----|-------|-----------|----------|-----|-------|
| 性别 | 男 | 770 | 79.63 | エトンム エニをわ | 党员 | 242 | 25.03 |
| | 女 | 197 | 20.37 | 政治面貌 | 非党员 | 725 | 74.97 |
| | 50岁以下 | 143 | 14.79 | | 小学及以下 | 442 | 45.71 |
| 年龄 | [50,60]岁 | 260 | 26.89 | 受教育程度 | 初中 | 338 | 34.95 |
| | [61,70]岁 | 339 | 35.05 | | 高中及以上 | 187 | 19.34 |
| 家庭常住人口 | 70岁以上 | 225 | 23.27 | 家庭年收入 | 4万元以下 | 575 | 59.46 |
| | 4人以下 | 655 | 67.73 | | [4,8]万元 | 217 | 22.44 |
| | [4,8]人 | 310 | 32.06 | | (8,12]万元 | 102 | 10.55 |
| | 9人以上 | 2 | 0.21 | | 12万元以上 | 73 | 7.55 |

表2 样本农户的基本特征

2. 变量设置及描述性统计

变量定义与描述性统计见表3。

- (1)被解释变量。选取受访农户家庭人均每天垃圾产生量来刻画生活垃圾产生量。根据问卷中"您家一天产生的生活垃圾量大约为多少斤"和"您家通常一起生活的家庭成员有几人"计算获得^②。此外,为得到平稳数据,便于模型估计,对生活垃圾产生量取对数后再纳入到实证模型中。
 - (2)核心解释变量:互联网使用。农户使用手机或电脑上网都属于使用互联网的范畴,借鉴相关

① 资料来源于《湖北省农村统计年鉴(2021年)》。

② 为确保受访者能够较为准确地回答这一问题,在具体调查过程中,每天生活垃圾产生量借助垃圾袋(垃圾桶)的容量进行估计和 回答。例如,装满一个手提袋的垃圾重量约为3千克,借此估计出农户家庭每日的生活垃圾产生量。此外,已有研究表明,中国 农村家庭中每人平均每天生产约0.8千克(1.6斤)生活垃圾^[26],而本研究所用数据计算得出的受访农户家庭人均每天垃圾产生量均值为1.62斤,由此可见,本研究所用的数据具有一定的科学性和准确性。

研究^[40-41],依据受访者对问卷中"您平时是否通过手机或电脑等使用互联网"的回答来度量。当农户回答"是"时,视为通过手机或电脑使用互联网,赋值为1,否则视为未使用互联网,赋值为0。由表4可知,当前农村的互联网普及率较高,在全部受访农户中,使用互联网的农户占比为72.08%,即使在年龄超过70岁的农户群体中,使用互联网的农户占比仍达到了45.78%,而随着受教育程度的提高,互联网普及率也不断增加,受过高中及以上教育的农户群体中使用互联网的比例高达93.05%。

| | 变量定义与描述 | |
|-----|---------|--|
| 表 3 | | |
| | | |
| | | |

| 变量 | 定义与度量 | 均值 | 标准差 |
|-----------------|---|-------|--------|
| 被解释变量 | | | |
| 生活垃圾产生量 | 人均每天的垃圾产生量/斤,取对数 | 0.158 | 0.833 |
| 解释变量 | | | |
| 互联网使用 | 是否使用互联网:是=1;否=0 | 0.721 | 0.449 |
| 中介变量 | | | |
| 消费数量 | 人均年消费支出/元,取对数 | 9.010 | 0.772 |
| ※ 連かわ | 生存型消费占比 | 0.504 | 0.232 |
| 消费结构 | 发展享受型消费占比 | 0.470 | 0.236 |
| 控制变量 | | | |
| 性别 | 受访者性别:男性=1;女性=0 | 0.796 | 0.403 |
| 年龄 | 受访者年龄:50岁以下=1;[50,60]=2;[61,70]=3;70岁以上=4 | 2.668 | 0.992 |
| 受教育程度 | 受访者受教育水平:小学及以下=1;初中=2;高中及以上=3 | 1.736 | 0.763 |
| 人口规模 | 家庭人口数量 | 5.269 | 2.429 |
| 家庭收入 | 家庭上年度收入情况/万元 | 5.139 | 10.914 |
| 村庄的垃圾治理情况 | 村庄垃圾治理评价:满意=1;不满意=0 | 0.866 | 0.341 |
| 村内垃圾处理设施 | 村内垃圾处理设施数量:足够=1;不足=0 | 0.852 | 0.355 |
| 工具变量 | | | |
| 村庄内其他农户互联网使用的均值 | 受访者所在村庄内除受访者外其他个体的互联网使用情况 | 0.721 | 0.140 |
| 地区变量 | 武穴=1;浠水=2;云梦=3;大悟=4;公安=5;洪湖=6 | | |

表 4 样本农户互联网使用的基本情况

| do the | ₩ Dil | 使用 | 互联网 | 未使月 | 互联网 |
|---------------------------------------|-----------|-----|-------|-----|-------|
| 农户类别 | | 人数 | 占比/% | 人数 | 占比/% |
| 全部 | 岸本 | 697 | 72.08 | 270 | 27.92 |
| ····································· | 男性 | 557 | 72.34 | 213 | 27.66 |
| 按性别分组 | 女性 | 140 | 71.07 | 57 | 28.93 |
| | 50岁以下 | 138 | 96.50 | 5 | 3.50 |
| 按年龄分组 | [50,60]岁 | 232 | 89.23 | 28 | 10.77 |
| 按 平龄 | [61,70]岁 | 224 | 66.08 | 115 | 33.92 |
| | 70岁以上 | 103 | 45.78 | 122 | 54.22 |
| | 小学及以下 | 256 | 57.92 | 186 | 42.08 |
| 按受教育程度分组 | 初中 | 267 | 78.99 | 71 | 21.01 |
| | 高中及以上 | 174 | 93.05 | 13 | 6.95 |

(3)中介变量:消费升级。根据马斯洛需求层次理论,当低层次的需求获得满足时,消费者才会产生对高层次的需求。消费升级正是居民需求层次提升的体现,具体表现为居民家庭消费类别从一般商品转向高层次商品和服务,以及不同消费项目支出占比此消彼长的过程。本文借鉴已有研究,从数量和结构两个方面对互联网带来的消费升级进行界定与刻画[13,36]。一方面,互联网使用会带来消费数量的提升[14],本文选取受访农户家庭内人均年消费支出来衡量,根据问卷中"您家的家庭消费总支出"和"您家通常一起生活的家庭成员有几人"计算得出,并取对数后纳入模型分析。另一方面,互联网使用也会带来消费结构的优化,本文借鉴已有研究[9,12],将生存型消费定义为满足基本生存需

要的衣着、食物、住房等消费支出,发展享受型消费可定义为除生存型消费外的其他消费类型,消费结构则体现为生存型消费和发展享受型消费所占家庭年消费总量的比重。

- (4)工具变量:村庄内其他农户互联网使用的均值。鉴于农户使用互联网可能由于不可观测因素导致内生性问题,本文借鉴相关研究[4,42-43],以受访者所在行政村其他农户的互联网使用情况来刻画工具变量。在农村"熟人社会"的环境中,农户之间存在着"同伴效应",受访者的网络使用情况会受到所在村庄内其他个体的影响,而且互联网使用受到网络基础设施等政府投资的影响,总体上,互联网使用情况在相同地域内是一致的,因此满足工具变量与内生变量间的相关性要求。但是,作为宏观层面上的变量,村庄内其他农户互联网使用情况并不会对农户个人家庭内生活垃圾产生量这一微观层面上的变量产生直接影响,因此也符合工具变量外生性原则。
- (5)控制变量。参照已有研究,设置个人层面、家庭层面和村庄层面三类控制变量。其中,从受访者的性别、年龄、受教育程度来反映个人层面特征[22,24];家庭层面主要控制了受访者家庭的人口规模、家庭收入等[27,41];村庄层面的控制变量主要有村庄的垃圾治理情况和村内垃圾处理设施等[44]。此外,考虑到可能存在于不同地区农村居民的互联网使用情况之间的差异性,故采用各县(市、区)的区域虚拟变量形式来控制地区效应。

3.模型设定

本文主要关注互联网使用对农户家庭生活垃圾减量的影响。由于无法同时观测同一农户使用和不使用互联网两种情形下家庭的生活垃圾产生量,故不能直接估计互联网使用对农户家庭生活垃圾产生量的影响。农户是否使用互联网并非是随机分配的,而是农户在特定的社会环境和家庭禀赋条件下的自选择。此外还会存在一些不可观测的因素,同时影响着互联网使用和生活垃圾产生量。如果忽略该问题,则估计结果是有偏差的。因此,考虑到互联网使用可能存在选择性偏误及内生性问题,本文借鉴Maddala^[45]的研究,采用内生转换模型估计互联网使用对生活垃圾减量的影响。该方法的优势在于能够同时考虑可观测因素和不可观测因素的影响。另外,该方法还考虑到了处理效应异质性的问题,能够考察各变量影响的差异,并实现反事实分析。

(1)内生转换模型。本文构建的农户互联网使用的选择方程为:

$$M^* = \alpha S_i + u_i; \quad M = 1(M^* > 0)$$
 (1)

式(1)中, M^* 是相应于是否使用互联网的虚拟变量M的潜变量; S_i 是影响农户使用互联网的因素;i指农户; α 是待估系数; u_i 表示随机扰动项。农户使用互联网对生活垃圾产生量的影响效应方程为:

$$\begin{cases}
Y_{Ti} = X_{Ti}\beta_T + \varepsilon_{Ti}; & M = 1 \\
Y_{Ui} = X_{Ui}\beta_U + \varepsilon_{Ui}; & M = 0
\end{cases}$$
(2)

式(2)中, Y_{Ti} 和 Y_{Ui} 分别表示使用互联网(T)和未使用互联网(U)的农户的生活垃圾产生量; X_i 表示影响农户生活垃圾产生量的协变量; β_T 和 β_U 是待估系数; ϵ_{Ti} 和 ϵ_{Ui} 是两组方程的随机扰动项。当不可观测因素同时影响农户的互联网使用和生活垃圾产生量时,影响效应方程中的 ϵ_{Ti} 和 ϵ_{Ui} 将与选择方程中的 u_i 产生相关性,对式(2)进行直接估计的结果将是有偏的。由于互联网使用与未使用时农户的生活垃圾产生量数据无法同时获取,内生转换模型将此作为缺失值处理,将基于式(1)计算得到的逆米尔斯比率 λ 引入。此时,式(2)可转化为:

$$\begin{cases} Y_{Ti} = X_{Ti}\beta_T + \sigma_{Tu}\lambda_{Ti} + \varepsilon_{Ti}; & M = 1 \\ Y_{Ui} = X_{Ui}\beta_U + \sigma_{Uu}\lambda_{Ui} + \varepsilon_{Ui}; & M = 0 \end{cases}$$
(3)

式(3)中, λ_T 和 λ_U 是导致选择偏误的不可观测变量;选择方程和影响效应方程误差项的协方差通过 σ_T 和 σ_U 来表示,两组方程之间的"选择偏差"或"同时决策"问题在二者显著时出现; λ_T 和 λ_U 是导致选择偏误的不可观测变量。上述问题可以通过修正不可观测因素导致的偏差使得 β_T 和 β_U 变为一致且渐进正态的这一方式来解决,式(3)可得到一个无偏的估计结果。

(2)基于内生转换模型的处理效应估计方法。基于式(3),可使用式(4)和式(5)分别表示使用和

未使用互联网的农户生活垃圾产生量条件期望:

$$E[Y_{Ti}|M=1] = X_{Ti}\beta_T + \sigma_{Tu}\lambda_{Ti}$$
(4)

$$E[Y_{Ui}|M=0] = X_{Ui}\beta_{U} + \sigma_{Uu}\lambda_{Ui}$$

$$\tag{5}$$

使用互联网的农户如果没有使用互联网的生活垃圾产生量和未使用互联网的农户如果使用互 联网的生活垃圾产生量分别可以表示为式(6)和式(7):

$$E[Y_{Ui}|M=1] = X_{Ti}\beta_{U} + \sigma_{Uu}\lambda_{Ti}$$
(6)

$$E[Y_{Ti}|M=0] = X_{Ui}\beta_T + \sigma_{Tu}\lambda_{Ui}$$
(7)

可以借助式(4)和式(6)之差来表示使用互联网农户(处理组)的生活垃圾产生量平均处理效应(ATT):

$$ATT = E[Y_{T_i}|M=1] - E[Y_{U_i}|M=1] = X_{T_i}(\beta_T - \beta_U) + \lambda_{T_i}(\sigma_{T_U} - \sigma_{U_U})$$
(8)

可以采用式(7)和式(5)之差来表示未使用互联网农户(控制组)的生活垃圾产生量平均处理效应(ATU):

$$ATU = E[Y_{Ti}|M=0] - E[Y_{Ui}|M=0] = X_{Ui}(\beta_T - \beta_U) + \lambda_{Ui}(\sigma_{Tu} - \sigma_{Uu})$$
(9)

三、实证结果分析

1. 基准回归: 互联网使用对农村生活垃圾减量的影响

(1)互联网使用对生活垃圾减量影响的内生转换模型回归结果。互联网使用的选择方程的结果呈现在表 5 第(1)列。其中,工具变量"村庄内其他用户互联网使用均值"对受访农户使用互联网有显著的正向影响。可见,互联网使用具有区域性和"同伴效应",在基础设施不断完善和周围人的带动下,农户更有可能参与到互联网使用中。表 5 第(2)、(3)列分别报告了不同的互联网使用状况的农户生活垃圾产生量决策方程中各个变量的估计系数。表 5 中,两阶段独立性检验在 1% 的显著性水平上拒绝了选择方程和决策方程相互独立的假设。 ρ_1 和 ρ_2 分别表示互联网使用选择方程和使用互联网农户的决策方程随机误差项的相关系数。表 5 的结果说明,两个系数均在 1% 的显著性水平上显著,表明本研究采用内生转换模型具有一定的合理性。

表5第(1)列的结果指出,显著影响农户的互联网使用情况的控制变量有年龄、受教育程度和家庭收入。详细来看,年龄越小、受教育程度越高的农户更有可能使用互联网,这可能因为年龄越大的农户受到自身人力资本的限制越强,接受网络等新兴事物的能力越差,而教育提高农户对互联网的使用概率是通过提升农户的技能和自身素质来实现的,Ma等[46]的研究同样证实了这一结论。此外,家庭收入与互联网使用呈现正向的关系。这可能由于接入互联网需要较好的家庭物质支撑,家庭收入较低的农户缺少使用互联网充足的物质支持,因而其使用互联网的概率较低。

分析表 5 第(2)、(3)列的结果发现,生活垃圾产生量的影响因素在互联网使用情况不同的农户之间存在较为明显的差异。使用互联网的农户的生活垃圾产生量受到性别、受教育程度、家庭人口规模和村庄内已有的垃圾处理设施的显著影响。对于不使用互联网的农户,年龄和受教育程度对其生活垃圾产生量有显著影响。对于使用互联网的农户,女性比男性产生更少的生活垃圾,这可能是由于女性在生活中更容易养成循环利用的习惯,已有研究也发现,女性更容易表现出以家庭为导向的环境友好行为(如物品循环利用)^[47];受教育程度越高的农户,生活垃圾产生量可能越大,这可能是由于受教育程度高的农户使用互联网购物更频繁,因而可能购买更多的生活垃圾产生量,认为村庄内生活垃圾处理设施也会影响农户家庭的生活垃圾产生量,认为村庄内生活垃圾处理设施充足的农户家庭会产生较少的生活垃圾,这可能由于垃圾处理基础设施的完善在潜移默化中逐步提高了人们的环保意识并促使其养成了环保的生活习惯。

在工具变量方面,表5第(1)列的结果显示工具变量"村庄内其他用户互联网使用均值"对受访农户使用互联网有显著的正向影响。可见,互联网使用具有区域性和"同伴效应",在基础设施不断完

善和周围人的带动下,农户更有可能参与到互联网使用中,工具变量满足了相关性条件。Cragg一Donald Wald F统计量的值为10.56,表明工具变量是弱工具变量的可能性较小。但Hansen J统计量为0,说明模型是恰好识别的,在恰好识别的情况下无法直接检验工具变量的外生性。为了更好地验证工具变量的有效性,本文进行"排他性检验"。即分别将工具变量和农户家庭生活垃圾产生量、工具变量和互联网使用与农户家庭生活垃圾产生量进行回归。结果显示,单独的回归中,工具变量对生活垃圾产生量的影响在10%的统计水平上显著,但在纳入互联网使用变量后,工具变量的影响不显著。这表明工具变量仅通过互联网使用影响农户家庭生活垃圾产生量,说明工具变量满足有效性条件。另从技术手段上使用Lewbel提供的一个基于异方差的估计方法[48],作为基准回归支持性证据。在控制其余变量的情况下,互联网使用的系数估计值为一0.233,且在5%的统计水平上显著,这一结果与基准回归结果一致,表明互联网使用可以显著促进农户家庭生活垃圾减量,从而对农村人居环境的改善起到了一定的推动作用。

表5 内生转换模型基准回归结果

N = 967

| 亦且 | 互联网使用选择方程 | 生活垃圾 | 产生量决策方程 |
|-------------------|-----------------------|-------------------|--------------------|
| 变量 | (1) | (2)使用互联网 | (3)未使用互联网 |
| 村庄内其他农户互联网使用的均值 | 0.971***(0.338) | | |
| 性别 | -0.111(0.122) | 0.168**(0.079) | 0.040(0.134) |
| 年龄 | $-0.500^{***}(0.059)$ | -0.057(0.042) | $-0.192^*(0.131)$ |
| 受教育程度 | 0.350***(0.074) | 0.097**(0.046) | $0.246^{*}(0.130)$ |
| 人口规模 | -0.020(0.019) | -0.038**(0.016) | -0.024(0.020) |
| 家庭收入 | 0.064***(0.018) | -0.003(0.003) | 0.010(0.019) |
| 村庄的垃圾治理情况 | 0.216(0.157) | -0.003(0.105) | 0.066(0.151) |
| 村内垃圾处理设施 | -0.223(0.157) | $-0.176^*(0.094)$ | -0.230(0.171) |
| 常数项 | 0.579(0.379) | 0.401**(0.194) | 1.295**(0.611) |
| $ ho_1$ 或 $ ho_2$ | | 0.704***(0.176) | 0.559***(0.097) |
| Wald test | | | 26.65*** |
| Log likelihood | | _ | 1621.344 |

注:①***、***和**分别表示1%、5%和10%的显著性水平;②括号内为标准误;③控制了县级固定效应,估计结果略。

(2)互联网使用对生活垃圾减量影响的处理效应分析。表6汇报了使用互联网和未使用互联网农户的生活垃圾产生量的处理效应估计结果。其中,(a)和(d)情形分别表示使用互联网农户和未使用互联网农户生活垃圾产生量的事实结果;(c)和(b)情形分别表示使用互联网和未使用互联网农户生活垃圾产生量的反事实结果。根据表6的数据显示,互联网使用对农户家庭生活垃圾产生量的平均处理效应在1%的统计水平上有显著负向影响。在反事实假设下,使用互联网的农户假如没能使用互联网,则其生活垃圾产生量将显著上升。而未使用互联网的农户若使用互联网,则其生活垃圾产生量将显著下降。这说明,互联网使用可以显著促进农户家庭生活垃圾减量,从而对农村人居环境的改善起到了一定的促进作用。

表 6 互联网使用对生活垃圾产生量影响的平均处理效应

| 农户类别 | 使用互联网的生活垃圾产生量 | 未使用互联网生活垃圾产生量 | ATT | ATU |
|--------|---------------|---------------|-----------|-----------|
| 使用互联网 | (a)0.182 | (c)1.343 | -1.161*** | _ |
| 未使用互联网 | (b)-0.562 | (d)0.097 | _ | -0.659*** |

注:①***表示在1%的统计水平上显著;②ATT、ATU分别表示使用互联网和未使用互联网农户的平均处理效应,后表同。

2.机制检验

相关研究表明,作为消费之后的产物,垃圾的产生与消费行为密不可分。消费数量的增加可能是生活垃圾剧增的重要原因,同时,消费结构的改善又可能带来绿色生活方式的转变,从而抑制生活垃圾的产生[19-20,32]。因此,消费数量和消费结构可能是互联网影响农村生活垃圾产生量的一个潜在机

制。本文进一步验证互联网使用促进消费升级这一机制。

(1)消费数量增加。以农户家庭人均年消费支出为被解释变量,以农户是否使用互联网为解释 变量,估计互联网使用对于提升农村家庭消费数量的影响,结果如表7所示。互联网使用对农户消费 数量的平均处理效应(ATT)为0.358,且在1%的统计水平上有显著影响。这表明,实际使用互联网 的农户假设处于未使用互联网的情境中,互联网的使用可以显著提升其家庭消费支出。

表7 互联网使用对消费数量影响的平均处理效应

| 农户类别 | 使用互联网的农户家庭人均年支出 | 未使用互联网的农户家庭人均年支出 | ATT | ATU |
|--------|-----------------|------------------|----------|----------|
| 使用互联网 | (a)9.092 | (c)8.734 | 0.358*** | _ |
| 未使用互联网 | (b)9.359 | (d)8.797 | _ | 0.562*** |

(2)消费结构改善。本研究中农户家庭的消费结构是通过生存型消费支出比例和发展享受型消 费支出比例来衡量的。分别将生存型消费支出占比和发展享受型消费支出占比作为被解释变量,以

农户是否使用互联网为解释变量,估计互联网使 用对于改善农村家庭消费结构的影响。估计结 果如表8所示,互联网使用对农户生存型消费支 出占比的平均处理效应(ATT)为-0.517,目在 1%的水平上显著。这表明,假设实际使用互联 2

| 消费类别 | 使用互联网的 | 未使用互联网 | ATT |
|---------|----------|----------|-----------|
| | 支出 | 的支出 | AII |
| 生存型消费 | (a)0.498 | (c)1.014 | -0.517*** |
| 发展享受型消费 | (a)0.479 | (c)0.087 | 0.392*** |

表8 互联网使用对消费结构影响的平均处理效应

网的农户处于未使用互联网的情境中,使用互联网会使农户家庭用于生存型的消费支出占比显著下 降。而互联网使用对农户发展享受型支出占比的平均处理效应(ATT)为0.392,且在1%的统计水平 下有显著影响。这表明,假设实际使用互联网的农户处于未使用互联网的情境中,使用互联网会使 得农户家庭用于发展享受型的消费支出占比显著提高。

3. 稳健性检验

(1)替换解释变量为"平时是否网购"。互联网对农村居民消费行为的影响主要体现在电子商务 等网络购物方面,因此,将解释变量替换为"平时是否网购",再重新估计其对生活垃圾产生量的影

响。估计结果如表9所示,网购对农村生活垃圾 产生量的平均处理效应为(ATT)为-0.211,且 在1%的统计水平上显著,说明网购的农户,与假 设未网购的农户相比,网购显著降低了其生活垃

| 农户类别 | 生活垃圾产量 | ATT |
|-------|----------|-----------|
| 有网购行为 | (a)0.182 | -0.211*** |
| 无网购行为 | (c)0.393 | -0.211 |

表 9 网购对生活垃圾产生量影响的平均处理效应

圾产生量。分析结果与基准回归结果之间的相似性体现了估计结果的稳健性。

(2)使用恩格尔系数表征消费结构。已有研究运用恩格尔系数来衡量消费结构优化程度[12],因 此,将恩格尔系数纳入到机制分析中,实证探究互联网使用对恩格尔系数变动的影响。估计结果如

表 10 所示, 互联网使用对农户家庭恩格尔系数的 表 10 互联网使用对恩格尔系数影响的平均处理效应 平均处理效应(ATT)为-0.267,且在1%的统计 水平上显著。这表明,假设实际使用互联网的农 户处于未使用互联网的情境中,使用互联网会显

| 农户类别 | 家庭恩格尔系数 | ATT |
|--------|----------|-----------|
| 使用互联网 | (a)0.310 | -0.267*** |
| 未使用互联网 | (c)0.576 | -0.267 |

著降低农户家庭消费的恩格尔系数,因此互联网使用会带来消费结构的优化,说明机制分析具有一 定的稳健性。

4. 异质性分析

农户的资源禀赋不同使其面临不同的约束条件,进而有可能做出不同的行为选择。基于此,为 了分析不同群体农户的互联网使用对其生活垃圾产生量影响的差异性,研究以性别、年龄、受教育程 度以及家庭收入水平为依据对农户分组,进行异质性分析。将农户年龄以60岁为界限,60岁以上的 农户定义为"老龄组农户",60岁及以下的农户定义为"年轻组农户"。将教育程度分为小学及以下、 初中及以上。将收入水平按照高于均值和低于均值划分为"高收入组"和"低收入组"。表 11 汇报了 不同群体农户互联网使用对生活垃圾产生量影响的平均处理效应测算结果。

表11的结果显示,互联网使用对男性居民、老龄组、小学及以下受教育程度以及高收入家庭的影响更为显著。与女性相比,互联网使用能够显著降低男性居民的生活垃圾产生量。这可能是由于男性平时循环节约利用的生活习惯较弱,互联网使用改善了消费结构,继而改变了男性居民的生活习惯。而女性则更多关注于生活的衣食住行等方面的消费,互联网使用可能更多增加了生存型消费的支出,从而造成更多的垃圾。与年轻农户相比,老龄人受到互联网的影响更大。这可能由于老年人接触互联网的比例较低,因而互联网使用在老龄群体内的影响更为显著。与受过初中及以上教育的人群相比,互联网使用对

表 11 互联网使用对生活垃圾减量影响的平均处理效应群组差异

| 农户类别 | | 生活垃圾产生量(ATT) | N |
|-----------|-----|----------------|-----|
| 全部样本 | | -1.161^{***} | 967 |
| 按性别分组 | 男性 | -1.199^{***} | 770 |
| | 女性 | 0.786*** | 197 |
| 按年龄分组 | 年轻组 | -0.565^{***} | 404 |
| | 老龄组 | -1.207^{***} | 564 |
| | 小学及 | -1.373*** | 442 |
| 按受教育程度 | 以下 | -1.373 | 442 |
| 分组 | 初中及 | 1.941*** | 525 |
| | 以上 | 1.941 | 525 |
| HOAT AUTO | 低收入 | -1.201^{***} | 703 |
| 按收入水平分组 | 高收入 | -1.994*** | 264 |

小学及以下群体的影响更为显著。这侧面反映出即使农户自身文化素养不高,但是通过互联网使用依然能够显著降低生活垃圾产生量,可见互联网可以很好地弥补农户自身文化水平的不足,提升环保素养。最后,与低收入农户相比,互联网使用的作用在高收入群体内更为显著。这反映出低收入家庭依然以满足自身生存为主要消费支出,因而互联网对其消费结构的改善较为有限。而高收入家庭在满足生存所需之外,更有能力提升发展享受型消费支出,因而其生活垃圾产生量下降更为明显。

四、结论与讨论

本文运用湖北省农户调研数据,基于消费升级的视角,实证分析了互联网使用对农村生活垃圾减量的影响。结果表明:(1)互联网使用有助于减少农村生活垃圾产生量。使用互联网的农村居民生活垃圾产生量与未使用互联网的农村居民的产生量相比,下降了1.13个单位。(2)消费升级是互联网使用促进生活垃圾减量的主要作用机制。其中,互联网使用会带来消费数量的提升,进而带来生活垃圾产量的增加;但是,互联网使用也会促进消费结构的优化,从而减少生活垃圾产生量。(3)互联网使用对农村生活垃圾减量的影响在不同的农村居民群体中具有明显的异质性。进一步研究发现,互联网使用对男性、老龄人群、受教育程度较低和高收入组农户的影响更为显著。

研究结论补充了互联网使用在农村生活垃圾治理和人居环境整治中发挥作用的经验证据,有助 于理解互联网扩张背景下农村居民消费行为和绿色生活方式转变的发生机制,进而为相关政策的制 定提供参考。首先,要继续夯实基础,推动互联网平台建设。应以工业和信息化部印发的相关文件 为指导,切实开展光纤、移动通信网络基础设施的建设,着重扩大数字电视和互联网的覆盖率,提升 农村通信网络质量和覆盖水平。其次,针对不同人群要实施分类指导,对其消费需求与消费潜力要 采取差异化措施以挖掘和提高。对于老年群体,要充分考虑老年人的生理特征及心理特征等现实情 况,关注社会关系改变、身体机能衰退等问题给老年人带来的精神压力,推进互联网设备与应用软件 的适老化改造,满足老人拓展与子女的代际互动模式、提高社会话题的参与度、丰富生活娱乐方式等 基本需求。再其次,考虑到消费数量激增带来的垃圾数量剧增和环境破坏问题,应倡导理性消费,加 强合理物质生活标准的宣传教育,促进农村居民消费观念改变,引导居民合理安排家庭日常消费支 出,结合未来收入预期合理安排"吃穿用"消费的优先顺序;削弱"面子"观念对消费带来的负面影响, 反对过度消费、奢靡消费和不当消费,避免出现消费能力与收入水平的脱节,评估自身需求状况以减 少因冲动消费带来的资源浪费,在保持生活满足感的前提下通过合理消费提高生活水平。最后,要 逐步推进绿色低碳的农村生产和生活方式。在扩大农村居民消费过程中,可以采用对消费品征收环 境消费税或对绿色商品进行补贴的形式,引导农村居民消费行为向绿色低碳方向转变。同时在农村 也要加大生活垃圾减量宣传,进一步提高农村居民环保意识,促进绿色生活方式形成。

参考文献

- [1] 刘余,朱红根,张利民.信息干预可以提高农村居民生活垃圾分类效果吗——来自太湖流域农户行为实验的证据[J].农业技术 经济,2023(1):112-126.
- [2] 李冬青,侯玲玲,闵师,等.农村人居环境整治效果评估:基于全国7省农户面板数据的实证研究[J].管理世界,2021,37(10): 182-195,249-251.
- [3] 于丽艳,史晨宇,杨鑫,等.乡村数字化对中国农业韧性的影响机制:基于耦合协调度和中介效应模型的实证[J].中国农业大学学报,2023,28(7):308-320.
- [4] 罗明忠,刘子玉.互联网使用、阶层认同与农村居民幸福感[J].中国农村经济,2022,452(8):114-131.
- [5] 田鸽,张勋.数字经济、非农就业与社会分工[J].管理世界,2022,38(5):72-84.
- [6] 尹振涛,李俊成,杨璐.金融科技发展能提高农村家庭幸福感吗?——基于幸福经济学的研究视角[J].中国农村经济,2021,440(8): 63-79.
- [7] 张永丽,徐腊梅.互联网使用对西部贫困地区农户家庭生活消费的影响:基于甘肃省1735个农户的调查[J].中国农村经济, 2019,410(2):42-59.
- [8] 张勋,杨桐,汪晨,等.数字金融发展与居民消费增长:理论与中国实践[J].管理世界,2020,36(11):48-63.
- [9] 王小华,马小珂,何茜.数字金融使用促进农村消费内需动力全面释放了吗?[J],中国农村经济,2022,455(11);21-39.
- [10] 王小华, 温涛, 韩林松. 习惯形成与中国农民消费行为变迁: 改革开放以来的经验验证[J]. 中国农村经济, 2020, 421(1): 17-35.
- [11] 孙治一,董珺,李德阳.农村居民消费升级:互联网素养重要吗?[J].经济问题,2022(2):103-111.
- [12] 祝仲坤.互联网技能会带来农村居民的消费升级吗? ——基于 CSS2015 数据的实证分析[J]. 统计研究, 2020, 37(9): 68-81.
- [13] 周应恒,杨宗之. 互联网使用促进了农村居民消费吗? ——基于江西省739个农户的调查[J]. 经济地理, 2021, 41(10); 224-232.
- [14] 甄静.数字化支付对我国农村居民消费的影响机理及区域差异——基于农村电商发展的中介效应[J].商业经济研究,2021(17): 135-139
- [15] 郭守亭,王建明.垃圾外部性:本质特征、经济解释和管制政策[J].管理世界,2007,168(9):154-155.
- [16] 曹翔,高瑀,刘子琪,农村人口城镇化对居民生活能源消费碳排放的影响分析[J].中国农村经济,2021,442(10):64-83.
- [17] 尹志超,郭沛瑶.精准扶贫政策效果评估:家庭消费视角下的实证研究[J].管理世界,2021,37(4):64-83.
- [18] 宋国恺,李岩.村民主体视角下农村人居环境问题成因及整治路径分析[J].福建论坛(人文社会科学版),2020,2(2):191-200.
- [19] 罗能生,张梦迪.人口规模、消费结构和环境效率[J].人口研究,2017,41(3):38-52.
- [20] 李军,张大永,姬强,等.中国家庭消费隐含污染排放的环境恩格尔曲线[J].中国人口·资源与环境,2021,31(7):75-90.
- [21] 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.
- [22] 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.
- [23] 左孝凡,康孟媛,陆继霞.社会互动、互联网使用对农村居民生活垃圾分类意愿的影响[J].资源科学,2022,44(1):47-58.
- [24] 贾亚娟,赵敏娟.生活垃圾分类治理:基于选择实验法的阳光堆肥房农户合作偏好[J].中国人口·资源与环境,2021,31(4):108-117.
- [25] 聂峥嵘,罗小锋,唐林,等.社会监督、村规民约与农民生活垃圾集中处理参与行为:基于湖北省的调查数据[J].长江流域资源与环境,2021,30(9);2264-2276.
- [26] 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.
- [27] 王学婷,张俊飚,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,2019,28(2):459-468.
- [28] 张嘉琪,颜廷武,张童朝.农户农村垃圾治理投资响应机理及决策因素分析[J].长江流域资源与环境,2021,30(10):2521-2532.
- [29] 齐莹,颜廷武,盖豪.责任认知与社会资本对农户生活垃圾集中处理支付意愿的影响[J].农业现代化研究,2022,43(2);285-295.
- [30] CHEN S J, HUANG T, XIAO J, et al. Carbon emissions under different domestic waste treatment modes induced by garbage classification; case study in pilot communities in Shanghai, China [J]. Science of the total environment, 2020, 717; 137-193.
- [31] 褚祝杰,隋鑫,夏馨,等.生活垃圾计量收费制度对生活垃圾产生量的影响研究:基于调节、中介效应模型[J].干旱区资源与环境,2021,35(12):1-8.
- [32] 兰梓睿.人口数量与消费结构对城市生活垃圾减量的影响[J].西北人口,2021,42(6):17-25.
- [33] 刘浩, 吕杰, 韩晓燕. 互联网使用对农户生活垃圾分类处理意愿的影响研究: 来自CLDS的数据分析[J]. 农业现代化研究, 2021, 42(5): 909-918.
- [34] 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,2019,440(10): 55-62
- [35] 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.
- [36] 王玥,孟婉荣.互联网赋能城镇居民家庭消费升级研究:基于CGSS2015数据分析[J].辽宁大学学报(哲学社会科学版),2020,

48(6):82-93.

- [37] 刘导波,张思麒.数字经济赋能居民消费——理论机制与微观证据[J].消费经济,2022,38(1):72-82.
- [38] 赵佳,朱雨可.基于投资视角的居民消费结构变动对环境效率的影响[J].资源科学,2021,43(9):1764-1777.
- [39] 牛文浩. 生态消费模式: 社会主义生态文明建设的必然选择[J]. 生态经济, 2012(8): 57-59.
- [40] 朱红根,宋成校.互联网使用对家庭农场劳动力资源配置的影响[J].农业技术经济,2020(8):40-53.
- [41] 吴佳璇, 闵师, 王晓兵, 等. 互联网使用与偏远地区农户家庭生产要素配置——基于西南山区农户面板数据[J]. 中国农村经济, 2022(8):93-113.
- [42] 罗千峰, 赵奇锋, 互联网使用对种植结构调整的影响及机制研究——来自CRRS的微观证据[J], 经济问题, 2022(6); 103-112.
- [43] 张皓乙,胡南燕,宁满秀.农村青少年互联网使用时间对学业表现的影响——基于父母教养方式的调节效应[J].农业技术经济, 2022(4):1-16.
- [44] 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.
- [45] MADDALA G S. Methods of estimation for models of markets with bounded price variation [J]. International economic review, 1983, 13(2); 361-378.
- [46] MA W L, GRAFTON R Q, RENWICK A. Smartphone use and income growth in rural China: empirical results and policy implications [J]. Electronic commerce research, 2020, 20(4):713-736.
- [47] BLOCKER T J, ECKBERG D L. Gender and environmentalism; results from the 1993 general social survey [J]. Social science quarterly, 1997, 78(4):841-858.
- [48] LEWBEL A. Using heteroscedasticity to identify and estimate mismeasured and endogenous regressor models [J]. Journal of business & economic statistics, 2012, 30(1):67-80.

The Impact of Internet Use on Rural Domestic Waste Reduction from the Perspective of Consumption Upgrade

ZHANG Fengyi, YAN Tingwu, FAN Yinan

Abstract Based on the data from 967 rural household surveys in Hubei Province, this study focuses on measures to curb waste generation at the source in rural areas using an endogenous transformation model and empirically examines the impact of Internet use on rural residents' domestic waste reduction within the framework of the counterfactual analysis, and further explores its underlying mechanism from the viewpoint of consumption upgrading. The results show that: 1) Internet use significantly promotes the reduction of household waste among rural residents. The counterfactual results show that if the farmers who use the internet did not do so, their domestic waste generation would significantly increase.2) Consumption upgrade is the main transmission mechanism through which the internet exerts effect on reducing domestic waste. While the increase in consumption quantity due to online shopping will increase the amount of domestic waste generated, the optimization of consumption structure suppresses the amount of domestic waste generated.3) Heterogeneity analysis shows that the effect of the internet is more pronounced among elderly male farmers with lower education levels, and higher income levels. To effectively improve the governance of the rural living environment, governments at all levels can take measures such as strengthening internet infrastructure, advocating for rational consumption, accelerating comprehensive green transformation of production and lifestyle to promote the reduction of rural domestic waste and improve the efficiency of rural domestic waste management.

Key words consumption upgrade; consumption structure; domestic waste reduction; internet use; endogenous switching regression model