

# 杭州市居民电子废弃物“以旧换新”参与意愿影响因素研究

## ——基于制度理论与计划行为理论的实证分析

林欣乐<sup>1</sup>, 马一含<sup>1</sup>, 陈俊筱<sup>2</sup>, 张甜甜<sup>3</sup>, 韦懿珊<sup>1</sup>

<sup>1</sup>杭州师范大学阿里巴巴商学院, 浙江 杭州

<sup>2</sup>杭州师范大学马克思主义学院, 浙江 杭州

<sup>3</sup>杭州师范大学物理学院, 浙江 杭州

收稿日期: 2026年7月15日; 录用日期: 2026年8月21日; 发布日期: 2026年8月28日

### 摘要

随着电子废弃物数量持续增长和“以旧换新”政策推进, 居民参与意愿已成为影响电子废弃物回收的重要因素。本文以杭州市居民为调查对象, 结合制度理论、计划行为理论, 基于701份有效问卷, 分析居民参与意愿的影响因素。结果表明, 规制性制度对行为态度产生显著正向影响( $\beta = 0.349, p < 0.001$ ); 规范性制度和认知性制度均能显著提升行为态度、主观规范和知觉行为控制, 其中认知性制度对知觉行为控制的影响最强( $\beta = 0.565$ )。行为态度、主观规范和知觉行为控制均能促进居民参与意愿, 且知觉行为控制的作用最大( $\beta = 0.480$ )。此外, 环境责任意识正向调节认知性制度对参与意愿的影响, 即居民的环境责任意识越强, 认知性制度对参与意愿的促进作用越显著。研究结果可为优化“以旧换新”政策、提升居民参与意愿和完善电子废弃物回收体系提供参考。

### 关键词

电子废弃物, 以旧换新, 参与意愿, 制度理论, 计划行为理论, 结构方程模型

## A Study on Factors Influencing Hangzhou Residents' Willingness to Participate in Electronic Waste "Trade-In" Programs

### —An Empirical Analysis Based on Institutional Theory and the Theory of Planned Behavior

Xinle Lin<sup>1</sup>, Yihan Ma<sup>1</sup>, Junxiao Chen<sup>2</sup>, Tiantian Zhang<sup>3</sup>, Yishan Wei<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Alibaba Business School, Hangzhou Normal University, Hangzhou Zhejiang

文章引用: 林欣乐, 马一含, 陈俊筱, 张甜甜, 韦懿珊. 杭州市居民电子废弃物“以旧换新”参与意愿影响因素研究[J]. 可持续发展, 2026, 16(8): 477-491. DOI: 10.12677/sd.2026.168308

## Abstract

With the growing volume of e-waste and the promotion of “trade-in” policies, residents’ willingness to participate has become an important factor affecting the recycling of electronic waste. Taking Hangzhou residents as the research sample, this paper integrates institutional theory and the theory of planned behavior, and analyzes the factors influencing residents’ willingness to participate based on 701 valid questionnaires. The results show that regulative institutions have a significant positive effect on behavioral attitudes ( $\beta = 0.349$ ,  $p < 0.001$ ). Normative institutions and cognitive institutions significantly improve behavioral attitudes, subjective norms, and perceived behavioral control, among which cognitive institutions have the strongest effect on perceived behavioral control ( $\beta = 0.565$ ). Behavioral attitudes, subjective norms, and perceived behavioral control all positively affect residents’ willingness to participate, with perceived behavioral control showing the strongest effect ( $\beta = 0.480$ ). Furthermore, environmental responsibility awareness positively moderates the effect of cognitive institutions on willingness to participate, indicating that this effect is stronger among residents with stronger environmental responsibility awareness. The findings may provide references for optimizing “trade-in” policies, improving residents’ willingness to participate, and further enhancing the electronic waste recycling system.

## Keywords

Electronic Waste, Trade-In Program, Participation Willingness, Institutional Theory, Theory of Planned Behavior, Structural Equation Model

Copyright © 2026 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

## 1. 引言

### 1.1. 研究背景

在全球技术迭代与居民消费结构升级同步推进、电子废弃物的年度增量持续攀升的背景下，中国作为全球电器电子产品的生产与消费大国，电子废弃物产生量持续逐年增长。2024 年以来，国务院及相关部门密集出台系列配套政策，覆盖大规模设备更新、家电产品“以旧换新”及日常消费品升级等领域，尤其强调对高端化、智能化、绿色化设备的推广应用。2025 年《政府工作报告》，将消费品“以旧换新”作为提振消费配套举措加以推进，同步健全绿色消费激励机制，推动形成绿色低碳的生产方式和生活方式[1]。同时，浙江省杭州市持续推进本地绿色低碳与再生资源治理工作，印发《杭州市推动消费品以旧换新行动方案》[2]等规范性文件，着力激发居民参与积极性，完善城市废旧物资循环处置配套体系。

### 1.2. 问题提出

从实际推进效果来看，现行相关政策未能充分惠及大众，居民实际体验存在明显落差。一方面，不

少市民反映对具体回收政策“只知大概、不知细节”，另一方面，现有的参与渠道、估价标准、旧机处置流程等环节仍存在衔接脱节。这些问题不仅容易导致可再利用资源被低效处理，甚至增加环境隐患，也反复消耗着居民对“以旧换新”政策的信任感，最终抑制其主动参与的意愿。现有研究多聚焦于政策效果评估或回收体系建设，对居民参与意愿的形成机制缺乏系统探讨，难以为破解“知”与“行”之间的转化困境提供解释。基于此，本文以杭州市居民为研究对象，从制度因素与个体心理行为双重视角切入，探究居民电子废弃物“以旧换新”参与意愿的影响因素及其作用机制，以为政策优化与实践推广提供实证依据。

## 2. 文献综述与研究假设

### 2.1. 电子废弃物“以旧换新”概述与居民参与研究

电子废弃物又称废弃电气电子设备，通常指因功能失效、产品迭代或消费更新而被闲置、淘汰或丢弃的家电、数码和通信类设备及其配套元器件。《关于加强废弃电子电气设备环境管理的公告》较早从官方层面对电子废物进行范畴界定，并强调其中有害物质的环境风险[3]。张砚(2014)指出我国电子废弃物回收长期存在正规回收渠道覆盖不足、非正规回收主体占比较高等问题，正规回收体系的供给能力和便利性仍需提升[4]。

电子废弃物“以旧换新”是在政策引导和市场机制共同作用下形成的逆向回收方式，将旧电子产品回收与新产品购买相连接，通过折价抵扣、补贴激励等方式推动废旧电子产品进入正规回收体系。孙丫杰、侯文华(2020)指出“以旧换新”能够将绿色供应链中的销售端与回收端连接起来，有助于推动旧产品回收、资源再利用和新产品消费之间的协同[5]。高喜乐(2018)补充说明，短期补贴起到临时拉动作用，“以旧换新”长效运转需要稳定监管制度、完善回收渠道与持续市场激励形成支撑[6]。

现有研究已从回收体系建设、政策制度安排、供应链运营和线上线下渠道协同等角度讨论电子废弃物“以旧换新”问题。例如，Feng 等(2017)从双渠道逆向供应链角度分析消费者行为对回收渠道设计的影响，认为线上线下协同有助于提升回收体系效率[7]。但总体来看，现有成果的研究重心偏向产业运营、渠道搭建与宏观政策落地等方面，围绕居民参与行为及其心理决策逻辑的相关讨论相对有限。

### 2.2. 制度理论与计划行为理论

#### 2.2.1. 制度理论及其绿色回收领域应用

制度理论起源于组织社会学，Scott (2013)提出经典三维度制度划分框架，将社会制度划分为规制制度、规范制度、认知制度三类，三者共同构成个体所处外部制度环境，约束并引导个体行为选择[8]。制度理论早期多用于企业组织行为研究，近年逐步延伸至居民个体绿色行为实证分析。

在海外研究场景中，贺艳芳(2024)聚焦职业教育领域验证了三维制度环境对个体行为意愿的分层影响效果，规制政策短期见效、规范与认知制度具备长期稳定引导作用[9]。国内少量研究已将制度三维框架引入绿色回收相关议题，但多单独使用制度理论，缺少与个体心理理论的融合分析。高喜乐(2018)、梁姣(2021)围绕废旧电子产品估价、回收监管展开分析，重点讨论规制层面政策对居民回收诉求的影响，但未纳入规范、认知两类制度维度，对社会氛围、政策认知等软性环境因素的解释较为单薄[6] [10]。

#### 2.2.2. 计划行为理论及其绿色回收领域应用

计划行为理论(TPB)由 Ajzen (1991)提出，是解释个体有意识决策行为的经典心理学理论，理论核心逻辑为个体行为意愿决定实际行为，而行为意愿由三大内生心理变量共同决定[11]。

司徒健彬等(2019)基于通用绿色行为样本检验 TPB 模型，证实行为态度能够显著正向预测绿色参与

意向,但主观规范、知觉行为控制的作用未通过显著性检验,说明三大变量的稳定解释效果不能完全适用于所有环保场景[12]。在电子废弃物回收场景中,Bhutto等(2023)以千禧一代消费者为调研样本,依托计划行为理论开展实证分析,结果显示态度、主观规范和行为控制感知显著影响消费者的电子废弃物回收意图[13]。葛梓跃(2021)、王淑霞(2022)等国内学者单独运用计划行为理论开展居民换新调研,验证三大心理变量可以有效解释居民换新意愿差异,但TPB模型聚焦个体内部心理,对于外部政策、社会制度环境带来的宏观约束考虑不足,模型解释力存在局限[14][15]。大量后续研究提出改进思路,将外部制度环境作为前因变量纳入TPB框架,构建外部制度、个体心理、参与意愿的分析路径,弥补单一理论的解释短板。

### 2.3. 文献评述

现有文献已围绕消费者的绿色回收行为开展探讨,基于相关消费者行为的分析也具备较为成熟的研究基础,但多数研究多采用单一理论或仅聚焦宏观产业层面,对外部制度与个体心理感知的联动作用探讨相对偏少,实证场景偏向通用样本,缺少区域性针对性分析。

对应现有研究存在的视角与框架局限,本研究在分析过程中形成几点拓展。第一,在研究视角上,本研究将电子废弃物“以旧换新”置于居民参与意愿形成机制中进行考察,不仅关注政策和回收体系本身,也关注居民对政策、社会环境和参与流程的主观感知。第二,在理论框架上,本研究结合制度理论与计划行为理论构建分析框架,进一步解释外部制度环境如何转化为居民参与意愿。第三,在实证对象上,本研究以杭州市居民为样本,结合杭州绿色发展和数字化回收渠道背景,为电子废弃物“以旧换新”政策优化提供本地化经验证据。

### 2.4. 理论模型与研究假设

#### 2.4.1. 规制性制度与居民参与心理机制

在制度理论中,规制性制度主要指由法律法规、政策规则、监管机制和正式约束构成的制度安排,其作用在于通过明确的行为边界、奖惩规则和制度保障,引导个体或组织按照制度要求进行选择。与规范性制度和认知性制度相比,规制性制度更强调正式规则对行为的约束和保障作用。本文中,规制性制度主要体现为政府政策、监管措施、补贴机制和估价规则等正式制度安排。对于居民而言,补贴标准是否明确、旧产品估价是否公平、回收主体是否受到监管、旧设备后续处理是否规范,都会影响其对“以旧换新”活动的基本判断。一方面,明确的补贴和监管制度有助于降低居民对交易不公平、回收不规范等问题的担忧,从而提升居民对“以旧换新”价值和收益的正面评价;另一方面,政策法规和平台监管也可能使居民感受到参与正规回收的必要性,并增强其对参与流程安全性和可控性的判断。因此,本文认为,规制性制度可能通过影响居民的行为态度、主观规范和知觉行为控制,进一步作用于其电子废弃物“以旧换新”参与意愿。由此提出以下假设:

H1: 规制性制度对居民参与“以旧换新”的心理机制具有正向影响。

H1a: 规制性制度正向影响行为态度。

H1b: 规制性制度正向影响主观规范。

H1c: 规制性制度正向影响知觉行为控制。

#### 2.4.2. 规范性制度与居民参与心理机制

在制度理论中,规范性制度主要指由社会价值、道德规范、群体期待和行为惯例构成的非正式制度环境,其作用在于通过社会认可、群体压力和价值认同影响个体行为选择。与规制性制度强调正式规则不同,规范性制度更关注个体在社会关系和群体环境中感受到的外部期待。本文中,规范性制度主要体



现为家人朋友支持、社区宣传、社会舆论评价和群体行为示范等因素。居民参与电子废弃物“以旧换新”不仅是个人消费决策，也带有绿色消费和环境责任属性。当居民感知到身边人认可该行为，或社区和社会舆论普遍倡导正规回收时，个体更容易形成积极态度，并感受到外部环境对参与行为的支持和期待。同时，亲友和邻里的参与经验也可能降低个体对流程复杂、估价不透明等问题的顾虑，从而提升其行为可控感。因此，本文认为，规范性制度可能通过影响居民的行为态度、主观规范和知觉行为控制，进一步作用于其电子废弃物“以旧换新”参与意愿。由此提出以下假设：

H2：规范性制度对居民参与“以旧换新”的心理机制具有正向影响。

H2a：规范性制度正向影响行为态度。

H2b：规范性制度正向影响主观规范。

H2c：规范性制度正向影响知觉行为控制。

#### 2.4.3. 认知性制度与居民参与心理机制

在制度理论中，认知性制度主要指由知识体系、共同理解、意义认同和认知框架构成的制度环境，其作用在于影响个体如何理解某一行为及其价值。相较于规制性制度的正式约束和规范性制度的社会期待，认知性制度更强调信息、知识和意义建构对行为选择的影响。本文中，认知性制度主要体现为居民对电子废弃物危害、资源回收价值、政策补贴规则、参与流程和回收渠道的理解程度。对于“以旧换新”这类需要居民主动参与的行为而言，信息不充分容易造成居民对估价、补贴、隐私和流程的不确定感。相反，当居民充分了解电子废弃物不当处置的环境危害、正规回收的环保意义以及换新活动的具体操作方式时，更容易形成积极评价，也更容易相信自己能够顺利完成参与过程。因此，本文认为认知性制度可能通过影响居民的行为态度、主观规范和知觉行为控制，进一步作用于其电子废弃物“以旧换新”参与意愿。由此提出以下假设：

H3：认知性制度对居民参与“以旧换新”的心理机制具有正向影响。

H3a：认知性制度正向影响行为态度。

H3b：认知性制度正向影响主观规范。

H3c：认知性制度正向影响知觉行为控制。

#### 2.4.4. 行为态度、主观规范、知觉行为控制与参与意愿

计划行为理论认为，行为意愿是个体实施某一行为的直接前因，而行为态度、主观规范和知觉行为控制是影响行为意愿的三个核心心理变量。其中，行为态度反映个体对某一行为结果的积极或消极评价，主观规范反映个体感知到的重要他人或社会环境压力，知觉行为控制则反映个体对完成该行为难易程度和可控程度的判断。本文中，若居民认为该行为有助于环保、节省成本且具有实际价值，其参与意愿可能更强；若居民感受到亲友、社区或社会舆论对正规回收的支持，其参与意愿也可能增强；若居民认为自己能够方便、安全、顺利地、完成换新流程，则更可能形成较高的参与意愿。也就是说，居民是否愿意参与“以旧换新”，不仅取决于外部制度环境，也取决于其对该行为的评价、感受到的外部支持以及对参与过程的掌控感。因此，本文认为，行为态度、主观规范和知觉行为控制可能对居民电子废弃物“以旧换新”参与意愿产生正向影响。由此提出以下假设：

H4：计划行为理论变量对居民电子废弃物“以旧换新”参与意愿具有正向影响。

H4a：行为态度正向影响参与意愿。

H4b：主观规范正向影响参与意愿。

H4c：知觉行为控制正向影响参与意愿。

2.4.5. 环境责任意识的调节效应假设

Stern (2000)提出环境责任意识是指个体认识到自身行为可能对环境产生影响，并愿意主动承担环境保护责任的心理倾向[16]。即个体的环境价值观、环境关注程度以及责任认知会影响其环境相关行为选择，具有较高环境责任意识的个体更容易将环境保护理念转化为具体行为。本文中，相较于规制性制度的强制约束、规范性制度的外部压力，认知性制度的作用发挥更依赖个体对信息的主动接收与价值内化，与个体环境价值观念的关联更为紧密。因此，本文重点考察环境责任意识对认知性制度与参与意愿关系的调节作用。认知性制度主要通过政策宣传、信息传播以及环保知识普及等方式，提高居民对于电子废弃物危害、资源循环价值以及参与必要性的认知。然而，由于居民自身环境责任意识存在差异，同样的制度信息可能产生不同程度的行为转化效果。对于环境责任意识较强的居民而言，其更加关注电子废弃物治理带来的环境效益，更容易将制度认知内化为参与动机，从而增强认知性制度向参与意愿转化过程中的促进作用。因此，环境责任意识可能在认知性制度影响居民参与意愿的过程中发挥调节作用。由此提出以下假设：

H5：环境责任意识正向调节认知性制度与居民电子废弃物“以旧换新”参与意愿之间的关系，即居民环境责任意识越强，认知性制度对参与意愿形成的促进作用越明显。

3. 研究设计

3.1. 数据来源

本文以杭州市居民为调查对象，通过线上线下相结合的方式开展问卷调查，共获得有效样本 701 份。问卷内容主要涉及居民对电子废弃物“以旧换新”的认知情况、制度感知、行为心理变量和参与意愿等方面。

3.2. 问卷设计与变量测量

如表 1 所示，本文问卷设计是在已有研究量表的基础上，结合电子废弃物“以旧换新”政策情境进行适当修改。本文核心变量包括规制性制度、规范性制度、认知性制度、行为态度、主观规范、知觉行为控制和参与意愿 7 个潜变量。其中，规制性制度、规范性制度和认知性制度用于反映居民对外部制度环境的感知；行为态度、主观规范和知觉行为控制用于反映居民参与电子废弃物“以旧换新”的心理机制；参与意愿作为因变量，用于衡量居民未来参与该活动的行为倾向。此外，本文引入环境责任意识作为调节变量，用于考察居民环境价值认同差异对制度认知与参与意愿关系的影响。

Table 1. Summary of variable definitions and measurement items  
表 1. 变量定义与测量题项汇总

| 变量     | 题项内容                  |
|--------|-----------------------|
| 规制性制度  | 政策、监管、补贴等制度感知         |
| 规范性制度  | 家人朋友、社会舆论等规范影响        |
| 认知性制度  | 环保意义、信息获取、流程认知        |
| 行为态度   | 对“以旧换新”的评价与支持程度       |
| 主观规范   | 政策倡导、外部宣传和他人行为影响      |
| 知觉行为控制 | 自主决定、学习能力和行为控制感       |
| 参与意愿   | 参与、推荐和未来选择意愿          |
| 环境责任意识 | 居民对环境保护责任的认同程度及环保行为倾向 |

### 3.3. 信效度检验

为检验量表的可靠性与有效性, 本文对核心模型涉及的 21 个题项进行信度与效度分析。如表 2 所示, 各变量 Cronbach's  $\alpha$  系数处于 0.690 至 0.746 之间, 整体达到或接近 0.7 的常用标准, 说明量表内部一致性基本可接受。由于环境责任意识变量仅用于后续调节效应分析, 不纳入结构方程模型, 因此其信度将在调节效应分析部分单独报告。

**Table 2.** Scale reliability and exploratory factor analysis results

**表 2.** 量表信度与探索性因子分析结果

| 变量     | 题项 | Cronbach's $\alpha$ | 所属因子载荷范围    | 共同度范围       |
|--------|----|---------------------|-------------|-------------|
| 规制性制度  | 3  | 0.728               | 0.573~0.777 | 0.619~0.735 |
| 规范性制度  | 3  | 0.695               | 0.558~0.778 | 0.571~0.722 |
| 认知性制度  | 3  | 0.746               | 0.605~0.721 | 0.626~0.695 |
| 行为态度   | 3  | 0.739               | 0.614~0.744 | 0.637~0.699 |
| 主观规范   | 3  | 0.690               | 0.551~0.776 | 0.631~0.745 |
| 知觉行为控制 | 3  | 0.709               | 0.510~0.680 | 0.499~0.652 |
| 参与意愿   | 3  | 0.712               | 0.583~0.707 | 0.644~0.691 |

注: 所述因子载荷和共同度来源于探索性因子分析结果。

如表 3 所示, 探索性因子分析结果显示, KMO 值为 0.962, Bartlett 球形检验显著性水平为 0.000, 说明数据适合进行因子分析。旋转后共提取 7 个因子, 累计方差解释率为 65.621%, 各题项在所属因子上的载荷总体达到可接受水平, 表明量表具有较好的结构效度。

**Table 3.** Results of the KMO and Bartlett's tests

**表 3.** KMO 与 Bartlett 检验结果

| 检验项目              | 结果       |
|-------------------|----------|
| KMO 值             | 0.962    |
| Bartlett 球形检验近似卡方 | 5670.267 |
| df                | 210      |
| Sig.              | 0.000    |
| 提取因子数             | 7        |
| 累计方差解释率           | 65.621%  |

如表 4 所示, 进一步进行验证性因子分析后发现, 各题项标准化因子载荷均大于 0.6, 各潜变量 CR 值处于 0.688 至 0.747 之间, 其中多数变量达到 0.7 的常用标准, 个别变量略低于 0.7 但接近临界值。各潜变量 AVE 值处于 0.424 至 0.496 之间, 整体略低于 0.5。根据 Fornell 和 Larcker(1981)的观点, 在 AVE 略低于 0.5 但组合信度 CR 达到或接近可接受水平时, 若标准化因子载荷和区分效度结果较好, 聚合效度仍可谨慎认为基本可接受[17]。结合本文各题项标准化因子载荷、CR 值和区分效度结果, 本文量表聚合效度总体达到基本可接受水平, 但仍存在一定提升空间。

**Table 4.** Results of CFA convergent validity test  
**表 4.** CFA 聚合效度检验结果

| 潜变量    | 标准化因子载荷范围   | AVE   | CR    |
|--------|-------------|-------|-------|
| 规制性制度  | 0.638~0.757 | 0.472 | 0.727 |
| 规范性制度  | 0.623~0.691 | 0.432 | 0.695 |
| 认知性制度  | 0.684~0.727 | 0.496 | 0.747 |
| 行为态度   | 0.673~0.743 | 0.487 | 0.739 |
| 主观规范   | 0.624~0.680 | 0.424 | 0.688 |
| 知觉行为控制 | 0.642~0.688 | 0.450 | 0.711 |
| 参与意愿   | 0.619~0.716 | 0.454 | 0.713 |

如表 5 所示, 各潜变量 AVE 平方根均大于其与其他潜变量之间的相关系数, 说明各潜变量之间具有一定区分效度。

**Table 5.** Results of discriminant validity test: Square root of AVE and correlation coefficient matrix  
**表 5.** 区分效度检验结果: AVE 平方根与相关系数矩阵

| 变量     | 规制性制度 | 规范性制度 | 认知性制度 | 行为态度  | 主观规范  | 知觉行为控制 | 参与意愿  |
|--------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|
| 规制性制度  | 0.687 |       |       |       |       |        |       |
| 规范性制度  | 0.542 | 0.657 |       |       |       |        |       |
| 认知性制度  | 0.612 | 0.592 | 0.704 |       |       |        |       |
| 行为态度   | 0.593 | 0.553 | 0.596 | 0.698 |       |        |       |
| 主观规范   | 0.533 | 0.540 | 0.571 | 0.583 | 0.651 |        |       |
| 知觉行为控制 | 0.594 | 0.562 | 0.646 | 0.587 | 0.567 | 0.671  |       |
| 参与意愿   | 0.544 | 0.557 | 0.600 | 0.578 | 0.568 | 0.616  | 0.674 |

注: 对角线数值为 AVE 平方根, 非对角线数值为潜变量间 Pearson 相关系数。

如表 6 所示, 测量模型拟合结果显示,  $\chi^2/\text{df}$  为 1.526, RMSEA 为 0.027, SRMR 为 0.025, GFI、AGFI、CFI、NFI、TLI 和 IFI 均高于 0.9, 说明测量模型拟合效果较好, 可以进一步开展结构方程模型分析。

**Table 6.** CFA model fit metrics  
**表 6.** CFA 模型拟合指标

| 指标                 | 判断标准  | 结果    |
|--------------------|-------|-------|
| $\chi^2/\text{df}$ | <3    | 1.526 |
| GFI                | >0.90 | 0.967 |
| AGFI               | >0.90 | 0.955 |
| RMSEA              | <0.08 | 0.027 |
| RMR                | <0.05 | 0.028 |
| SRMR               | <0.08 | 0.025 |
| CFI                | >0.90 | 0.984 |
| NFI                | >0.90 | 0.955 |
| TLI/NNFI           | >0.90 | 0.980 |
| IFI                | >0.90 | 0.984 |

注:  $\chi^2 = 256.332$ ,  $\text{df} = 168$ ,  $p < 0.001$ 。



## 4. 实证结果分析

### 4.1. 描述性统计分析

描述性统计结果显示，本研究样本性别比例较为均衡，19 至 40 岁群体占比为 73.75%，本科学历群体占比最高，达 49.3%。总体来看，样本覆盖不同性别、年龄、学历和职业群体，能够为后续分析提供基础。电子废弃物处理方式方面，居民在处置旧设备时选择“以旧换新”的比例为 25.1%，但 48.3%的居民选择普通垃圾处理或闲置在家，说明“以旧换新”仍有较大的推广和发展空间。政策认知方面，约 46.1%的居民表示完全或比较了解“以旧换新”政策，32.4%的居民了解程度一般，说明居民对政策认知参差不齐。信息渠道方面，社交媒体是居民了解政策的主要渠道，占比为 60.9%，其次是社区宣传和政府宣传。参与动机方面，发现居民更看重“以旧换新”带来的便利性、经济性和环保意义。此外，从参与经历来看，有 65%的居民表示曾经参与过至少一次电子废弃物“以旧换新”活动，说明该活动已具备一定社会认知基础，但尚未成为居民的主流处置选择。

### 4.2. 结构方程模型检验

#### 4.2.1. 模型拟合度检验

利用 AMOS 26.0 软件建立结构方程模型，拟合结果如表 7 所示，模型如图 1 所示。从检验结果可知：模型卡方自由度比(CMIN/DF = 1.576)小于临界值 3，GFI、NFI、CFI、IFI 拟合指标均高于 0.9 的基准阈值；RMSEA = 0.029，低于 0.08 的临界标准，模型拟合效果较好。各项指标基本达到常用判断标准，证明本研究基于制度理论与计划行为理论构建的理论模型与调研样本数据具备良好匹配度，可进一步开展路径系数检验。

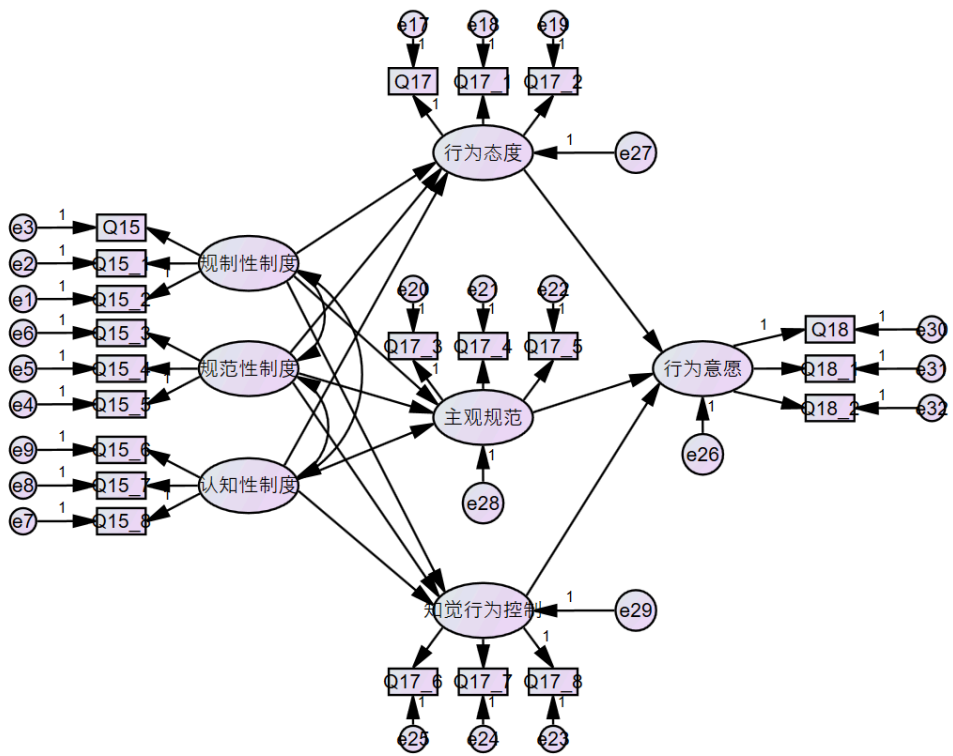


Figure 1. Structural equation model diagram  
图 1. 结构方程模型图

**Table 7.** Model fit indices  
**表 7.** 模型拟合指标

| 拟合指标 | <i>CMIN/DF</i> | <i>GFI</i> | <i>NFI</i> | <i>CFI</i> | <i>IFI</i> | <i>RMSEA</i> |
|------|----------------|------------|------------|------------|------------|--------------|
| 值    | 1.576          | 0.965      | 0.952      | 0.982      | 0.982      | 0.029        |
| 判断标准 | <3             | >0.9       | >0.9       | >0.9       | >0.9       | <0.08        |

**4.2.2. 路径系数检验**

在模型整体拟合效果达到可接受标准后，进一步开展路径系数检验，结果如表 8 所示。

**Table 8.** Results of path coefficient test  
**表 8.** 路径系数检验结果

| 假设  | 路径关系         | 非标准化系数 | 标准化系数 | p 值   | 显著性 |
|-----|--------------|--------|-------|-------|-----|
| H1a | 规制性制度→行为态度   | 0.306  | 0.349 | ***   | YES |
| H1b | 规制性制度→主观规范   | 0.164  | 0.196 | 0.077 | NO  |
| H1c | 规制性制度→知觉行为控制 | 0.157  | 0.181 | 0.077 | NO  |
| H2a | 规范性制度→行为态度   | 0.313  | 0.320 | 0.001 | YES |
| H2b | 规范性制度→主观规范   | 0.344  | 0.371 | ***   | YES |
| H2c | 规范性制度→知觉行为控制 | 0.216  | 0.224 | 0.021 | YES |
| H3a | 认知性制度→行为态度   | 0.228  | 0.266 | 0.037 | YES |
| H3b | 认知性制度→主观规范   | 0.288  | 0.355 | 0.010 | YES |
| H3c | 认知性制度→知觉行为控制 | 0.476  | 0.565 | ***   | YES |
| H4a | 行为态度→参与意愿    | 0.232  | 0.217 | 0.014 | YES |
| H4b | 主观规范→参与意愿    | 0.298  | 0.265 | 0.005 | YES |
| H4c | 知觉行为控制→参与意愿  | 0.520  | 0.480 | ***   | YES |

注：\*\*\*表示 p 值 < 0.001。

首先，规制性制度对行为态度具有显著正向影响( $\beta=0.349, p<0.001$ )，说明政策补贴、监管措施等规制性制度能够提升居民对电子废弃物“以旧换新”的积极评价，因此 H1a 得到支持。但规制性制度对主观规范和知觉行为控制的影响均未达到显著水平( $p=0.077$ )，表明规制性制度尚不能显著提升居民感受到的社会规范压力和行为可控感，故 H1b、H1c 未得到支持。

其次，规范性制度对行为态度、主观规范和知觉行为控制均具有显著正向影响，标准化路径系数分别为 0.320、0.371 和 0.224，且均通过显著性检验。这一结果说明，规范性制度并不是只作用于“别人是否支持我”这一层面。家人朋友的态度、社区宣传和社会舆论评价，也会影响居民对“以旧换新”的评价，并在一定程度上降低其参与顾虑，故 H2a、H2b 和 H2c 得到支持。

再次，认知性制度对行为态度、主观规范和知觉行为控制都具有显著正向影响，标准化路径系数分别为 0.266、0.355 和 0.565，且均通过显著性检验。其中，认知性制度对知觉行为控制的影响最强( $\beta=0.565, p<0.001$ )，说明居民越了解电子废弃物“以旧换新”的环保意义、活动信息和具体流程等信息，越容易形成“能够顺利参与”的行为可控感，故 H3a、H3b、H3c 均得到支持。

最后，行为态度、主观规范和知觉行为控制均对参与意愿产生显著正向影响，标准化路径系数分别为 0.217、0.265 和 0.480，H4a、H4b、H4c 均得到支持。其中，知觉行为控制对参与意愿的影响最强( $\beta=$

0.480,  $p < 0.001$ ), 说明居民认为能够方便、安全、顺利地完 成电子废弃物“以旧换新”是影响参与意愿的重要因素。

综上, 假设 H1 仅得到部分支持, H2、H3、H4 均得到完全支持。综合看来, 规范性制度和认知性制度对居民参与心理机制的影响更为全面, 而规制性制度主要通过改善行为态度发挥作用。与此同时, 知觉行为控制对参与意愿的影响最为突出, 表明后续提升居民参与意愿不能仅依赖政策补贴和宣传倡导, 还应重点优化换新流程、估价透明度、信息安全保障和服务便利性。

4.2.3. 结果解释

第一, 规制性制度主要影响行为态度, 但对主观规范和知觉行为控制作用不显著, 说明规制性制度更容易影响居民对活动价值的判断, 但难以直接提升其社会压力感和行为掌控感。

第二, 规范性制度和认知性制度均能显著影响三类心理变量, 说明社会氛围、亲友支持、政策信息和流程认知对居民心理感知具有更全面作用。

第三, 行为态度、主观规范和知觉行为控制均能提升参与意愿, 其中知觉行为控制的作用系数最高, 表明居民对自身参与能力和参与便利性的感知, 是影响参与意愿的重要因素。

4.3. 调节效应分析

由于结构方程模型主要揭示制度因素通过心理机制影响参与意愿的作用路径, 为进一步考察认知性制度对参与意愿总体影响效果在不同个体特征下是否存在差异, 本文进一步采用层级回归方法检验环境责任意识的调节作用。

4.3.1. 调节变量信度检验

调节效应分析涉及环境责任意识这一变量。如表 9 所示, 该变量由 2 个题项测量, 其 Cronbach’s  $\alpha$  系数为 0.688, 大于 0.6 的可接受标准, 且各题项的 CITC 值均大于 0.4, 说明量表内部一致性可以接受。

Table 9. Reliability test results for environmental responsibility awareness  
表 9. 环境责任意识信度检验结果

| 变量     | 题项 | Cronbach’s $\alpha$ | Cronbach’s $\alpha$ 系数 95% CI |
|--------|----|---------------------|-------------------------------|
| 环境责任意识 | 2  | 0.688               | 0.638~0.731                   |

4.3.2. 调节效应检验

为检验环境责任意识在认知性制度影响居民参与意愿过程中的调节作用, 本研究以认知性制度为自变量、参与意愿为因变量、环境责任意识为调节变量, 采用 SPSS 进行层级回归分析, 以各维度题项的均值作为变量得分, 进行中心化处理以降低共线性。检验结果如表 10 所示, 其中 CI 指认知性制度, ERA 指环境责任意识。

模型 1 中认知性制度对参与意愿具有显著正向影响( $\beta = 0.600, p < 0.001$ )。模型 2 加入环境责任意识后, 认知性制度对参与意愿的影响依然显著( $\beta = 0.409, p < 0.001$ ), 环境责任意识的主效应同样显著( $\beta = 0.321, p < 0.001$ ),  $\Delta R^2$  为 0.066 ( $p < 0.001$ )。模型 3 加入交互项后, 认知性制度与环境责任意识的交互项对参与意愿具有显著正向影响( $\beta = 0.094, p = 0.001$ ), 模型解释力的增量  $\Delta R^2$  为 0.008 且通过显著性检验。上述结果表明, 环境责任意识在认知性制度影响参与意愿的过程中发挥了显著的正向调节作用。但需客观说明的是, 交互项带来的方差解释增量仅为 0.8%, 效应量整体偏小, 说明环境责任意识虽具有显著调节作用, 但其调节效应强度较为有限。

为进一步揭示调节效应的具体形态, 本研究进行了简单斜率分析, 考察环境责任意识在不同水平时

认知性制度对参与意愿的影响差异。结果如表 11 所示,说明当环境责任意识处于低水平时,认知性制度对参与意愿的回归系数为 0.334;当环境责任意识处于高水平时,回归系数上升至 0.481。两组斜率均显著,且高环境责任意识组的斜率明显大于低环境责任意识组,说明环境责任意识越强,认知性制度与参与意愿之间的正向作用关系越明显。综上,假设 H5 得到支持。

**Table 10.** Results of moderating effect test  
**表 10.** 调节效应检验结果

|                   | 模型 1                            |       |         |         |         | 模型 2                            |       |         |         |         | 模型 3                            |       |         |         |         |
|-------------------|---------------------------------|-------|---------|---------|---------|---------------------------------|-------|---------|---------|---------|---------------------------------|-------|---------|---------|---------|
|                   | B                               | 标准误   | t       | p       | $\beta$ | B                               | 标准误   | t       | p       | $\beta$ | B                               | 标准误   | t       | p       | $\beta$ |
| 常数                | 3.642                           | 0.027 | 137.411 | 0.000** | -       | 3.642                           | 0.025 | 145.030 | 0.000** | -       | 3.602                           | 0.028 | 129.462 | 0.000** | -       |
| CI                | 0.582                           | 0.029 | 19.816  | 0.000** | 0.600   | 0.397                           | 0.035 | 11.454  | 0.000** | 0.409   | 0.407                           | 0.035 | 11.782  | 0.000** | 0.420   |
| ERA               |                                 |       |         |         |         | 0.301                           | 0.034 | 8.981   | 0.000** | 0.321   | 0.317                           | 0.034 | 9.409   | 0.000** | 0.337   |
| CI × ERA          |                                 |       |         |         |         |                                 |       |         |         |         | 0.079                           | 0.025 | 3.200   | 0.001** | 0.094   |
| R <sup>2</sup>    |                                 |       | 0.360   |         |         |                                 |       | 0.426   |         |         |                                 |       | 0.434   |         |         |
| 调整 R <sup>2</sup> |                                 |       | 0.359   |         |         |                                 |       | 0.424   |         |         |                                 |       | 0.432   |         |         |
| F 值               | F (1, 699) = 392.686, p < 0.001 |       |         |         |         | F (2, 698) = 259.050, p < 0.001 |       |         |         |         | F (3, 697) = 178.401, p < 0.001 |       |         |         |         |
| $\Delta R^2$      |                                 |       | 0.360   |         |         |                                 |       | 0.066   |         |         |                                 |       | 0.008   |         |         |
| $\Delta F$ 值      | F (1, 699) = 392.686, p < 0.001 |       |         |         |         | F (1, 698) = 80.661, p < 0.001  |       |         |         |         | F (1, 697) = 10.243, p < 0.001  |       |         |         |         |

注: 因变量 = 参与意愿, \*\*p < 0.01。

**Table 11.** Simple slope analysis of the moderating effect of environmental responsibility awareness  
**表 11.** 环境责任意识简单斜率分析

| 调节变量水平     | 回归系数  | 标准误   | t      | p      | 95% CI 下限 | 95% CI 上限 |
|------------|-------|-------|--------|--------|-----------|-----------|
| 平均值        | 0.407 | 0.035 | 11.782 | <0.001 | 0.339     | 0.475     |
| 高水平(+1 SD) | 0.481 | 0.043 | 11.109 | <0.001 | 0.396     | 0.566     |
| 低水平(-1 SD) | 0.334 | 0.040 | 8.421  | <0.001 | 0.256     | 0.412     |

## 5. 讨论

### 5.1. 制度因素对参与意愿的作用机制

实证结果中,从路径关系看,制度因素主要通过行为态度、主观规范和知觉行为控制进一步影响参与意愿。规制性、规范性和认知性制度分别影响居民的行为评价、社会支持感和参与掌控感,进而影响其参与“以旧换新”的意愿。上述结果说明,外部制度需要通过改善居民行为态度、主观规范和知觉行为控制,才更容易转化为实际参与意愿。

### 5.2. 知觉行为控制的重要性

对比行为态度、主观规范和知觉行为控制三类心理变量对参与意愿的影响可以发现,知觉行为控制的作用程度最高。落实到现实场景中,居民在决定是否参与电子产品“以旧换新”时,可能更加关注实际参与过程中的便利性和可控性,如办理流程是否简便、平台估价规则是否公开透明、补贴申领门槛高低、旧设备中的个人隐私数据能否得到妥善清除。如果居民担心估价被刻意压低、取件流程复杂、个人

信息泄露,可能会选择放弃参与。由此可见,只有切实解决实操层面的顾虑,提高居民对换新的掌控感,才更有可能提升居民参与意愿。

### 5.3. 环境责任意识的调节作用

调节效应分析进一步揭示了认知性制度影响参与意愿的边界条件。研究发现,环境责任意识显著增强了认知性制度对参与意愿的正向影响。具体而言,对于环境责任意识较强的居民,认知性制度的信息传递能够更有效地转化为参与意愿。这一结果说明,制度信息并非自动转化为行为动机,而需要与居民已有环境价值认同相结合。而对于环境责任意识较弱的居民,即使获得了政策信息,也可能因缺乏内在价值认同而难以形成参与动机。这一发现丰富了制度理论与计划行为理论在电子废弃物回收场景中的应用,表明外部制度因素的影响效果受到个体内在环境价值观的制约,为理解“知”与“行”之间的转化差异提供了新的解释视角。

### 5.4. 从政策供给到参与体验的优化启示

上述结果表明,电子废弃物“以旧换新”的推广不能仅停留在政策出台、补贴发放和平台功能上线层面,还需要进一步关注居民在实际参与过程中的体验感受。结构方程模型结果显示,知觉行为控制对参与意愿的影响最为突出,说明居民是否认为自己能够方便、安全、顺利地完成换新流程,是影响其参与意愿的重要因素。这一结果也与问卷调查中的未参与者提及的改进意见相呼应,问卷结果显示未参与居民对改进方向的期待主要集中在流程优化、补贴政策、回收处理和宣传推广等方面,其中流程优化占比最高,为71.4%;补贴政策为71.0%;回收处理为66.1%;宣传推广为65.3%。这说明,未参与者并非单纯缺少环保意识,而是更关注换新过程是否方便、补贴是否明确、回收处置是否规范以及政策信息是否能够有效触达。因此,后续政策优化应更加重视“可理解、可信任、可操作”的参与机制建设。一方面,应通过流程说明、线上预约、上门回收和一站式换新服务降低居民参与成本;另一方面,也需要通过估价公开、补贴规则透明、隐私保护和回收监管提升居民信任感。只有当居民在参与过程中感到流程清晰、交易公平、信息安全且回收去向可信时,政策认知才更容易转化为实际参与意愿。

## 6. 结论与建议

基于杭州市701份居民问卷数据,本文结合制度理论与计划行为理论,分析电子废弃物“以旧换新”参与意愿的影响因素,得出以下结论与建议。

### 6.1. 结论

第一,杭州居民对电子废弃物“以旧换新”已有一定认知和参与基础,但政策了解程度和规范处理意识仍有提升空间。描述性统计结果显示,社交媒体已成为居民了解政策的重要渠道,但仍有部分居民对政策了解不足,电子废弃物闲置或普通垃圾处理现象仍然存在,说明政策触达和参与转化之间仍存在一定距离。

第二,制度因素对居民心理机制的影响存在差异。规制性制度主要通过改善行为态度发挥作用,而规范性制度和认知性制度能够同时影响行为态度、主观规范和知觉行为控制,说明社会氛围和政策认知对居民心理感知具有更全面的影响。

第三,行为态度、主观规范和知觉行为控制均显著正向影响参与意愿,其中知觉行为控制的影响最为突出。这说明流程便捷性、估价透明度和信息安全性是提升居民参与“以旧换新”意愿的关键现实因素。

第四,环境责任意识在认知性制度与参与意愿之间发挥正向调节作用。认知性制度对参与意愿的影



响随居民环境责任意识的增强而增强，说明政策信息的传递效果受到个体内在环境价值观的制约。

## 6.2. 建议

第一，简化参与流程，切实降低行为成本。大力推行线上预约估价、工作人员上门取件、旧机换新购机一站式服务；在社区和乡镇增设回收网点，减少居民耗费的时间精力，提升换新便捷程度。

第二，规范估价标准，增强居民交易信任。政府牵头统一电子废弃物折旧和估价细则，督促回收平台完整公示计价依据和补贴发放条件；出台旧设备数据清除规范，打消居民担心被压价、隐私泄露的顾虑。

第三，优化宣传机制，实施分层精准施策。对于环境责任意识较强的群体，可通过政策信息推送和环保意义宣传即可有效激发参与；对于环境责任意识较弱的群体，则应侧重社区宣讲、邻里示范和便捷服务体验等方式，降低其对陌生流程的心理距离感。

第四，强化回收监管，保障后续处理规范。严格回收企业准入资质，对旧设备回收、拆解处置全程记录追踪；落实个人信息保护条例，对刻意压价、违规泄露用户数据的企业进行处罚，规范行业整体秩序。

## 6.3. 不足与展望

本次调研对象仅局限于杭州市居民。杭州经济发展水平较高、公共设施建设完善，居民生活理念存在地域特点，各地城市建设水平、人口结构以及配套设施差距明显，后续研究可纳入多地区样本开展比较分析，以此验证研究结果是否具备普遍适用性。

在测量模型方面，本文部分潜变量 AVE 值略低于 0.5，说明个别构念的聚合效度仍有提升空间。虽然结合标准化因子载荷、CR 值和区分效度结果，本文量表效度总体处于可接受范围，但未来研究仍可进一步优化测量题项，增加每个潜变量的高质量题项数量，并通过预调查和修订量表提升测量稳定性。

此外，本研究中作为调节变量的环境责任意识仅采用 2 个题项进行测度，虽信度系数达到可接受标准，但构念的维度覆盖与测量精度存在一定局限，可能在一定程度上影响了调节效应的解释力度。后续研究可围绕环境责任认知、环境责任情感、环境责任行为倾向等维度丰富量表设计，通过多题项、多维度的测量工具更全面地捕捉个体环境责任意识水平，进一步提升测量的构念效度与研究结论的稳健性。

最后，本文数据来源于单次问卷调查，只能反映特定时期内受访者的认知和选择倾向，难以观察居民参与行为的动态变化。后续研究可开展长期跟踪调研，并结合实地实验，进一步探究居民参与意愿向实际行为转化的过程。

## 参考文献

- [1] 政府工作报告——2025 年 3 月 5 日在第十四届全国人民代表大会第三次会议上[EB/OL]. [http://www.npc.gov.cn/c2/kgfb/202503/t20250312\\_444273.html](http://www.npc.gov.cn/c2/kgfb/202503/t20250312_444273.html), 2025-03-12.
- [2] 杭州市稳外贸稳外资促消费攻坚行动专班办公室关于印发《杭州市推动消费品以旧换新行动方案》的通知[EB/OL]. [https://sww.hangzhou.gov.cn/art/2024/5/17/art\\_1229286925\\_4268058.html](https://sww.hangzhou.gov.cn/art/2024/5/17/art_1229286925_4268058.html), 2024-05-17.
- [3] 关于加强废弃电子电气设备环境管理的公告[EB/OL]. [https://www.mee.gov.cn/gkml/zj/wj/200910/t20091022\\_172222.htm](https://www.mee.gov.cn/gkml/zj/wj/200910/t20091022_172222.htm), 2003-08-26.
- [4] 张昶. 我国电子废弃物回收模式研究[D]: [硕士学位论文]. 上海: 华东政法大学, 2014.
- [5] 孙丫杰, 侯文华. 基于以旧换新的绿色供应链管理研究[J]. 供应链管理, 2020, 1(10): 54-61.
- [6] 高喜乐. 废旧电子电器“以旧换新”的问题研究[J]. 经贸实践, 2018(12): 246, 248.
- [7] Feng, L., Govindan, K. and Li, C. (2017) Strategic Planning: Design and Coordination for Dual-Recycling Channel Reverse Supply Chain Considering Consumer Behavior. *European Journal of Operational Research*, **260**, 601-612.

- 
- <https://doi.org/10.1016/j.ejor.2016.12.050>
- [8] Scott, W.R. (2013) *Institutions and Organizations: Ideas, Interests, and Identities*. Sage Publications.
  - [9] 贺艳芳. 他们为什么愿意从事技能工作?——制度理论视角下德国青年技能投资意愿研究[J]. 华东师范大学学报(教育科学版), 2024, 42(4): 63-75.
  - [10] 梁姣. 基于旧电子产品质量的以旧换新策略研究[D]: [硕士学位论文]. 重庆: 重庆邮电大学, 2021.
  - [11] Ajzen, I. (1991) The Theory of Planned Behavior. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, **50**, 179-211. [https://doi.org/10.1016/0749-5978\(91\)90020-t](https://doi.org/10.1016/0749-5978(91)90020-t)
  - [12] 司徒健彬, 潘强, 姚宁川. 基于计划行为理论的绿色行为意向形成分析[J]. 四川职业技术学院学报, 2019, 29(3): 39-50.
  - [13] Bhutto, M.Y., Rūteliūnė, A., Šeinauskienė, B. and Ertz, M. (2023) Exploring Factors of E-Waste Recycling Intention: The Case of Generation Y. *PLOS ONE*, **18**, e0287435. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0287435>
  - [14] 葛梓跃. 消费者参与电子产品“以旧换新”的意愿研究[D]: [硕士学位论文]. 长春: 吉林大学, 2021.
  - [15] 王淑霞. 家用电子废弃物绿色回收中消费者行为意向研究[D]: [硕士学位论文]. 鞍山: 辽宁科技大学, 2022.
  - [16] Stern, P.C. (2000) New Environmental Theories: Toward a Coherent Theory of Environmentally Significant Behavior. *Journal of Social Issues*, **56**, 407-424. <https://doi.org/10.1111/0022-4537.00175>
  - [17] Fornell, C. and Larcker, D.F. (1981) Evaluating Structural Equation Models with Unobservable Variables and Measurement Error. *Journal of Marketing Research*, **18**, 39-50. <https://doi.org/10.1177/002224378101800104>