

DOI: 10.15918/j.jbitss1009-3370.2021.3482

# 互联网依赖对家庭碳排放的影响

## ——收入差距和消费升级的链式中介作用

赵 昕, 曹 森, 丁黎黎

(中国海洋大学 经济学院, 山东 青岛 266100)

**摘 要:** 以互联网依赖理论为基础, 借助2016—2018年中国家庭追踪调查(CFPS)的微观数据库, 采用STIRPAT模型和Bootstrap链式中介模型, 实证分析互联网依赖对家庭消费碳排放的影响及链式中介传导机制。研究结果表明: 互联网依赖对家庭碳排放存在显著正向影响; 收入差距与消费升级在互联网依赖对家庭碳排放的正向影响中具有显著的直接中介作用。但是, 收入差距和消费升级的链式中介作用具体表现为遮掩效应, 即互联网依赖通过收入差距的缩小造成消费升级减缓, 进而降低碳排放。在未来实现碳中和目标的过程中, 政府应协调处理减排与收入差距和消费升级的关系, 推进差异化减排策略, 倡导低碳型消费模式。

**关键词:** 互联网依赖; 家庭碳排放; 收入差距; 消费升级; 链式中介

中图分类号: X196; F724.6

文献标志码: A

文章编号: 1009-3307(2021)04-0049-11

气候变化是世界各国面临的重大挑战, 减少碳排放并促进低碳发展成为全球的发展目标。中国作为CO<sub>2</sub>排放大国, 其中家庭碳排放占比已经达到碳排放总量的1/2以上。因此, 从家庭的消费行为探究家庭碳排放量有利于中国低碳发展战略实施的落地。伴随着互联网行业的快速发展, 2019年全国电子商务交易额达34.81万亿元, 继续引领全球。依据互联网依赖理论, 当消费者频繁使用互联网时, 会引发消费者过度依赖互联网信息进行不确定性决策, 形成自我认知。因此, 在网购已成为家庭日常消费的大背景下, 探究如何借助互联网媒介来影响家庭碳消费倾向, 可以为碳中和目标实现提供新的研究视角。

以互联网使用程度为切入点, 分析互联网对家庭碳排放的影响机理是控制家庭碳排放的重要前提。本文从消费者这个微观视角入手, 利用残差度量法衡量互联网依赖程度, 探寻互联网的合理使用对家庭碳排放的效应, 并利用链式中介模型刻画出消费者在线消费行为、互联网使用、家庭碳排放之间的影响机制。该影响机制的构建, 一方面可以为降低家庭碳排放的经济可行性、技术可行性提供理论基础; 另一方面有利于政府在家庭微观层面制定差异化减排政策, 合理引导居民的环保理念。

## 一、文献综述

### (一) 家庭碳排放测度及影响因素研究

随着家庭碳排放占比的不断提高, 越来越多的学者对家庭碳排放的衡量方法、影响因素、空间特征等方面进行了研究。其中, 家庭碳排放的衡量作为研究的基础存在很多的衡量方法, 主要有消费者生活方式法和投入产出法。消费者生活方式法提供了一个综合的评估框架, 该框架可以将影响生活方式和相关后果的因素联系起来, 并且提供了个人消费活动影响碳排放的明确信息, 还可以识别碳密集型行为。相反, 投入产出法的重点是所有行业的投入和产出的依赖关系, 能够反映单个行业部门变化对其他行业部门的影响, 从而非常适合分析家庭间接碳排放。Reinders等<sup>[1]</sup>利用投入产出法计算得到欧盟国家的间接能源使用量占总能源使用量的36%~66%, 并且发现这些国家之间存在巨大差异。Liu等<sup>[2]</sup>根据投入产出模型, 结合1992—2007年中国家庭数据计算发现, 中国家庭消费产生的CO<sub>2</sub>排放量占总量的40%以上。

收稿日期: 2020-07-26

基金项目: 国家自然科学基金项目(71973132); 国家社会科学基金项目(19VHQ002); 泰山学者工程专项经费(tsqn20161014, ts201712014)

作者简介: 赵昕(1964—), 女, 教授, 博士生导师, E-mail: zx@ouc.edu.cn; 丁黎黎(1978—), 女, 教授, 博士生导师, 通信作者, E-mail: llding@ouc.edu.cn

Ding 等<sup>[3]</sup>将消费者生活方式与投入产出法相结合,发现家庭的间接能源消耗是其直接能源消耗的1.35倍。综上所述,目前家庭碳排放的主要研究内容如图1所示。

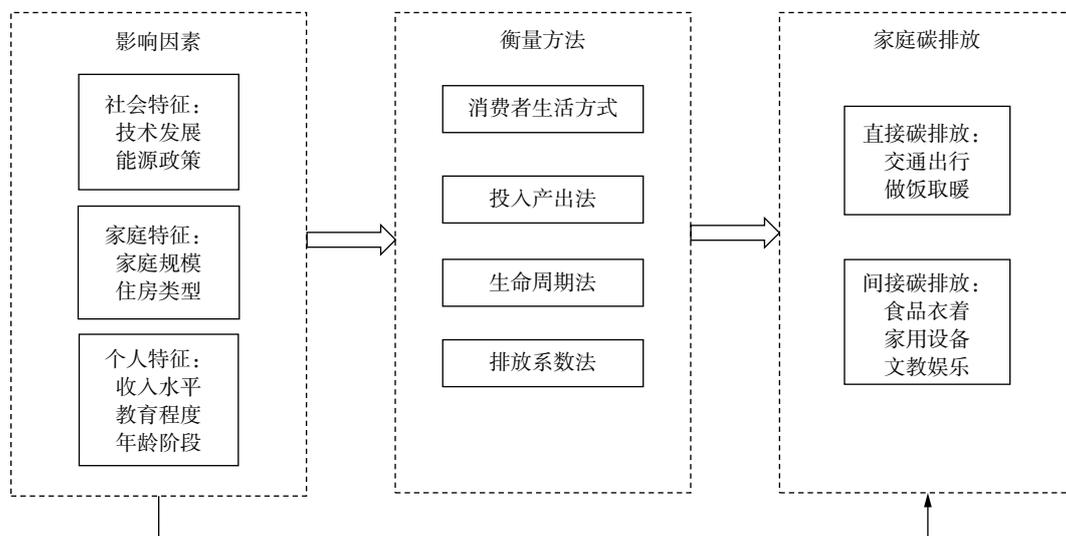


图1 家庭碳排放主要研究内容

家庭碳排放分为直接部分和间接部分<sup>[4]</sup>。家庭直接碳排放是指与直接使用燃料有关的排放,例如家庭烹饪、供暖和交通等活动使用燃料带来的碳排放。家庭间接碳排放是指燃烧化石燃料用于生产非能源产品和服务以供居民消费的碳排放量,间接碳排放占总排放量的1/2以上,并在减排工作中起主要作用<sup>[5]</sup>。目前有关家庭碳排放影响因素的分析主要包括家庭收入、家庭规模、能源供应、教育以及其他个人、家庭和环境特征<sup>[6-8]</sup>。其中,收入是碳排放的主要决定因素之一,收入最高的家庭往往是CO<sub>2</sub>排放最多的家庭<sup>[9]</sup>。但边际排放倾向在逐步减少<sup>[2]</sup>。

## (二) 互联网技术与碳排放

现有研究关于互联网技术对经济增长的积极影响已经达成了共识,但是关于其对环境质量的影响仍然存在争议。一方面,研究已普遍确认互联网技术具有提高生产效率和能源效率的重要潜力,这有利于减少环境污染<sup>[10]</sup>。另一方面,与互联网技术相关的设备(例如计算机和数据中心)的大量使用也可能导致电力消耗的大幅增加,这会对环境保护产生负面影响<sup>[11]</sup>。在微观层面,互联网活动在过去十年间与人类活动紧密相关,对个人的环境保护行为也产生了深远的影响。首先,互联网的使用可以使人类走向更高效、绿色和环境友好的生活方式。Bastida等<sup>[12]</sup>研究发现,互联网技术可以将家庭的最终用电量减少0~5%。其次,互联网的普及加速了与环境保护有关的知识和信息的传播,这是实现可持续发展的重要保证<sup>[13]</sup>。此外,先前的研究表明,通过互联网访问健康信息会影响个人的健康护理决策<sup>[14]</sup>。但是也有研究表明,互联网技术的发展对地区人均碳排放存在门槛效应,且目前中国正处于互联网发展提高人均碳排放量的阶段<sup>[15]</sup>。

## (三) 现有研究不足与本文创新

现有研究不足体现在:第一,中国家庭碳排放影响因素的研究,大都集中在社会政策环境、家庭特征及个人特征等方面,较少涉及到互联网环境对家庭碳排放的影响。然而,中国互联网发展和家庭能源需求处于双重增长阶段,互联网的使用势必会改变家庭的生活方式,进而对家庭碳排放产生影响。因此,探究互联网使用对家庭碳排放的影响是对现有研究有意义的补充。第二,关于互联网技术对碳排放的影响研究,大部分集中在宏观层面探究互联网技术对城市碳排放的影响,较少从微观层面分析互联网技术对家庭碳排放行为的影响。因此,本文基于中国家庭追踪调查(CFPS)、世界投入产出数据库(WIOD)中的中国投入产出表和WIOD中的中国35个行业的碳排放量数据,实证分析了互联网依赖与家庭碳排放之间的影响效应,证实了互联网的不规范使用对家庭碳排放的消极影响,即需要规范家庭对互联网的使用来降低碳排放。

本文的主要创新性工作如下:第一,本文依据互联网依赖理论,从家庭层面构建了互联网依赖与家庭碳排放之间的作用框架,能够更好地从微观视角揭示互联网快速发展可能对环境气候造成的影响。第二,依据消费行为模式理论与相对收入假说,在互联网依赖对家庭碳排放影响框架中,引入收入差距和消费升级,挖掘收入差距与消费升级在互联网依赖与家庭碳排放间的链式中介效应,对精准制定绿色环保政策提供具体的理论支撑。

## 二、理论分析与研究假设

### (一)互联网依赖与家庭碳排放

Hall和Parsons<sup>[16]</sup>提出互联网依赖理论,认为互联网的过度依赖会损害人们正确的认知、行为和情感功能,改变个体的社会互动模式和自我意识。因此,家庭在进行消费决策时,对互联网等媒介资源形成的依赖会影响其特定的决策目标,而消费决策将直接影响家庭碳排放量。这为本文从互联网技术角度分析对家庭碳排放的影响效应提供了理论支撑。

在家庭直接碳排放方面,过度依赖互联网的家庭每天在互联网上交换的数据量空前巨大,消费者使用的家用互联网设备和高能耗服务器,大幅提高了用电量,并产生大量温室气体。在家庭间接碳排放方面,互联网依赖通过以下两个方面增加碳排放:一方面,存在互联网依赖的家庭比普通家庭拥有更为丰富的信息,但这些信息的爆炸式增长在给家庭提供更多机会的同时,也提高了家庭分辨信息的决策成本,让家庭更容易受到噪声信息的影响,导致家庭决策者对当地环境状况产生错误判断,进而降低自身节能减排意愿。另一方面,互联网的过度使用容易造成家庭成员的非自律购买,因为在虚拟网络环境中,消费者更容易产生满足感,降低感知风险,从而更容易产生非自律购买。非自律购买的出现会造成资源的浪费与非必要的损失,从而增加家庭碳排放量。因此,过度使用互联网的家庭会通过直接和间接路径产生大量碳排放。基于以上理论,本文提出以下假设:

H1.互联网依赖对家庭碳排放具有正向影响作用。

### (二)收入差距的中介作用

收入差距在互联网依赖与家庭碳排放关系的中介作用主要通过两种机制形成。首先,互联网的普及使得各个阶层的信息交流更加便捷与迅速,降低信息不对称,推动公共服务的公平,此时互联网发展对收入差距的扩大具有一定的抑制作用。而在收入差距缩小过程中,由于现有技术的限制,经济的快速发展往往带来的是对环境的大肆破坏,产生较高的污染排放。其次,互联网的使用影响着资本、劳动力和信息等要素的生产率,要素生产率的变化会影响对资本和劳动力的需求,对他们的薪酬和收入分配会产生积极影响<sup>[17]</sup>。根据Heerink等<sup>[18]</sup>基于收入与污染产生之间的隐性关系提出的“消费理论”,收入分配的合理化给居民以更多的消费增长空间,改变居民的消费习惯。同时,当收入分配更加平衡时,更多人群进入中产阶级,提高了社会整体的边际消费倾向,易于消费更多的碳密集产品,因此会产生更多的碳排放。据此,本文提出以下假设:

H2.收入差距在互联网依赖与家庭碳排放的关系中具有中介作用。

### (三)消费升级的中介作用

消费升级有两方面的含义<sup>[19]</sup>:一方面是指家庭对各类商品的消费支出占比的变化,另一方面是指家庭消费商品质量的提升。本文采用第一种含义,即家庭享受消费占比。根据网络消费者行为理论<sup>[20]</sup>,消费升级能够由互联网造成的需求变化来推动,即互联网通过提高家庭对服务业的要求以及改变消费观念来带动消费升级。不仅如此,互联网也能通过降低家庭消费成本,提高消费便利性,使得消费者更容易利用互联网进行消费,推动消费升级。由消费模式方法理论<sup>[21]</sup>可知,消费升级作为消费模式的动态体现,能够影响家庭直接碳排放与间接碳排放:一方面,消费升级加大了家庭对出行、供暖和烹饪等方面的燃料需求,增加了家庭的直接碳排放;另一方面,家庭的消费升级使得家庭加大对享受型商品消费,而根据投入产出法,一单位享受型商品与服务产生的间接碳排放均大于一单位生存型商品与服务。基于以上理论,本文提出以下假设:

H3.消费升级在互联网依赖与家庭碳排放的关系中具有中介作用。

### (四)收入差距和消费升级的链式中介作用

收入差距可以通过以下机制对消费升级产生影响。首先,依据攀比效应, Brown 等<sup>[21]</sup>发现,中国农村内部收入不平等的扩大显著增加了其消费,并使得享受型消费比重显著提高。具体而言,收入差距可以通过影响商品市场、要素市场等改变市场供求,进而影响居民消费行为。其次,根据追求社会地位理论<sup>[23]</sup>,人们关心自己的社会地位,并渴望不断追求社会地位的提高。为了提升地位等级或保持社会地位,家庭试图通过增加储蓄来积累财富。收入差距能够通过影响居民对自身社会地位的追求,改变自身储蓄倾向与消费倾向,进而影响家庭对各类消费品的选择。基于此,本文提出如下假设:

H4.收入差距和消费升级在互联网依赖与家庭碳排放之间存在链式中介作用。

综上所述,本文构建的研究框架如图2所示。

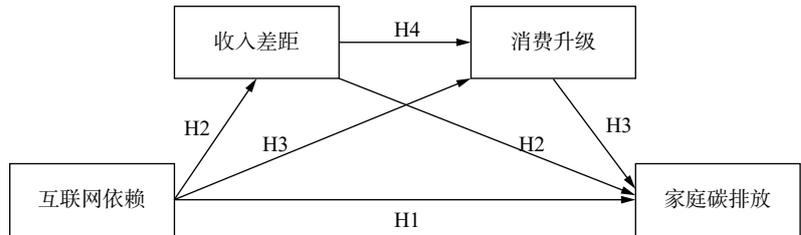


图2 假设关系图

## 三、研究设计与样本数据

### (一)数据来源

本文所使用的数据主要来自中国家庭追踪调查(CFPS)、世界投入产出数据库(WIOD)中的中国投入产出表<sup>①</sup>和其中统计的中国35个行业的碳排放量。中国家庭追踪调查是北京大学社会科学研究所开展的大规模面板调查项目,该项目旨在研究当代中国的家庭福祉及其动态变化,以家庭为抽样对象,该研究收集了有关抽样家庭以及所有单个家庭成员的大量信息。样本涵盖近1.5万户家庭,2010年分布于25个省,2016年开始调查家庭已分布于所有31个省。世界投入产出数据库包含了世界主要国家的投入产出数据,提供了有关国际贸易和能源消耗的大规模时间序列数据源,推动了对有关动态全球化过程的深入了解。

### (二)变量设计

#### 1. 家庭碳排放 HCE

本文利用不同的方法分别计算家庭直接碳排放和间接碳排放,使用碳排放系数法计算家庭k的直接碳排放量,家庭k的直接碳排放量为

$$HCE_{direct\_k} = \sum_i f_i Energy_{ik} \tag{1}$$

其中,  $f_i$ 为能源i的碳排放因子系数;  $Energy_{ik}$ 为家庭k所消耗的能源i的数量。本文所使用的碳排放因子来自联合国公布的燃料碳排放系数。利用天然气、LNG、煤炭和汽油的全国平均价格以及CFPS数据库中各个类别的消费金额,计算出家庭各类能源消耗数量,即 $Energy_{ik}$ 。

家庭间接碳排放通过投入—产出模型(IOM)进行估算,这是一种广泛采用的方法。家庭k的间接碳排放量计算如下

$$HCE_{indirect\_k} = D(I - A)^{-1} E_k \tag{2}$$

其中,  $D$ 为每个部门碳排放强度的行向量;  $(I - A)^{-1}$ 为Leontief逆矩阵,这是应用投入—产出模型的关键;  $E_k$ 是家庭k消费商品和服务支出的列向量。

计算完成后,为减少由于异常值的存在而导致的误差,将家庭碳排放量和收入的最高和最低的1%的家庭排除在外。

#### 2. 互联网依赖

在以往探讨家庭或个人互联网使用的相关研究中,往往采用“互联网使用频率”或“是否使用过互联网”等指标度量互联网使用。这种直观的互联网使用指标难以进行针对性的判断,即根据家庭特征判断

① WIOD 出版于 2016 年,涵盖了全球 43 个主要国家和地区的世界投入产出表和基础数据,来自于 <http://www.wiod.org/database/wiots16>。

家庭互联网依赖与否,也难以衡量互联网依赖的大小。本文认为,家庭互联网使用程度的过度与否取决于其最优使用水平。超过最优水平的家庭被认为互联网过度依赖;反之,被称为互联网依赖不足。在最优使用水平的衡量中,现有文献做法就是取家庭互联网使用程度的平均值或者中位数。但是由于家庭的个体特征存在较大差异,所以根据平均数或中位数衡量的最优水平存在一定的不足。因此,要考察家庭的最优互联网使用程度根据其家庭特征、成员特征等基本因素来进行显得更为合适。为此本文借鉴残差度量非效率投资的思想<sup>[24-25]</sup>,通过对家庭互联网使用的综合影响因素回归模型,找到其最优使用程度,若超过即认为存在互联网过度依赖,反之则认为互联网依赖不足,最后获得残差项对家庭互联网依赖指标进行估计,模型如下

$$Y_i = \alpha_0 + \beta_1 V_{1i} + \beta_2 V_{2i} + \beta_3 V_{3i} + \beta_4 V_{4i} + \beta_5 V_{5i} + \beta_6 V_{6i} + \mu_i \quad (3)$$

其中, $Y_i$ 表示第*i*个家庭每周闲暇时间使用互联网总时长(小时)对数化的连续性变量。根据相关参考文献提出以下解释变量作为影响互联网使用时长的关键原因<sup>[26-27]</sup>, $V_{1i}$ 是家庭*i*的平均年龄,以此排除由于家庭规模不同造成的家庭年龄差异; $V_{2i}$ 为家庭*i*的人均纯收入,等于家庭所有成员纯收入除以家庭规模的自然对数; $V_{3i}$ 为家庭规模,等于家庭所有成员数总和; $V_{4i}$ 为家庭*i*的人情礼支出; $V_{5i}$ 是家庭*i*的工作性质,这是一个二分类变量,当家庭有从事农业工作者时取值为1,当家庭没有从事农业工作者时取值为0; $V_{6i}$ 是家庭*i*的平均教育水平,等于家庭所有成员教育水平总和除以家庭规模,以此排除由于家庭规模不同造成的家庭教育水平差异。

对上述模型进行回归,得到残差值 $r$ ,即实际观察值与拟合值之间的差,表示家庭互联网依赖程度,当 $r > 0$ ,表示家庭过度依赖互联网,反之表示互联网依赖不足。在之后的回归中,使用 $r$ 作为关键解释变量,进行后续分析。

通过借鉴以往文献<sup>[28]</sup>,对部分不显著变量进行替换后,由表1可知解释变量在1%的显著水平下显著。结果显示,随着家庭平均年龄的上升,家庭对互联网的使用程度会下降;家庭规模越大、家庭中人口越多对互联网的使用也会越频繁;家庭的平均教育水平与互联网的使用正向相关;家庭的人均纯收入水平也与互联网存在正向关系。

基于上述回归的结果,最终得到20205个残差,即为互联网依赖( $r$ )。通过观察 $r$ 发现,总体互联网依赖的均值为0.0104,表明中国家庭存在一定的互联网过度使用问题。其中,城市家庭中互联网依赖均值达到0.1460,表明城市家庭存在较大的互联网依赖行为。但是农村家庭的 $r$ 的均值仅为-0.1140,这表明在互联网使用方面,中国城乡家庭差异较大,也为以后分样本分析提供支持。

### 3. 中介变量

1) 收入差距。对于收入差距的衡量,通常有以下几个指标可供选取:基尼系数和泰尔指数。其中应用最广泛的为基尼系数,本文亦采用基尼系数代表收入差距<sup>[29]</sup>。具体而言,本文选用区县级别人均纯收入的基尼系数表示收入差距。借鉴以往学者计算基尼系数的方法<sup>[30]</sup>,将样本家庭按照县区分成*n*组,设 $w_i$ 代表第*i*组家庭的人均纯收入份额; $m_i$ 代表第*i*组家庭的平均人均收入; $p_i$ 代表第*i*组家庭的人口频数( $i=1,2,\dots,n$ )。对全部组家庭按照人均收入 $m_i$ 由小到大排序后,利用如下公式计算

$$G = 1 - \sum_{i=1}^n 2B_i = \sum_{i=1}^n p_i(2Q_i - w_i) \quad (4)$$

$$Q_i = \sum_{k=1}^i w_k \quad (5)$$

表1 家庭互联网依赖回归结果

变量	$\beta$	$t$
常数	-5.383 6***	-10.289 0
$V_1$	-0.087 1***	-21.808 3
$V_2$	0.640 5***	14.171 3
$V_3$	0.455 7***	16.794 3
$V_4$	0.000 1***	2.833 6
$V_5$	-0.552 6***	-6.856 3
$V_6$	0.610 2***	13.819 6
Year Fixed	YES	
Cluster	YES	
$R^2$	0.427 6	

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著水平。

其中,  $Q_i$ 为从 1~ $i$ 的累积收入比重。

2) 消费升级。中国家庭追踪调查数据库按照国家统计局给出的分类标准对家庭消费进行分类统计。结合现有分类, 本文将家庭消费划分为基本消费和发展消费两类<sup>[31]</sup>。其中基本消费包括食品、衣着和居住支出, 是家庭为维持基本生活所产生的消费; 发展消费包括生活用品、医疗保健、交通通讯、文化娱乐和其他消费, 是为提高自身生活水平, 实现更高的价值追求而进行的消费。本文用发展型消费所占家庭总消费的比重代表家庭消费升级。

#### 4. 其他控制变量

参考相关文献<sup>[32-33]</sup>, 引入以下控制变量: (1) 家庭规模 (Size): CFPS 数据库统计的家庭人口数量; (2) 人均收入 (Perincome): 家庭纯收入的人均值; (3) 家庭决策者年龄 (Age): 以对家庭财务最了解的人作为家庭决策者, 其年龄作为家庭决策者年龄; (4) 家庭决策者的教育水平 (Edu): 从 1~10 分别代表从低到高的教育水平; (5) 家庭户口所在地 (Urban): 这是一个二分类变量, 根据国家统计局资料的城乡分类, 当家庭是城镇户口时取值为 1, 当家庭是农村户口时取值为 0。

#### (三) 模型设定

Ehrlich 和 Holden<sup>[17]</sup>提出了 IPAT 等式用以分析人文因素对环境水平的影响, 但是该模型存在一定的局限, 只能研究对因变量的等比例影响。后来有学者为克服这一不足, 建立了 STIRPAT 模型, 即可拓展的随机性环境影响评估模型, 如下所示

$$I = \alpha P^b A^c T^d e \tag{6}$$

其中,  $I$ 为环境水平;  $P$ 为人口规模;  $A$ 为人均财富;  $T$ 为技术水平;  $\alpha$ 为该模型的系数;  $b$ 、 $c$ 、 $d$ 为各自变量的指数;  $e$ 为随机误差项。

对式 (6) 两边取对数得

$$\ln I = \ln \alpha + b \ln P + c \ln A + d \ln T + \ln e \tag{7}$$

根据式 (7) 以及对控制变量的选取, 首先将控制变量引入, 构建式 (8) 如下所示

$$\begin{aligned} \ln HCE_i = & \beta_0 + \beta_1 \ln Size_i + \beta_2 \ln Perincome_i + \\ & \beta_3 (\ln Perincome_i)^2 + \beta_4 \ln Age_i + \beta_5 \ln Edu_i + \beta_6 Urban_i + u_i \end{aligned} \tag{8}$$

为考察互联网使用对家庭碳排放量的影响, 在式 (8) 的基础上, 加入互联网依赖 ( $r$ ) 构造模型 (1), 如式 (9) 所示

$$\begin{aligned} \ln HCE_i = & \beta_0 + \beta_r r + \beta_1 \ln Size_i + \beta_2 \ln Perincome_i + \\ & \beta_3 (\ln Perincome_i)^2 + \beta_4 \ln Age_i + \beta_5 \ln Edu_i + \beta_6 Urban_i + u_i \end{aligned} \tag{9}$$

为分析中介效应, 本文首先在式 (8) 的基础上分别增加了收入差距 (Gap) 和消费升级 (Upgrade) 变量, 构建模型 (2) 和模型 (3), 分别由式 (10) 和式 (11) 表示, 分别研究了收入差距和消费升级对家庭碳排放的影响

$$\begin{aligned} \ln HCE_i = & \beta_0 + \beta_g Gap_i + \beta_1 \ln Size_i + \beta_2 \ln Perincome_i + \\ & \beta_3 (\ln Perincome_i)^2 + \beta_4 \ln Age_i + \beta_5 \ln Edu_i + \beta_6 Urban_i + u_i \end{aligned} \tag{10}$$

$$\begin{aligned} \ln HCE_i = & \beta_0 + \beta_u Upgrade_i + \beta_1 \ln Size_i + \beta_2 \ln Perincome_i + \\ & \beta_3 (\ln Perincome_i)^2 + \beta_4 \ln Age_i + \beta_5 \ln Edu_i + \beta_6 Urban_i + u_i \end{aligned} \tag{11}$$

然后根据 Preacher 和 Hayes<sup>[34]</sup>提出的链式中介效应检验程序, 以检验收入差距和消费升级在互联网依赖和家庭碳排放之间的链式中介作用。为此, 本文构建模型 (4)、模型 (5) 和模型 (6) 进行分析, 分别由式 (12)、式 (13) 和式 (14) 表示

$$\begin{aligned} Gap_i = & \beta_0 + \beta_r r + \beta_1 \ln Size_i + \beta_2 \ln Perincome_i + \\ & \beta_3 (\ln Perincome_i)^2 + \beta_4 \ln Age_i + \beta_5 \ln Edu_i + \beta_6 Urban_i + u_i \end{aligned} \tag{12}$$

$$\begin{aligned} Upgrade_i = & \beta_0 + \beta_r r + \beta_g Gap_i + \beta_1 \ln Size_i + \beta_2 \ln Perincome_i + \\ & \beta_3 (\ln Perincome_i)^2 + \beta_4 \ln Age_i + \beta_5 \ln Edu_i + \beta_6 Urban_i + u_i \end{aligned} \tag{13}$$

$$\begin{aligned} \ln HCE_i = & \beta_0 + \beta_r r + \beta_g Gap_i + \beta_u Upgrade_i + \beta_1 \ln Size_i + \beta_2 \ln Perincome_i + \\ & \beta_3 (\ln Perincome_i)^2 + \beta_4 \ln Age_i + \beta_5 \ln Edu_i + \beta_6 Urban_i + u_i \end{aligned} \tag{14}$$

## 四、研究结果

### (一)描述性统计分析

主要变量的描述性统计如表2所示。从表2可以看出,家庭碳排放量的均值为13 232.153 6千克,但变异系数较大,表明不同家庭的碳排放量差距较大。互联网依赖的均值为0.010 5,表明目前中国家庭存在一定的互联网依赖现象,且不同家庭的互联网依赖程度存在较大的差距。家庭消费升级的均值为0.423 2,变量变异系数也较低,这反映出目前大多数家庭还是将过半的消费用于生存型消费。县级人均纯收入的基尼系数均值为0.386 4,表明在区县级家庭人均纯收入的收入差距较小。

表2 描述性统计

变量类型	变量定义	变量说明	均值	标准差
因变量	家庭碳排放	投入产出法计算而得	13 232.153 6	10 795.427 5
自变量	互联网依赖	残差度量法计算而得	0.010 5	2.695 1
中介变量	收入差距	县级基尼系数	0.386 4	0.075 8
	消费升级	享受消费占比	0.423 2	0.201 1
控制变量	家庭规模	家庭常住人口数量取对数	1.193 6	0.530 3
	人均收入	(家庭纯收入/家庭常住人口数量)取对数	9.532 2	0.974 6
	人均收入平方	人均收入取对数的平方	91.811 9	18.384 7
	年龄	家庭决策者年龄取对数	3.881 7	0.308 4
	教育水平	家庭决策者教育水平取对数	1.490 5	0.305 4
	城镇户口	二分类变量,家庭户籍为城镇户口时取1,否则为0	0.389 2	1.041 0

### (二)直接效应检验

表3给出了各个解释变量的直接效应的回归结果。模型(1)的结果表明,互联网依赖与家庭碳排放显著正相关( $\beta=0.076 3, p < 0.01$ ),假设H1得到验证,说明过度依赖互联网的家庭容易排放更多CO<sub>2</sub>。另外,家庭收入差距与家庭碳排放显著负相关( $\beta=-0.058 2, p < 0.01$ ),而家庭消费升级的提高与家庭碳排放显著正相关( $\beta=0.083 8, p < 0.01$ ),这表明在促进节能减排和推动消费升级之间需要一定的政策权衡,同时在缩小收入差距与降低碳排放之间也需要政策制定者的权衡。这与理论假设相符合。

表3 家庭碳排放回归结果

解释变量	模型(1)		模型(2)		模型(3)	
	$\beta$	<i>t</i>	$\beta$	<i>t</i>	$\beta$	<i>t</i>
常数	-0.100 3***	-9.743 4	-0.106 0***	-10.282 5	-0.117 3***	-11.373 8
互联网依赖	0.076 3***	13.089 4				
收入差距			-0.058 2***	-9.105 9		
消费升级					0.083 8***	14.113 4
家庭规模	0.406 9***	65.632 5	0.411 2***	66.271 7	0.396 2***	63.143 9
人均收入	-0.768 6***	-9.832 7	-0.760 1***	-9.700 3	-0.672 8***	-8.607 7
人均收入平方	1.203 9***	15.298 7	1.181 5***	14.987 8	1.107 8***	14.078 4
年龄	-0.039 9***	-5.974 9	-0.043 5***	-6.487 8	-0.037 8***	-5.661 1
教育水平	0.097 5***	13.893 1	0.088 7***	12.564 6	0.090 8***	12.948 3
城镇	0.116 3***	9.121 9	0.105 3***	8.121 6	0.144 3***	11.288 9
Year Fixed	YES		YES		YES	
R <sup>2</sup>	0.336 0		0.333 0		0.337 0	
F	1 248.507 0		1 232.011 0		1 253.705 0	

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的显著水平。

### (三) 中介效应检验

参照 Taylor 等<sup>[35]</sup>对多重中介检验方法的对比研究, Bootstrap 方法用于检验中介效果最好。因此, 本文首先采用普通最小二乘法检验中介效应, 检验结果如表 4 所示, 然后利用 SPSS 执行基于 Bootstrap 的链式中介效应检验, 结果如表 5 所示, 通过 Bootstrap 检验能够进一步判断中介效应的稳健性。

表 4 中介效应回归分析

解释变量	模型 (4)		模型 (5)		模型 (6)	
	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$
常数	-0.010 7	-0.934 5	0.142 8***	11.604 2	-0.112 3***	-10.939 8
互联网依赖	-0.077 5***	-11.951 9	0.062 4***	8.929 0	0.067 3***	11.553 2
收入差距			0.020 3***	2.649 8	-0.053 1***	-8.350 4
消费升级					0.080 2***	13.555 5
家庭规模	0.010 5	1.521 8	0.172 0***	23.210 8	0.393 6***	63.033 4
人均收入	-0.477 4***	-5.492 1	-0.704 2***	-7.530 6	-0.736 7***	-9.462 7
人均收入平方	0.232 3***	2.654 6	0.717 2*	7.622 8	1.158 3***	14.787 4
年龄	-0.076 4***	-10.279 6	-0.014 2***	-1.779 5	-0.042 7***	-6.414 5
教育水平	-0.095 5***	-12.232 9	0.042 7***	5.065 8	0.089 2***	12.728 3
城镇	-0.350 0***	-24.681 1	-0.216 8***	-14.011 2	0.115 7***	8.947 2
Year Fixed	YES		YES		YES	
$R^2$	0.417 3		0.228 1		0.586 6	
$F$	520.741 2		120.426 4		1 036.239 4	

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著水平。

1. 从互联网依赖到家庭碳排放的路径系数为 0.067 3,  $p < 0.01$ , 表明互联网依赖能够显著正向影响家庭碳排放量, 假设 H1 得到验证。互联网依赖能够直接增加家庭碳排放原因在于, 对互联网的依赖增加了家庭对各类电子设备的使用, 扩大了电力等能源消耗, 直接增加碳排放; 另一方面互联网的发展与普及产生的去物质化会使得个人对环境危害的感知降低, 从而对影响个人实施低碳行为。

2. 从互联网依赖到收入差距的路径系数为 -0.077 5,  $p < 0.01$ , 表明互联网依赖能够显著降低收入差距; 从收入差距到家庭碳排放的路径系数为 -0.053 1,  $p < 0.01$ , 表明收入差距的降低能够显著扩大家庭碳排放。并且, 由表 5 可知, 收入差距在互联网依赖与家庭碳排放之间的部分中介效应显著 ( $\beta = 0.004 1$ ,  $p < 0.01$ ), Bootstrap=50 000 的 95% 置信区间为 [0.007 2, 0.010 9], 不包含 0, 假设 H2 也得以验证。

3. 从互联网依赖到消费升级的路径系数为 0.062 4,  $p < 0.01$ , 表明家庭对互联网的依赖能够显著正向影响家庭的消费升级, 即家庭使用互联网越多, 则家庭的享受消费占比越高。消费升级到家庭碳排放的路径系数为 0.080 2,  $p < 0.01$ , 表明消费升级会显著增加家庭碳排放。同时, 由表 5 可知, 消费升级在互联网依赖与家庭碳排放之间的部分中介效应显著 ( $\beta = 0.005 0$ ,  $p < 0.01$ ), Bootstrap=20 000 的 95% 置信区间为 [0.003 7, 0.006 5], 假设 H3 得以验证。

根据表 5 与模型 (1) 对比可以发现, 同时加入中介变量和核心解释变量后, 收入差距与消费升级的估计系数分别显著为负和正, 且互联网依赖的系数仍然显著为正, 说明收入差距与消费升级在互联网依赖对家庭碳排放的影响中发挥部分中介传导效应。

表 5 Bootstrap 方法估计的中介效应及 95% 置信区间

路径	间接效应估计 (标准化)	95% 置信区间	
		下限	上限
总计间接效应	0.009 0	0.007 2	0.010 9
具体间接效应分解			
ID→GINI→HCE	0.004 1	0.003 0	0.005 3
ID→CU→HCE	0.005 0	0.003 7	0.006 5
ID→GINI→CU→HCE	-0.000 1	-0.000 4	-0.000 1

注: ID表示互联网依赖; GINI表示收入差距; CU表示消费升级; HCE表示家庭碳排放。

结果表明,全样本下,互联网依赖通过降低收入差距对家庭碳排放发挥正向间接作用;通过推动消费升级对家庭碳排放发挥正向间接作用。首先,互联网依赖能够通过收入差距的途径增加碳排放的原因在于,收入差距的缩小能够使低收入群体增加收入,居民追求更加舒服但也更耗能的消费产品,消费篮子“高碳化”,导致家庭碳排放增加。其次,家庭过度使用互联网会导致家庭非理性消费行为,一方面造成家庭消费数量增加,另一方面使得家庭对享受类产品消费占比提高,而这两种行为都会导致消费篮子“高碳化”。

4. 本文检验了链式中介模型,即互联网依赖通过影响收入差距,抑制消费升级,进而降低家庭碳排放。结果显示,收入差距与消费升级的路径系数为0.0203,  $p < 0.01$ ,表明收入差距能够显著正向影响家庭消费升级,即家庭所在区县的收入差距越小,家庭的享受消费占比越低。并且,由表5可知,收入差距与消费升级在互联网依赖与家庭碳排放之间的链式中介效应显著( $\beta = -0.0001$ ,  $p < 0.01$ ), Bootstrap=20000的95%置信区间为 $[-0.0004, -0.0001]$ ,假设H4得以验证。

分步回归发现,互联网依赖对收入差距有显著负向影响( $\beta = -0.0775$ ,  $p < 0.01$ ),而收入差距对消费升级有显著正向影响( $\beta = 0.0624$ ,  $p < 0.01$ ),且消费升级对家庭碳排放有显著正向影响( $\beta = 0.0802$ ,  $p < 0.01$ )。由于链式中介效用和直接效用的方向不同,此链式中介效应表现为“遮掩效应”,即收入差距缩小导致消费升级的减缓会抑制互联网依赖对家庭碳排放的正向影响。但遮掩效应在总效应内占比较低( $-0.0001$ ),对直接效应影响较小。

互联网依赖越高,表明当地互联网发展可能更具有优势,这一方面可以降低成本,促进资源配置,实现生产效率的提高,从而达到缩小收入差距的效果;另一方面可以增强互联网贸易促进地区间收入平衡,缩小收入差距。而收入差距的缩小导致更多人偏向生存型消费,推动了消费篮子低碳化,家庭碳排放增加减缓。链式中介效应的存在使得互联网依赖对家庭碳排放的影响出现了新的结论,即收入差距对消费升级的负效应遮掩了互联网依赖对家庭碳排放的直接影响,这在一定程度上解释了不同研究得出的互联网技术对碳排放影响的不同结论。

## 五、研究结论与启示

### (一) 研究结论

本文利用2016年和2018年CFPS全国调查数据以及投入产出表,基于STIRPAT模型,在综合测度各个家庭互联网依赖的基础上,在家庭层面分析了互联网依赖对于家庭消费碳排放的影响机制。从直接效应来看,家庭对互联网的过度依赖增加了家庭的消费碳排放。作为一种消极社会行为,家庭对互联网的依赖越严重,家庭获得信息越复杂,一方面提高了对有效信息的甄别成本,导致家庭会产生更多非理性消费;另一方面会导致家庭疲于利用有限的资源从事更多的非强制性的利组织行为,进而造成更多的碳排放。

从间接效应来看,收入差距与消费升级在互联网依赖对家庭碳排放的正向影响中存在链式中介效应。第一,互联网依赖通过缩小收入差距对家庭碳排放形成了正向影响。互联网的广泛使用意味着信息流动的加快,抑制了收入差距的进一步扩大,进而使得中产阶级占比增加,提高社会总体边际消费倾向,碳排放量由此增加。第二,互联网依赖通过推动消费升级对家庭碳排放产生正向影响。由互联网依赖引起的家庭消费观念的改变,促使家庭成员对发展消费更加偏好,增加了单位消费的碳排放量,进而扩大家庭消费碳排放。从上述两个结论可以得出,在经济发展过程中存在着缩小收入差距与降低碳排放的权衡以及促进消费升级与降低碳排放的权衡问题。第三,收入差距与消费升级在互联网依赖对家庭碳排放的正向影响中存在链式中介作用,但是表现为遮掩效应,具体表现为互联网依赖通过收入差距的缩小造成的消费升级减缓进而降低碳排放,从而阻滞直接正效应的不利影响。家庭对互联网的依赖一方面增强家庭对服务业的认识与要求,转变消费观念,促进消费升级。但是另一方面,互联网依赖造成收入差距的缩小会导致消费升级的降低,进而使得家庭对享受型消费的倾向降低,从而降低部分家庭碳排放量。

## (二)理论启示与政策建议

本文得到的理论启示与政策建议如下:(1)加强互联网内容建设,降低家庭对互联网依赖。一方面,政府和环境保护组织通过官方渠道的知识宣讲、消息推送等方式,对公众进行环境教育,培养居民的环保意识和观念。另一方面,政府应积极引导广大移动互联网用户文明上网,积极参与净化网络环境,提高国民互联网使用素养,推广合理的互联网使用方式。(2)优化消费结构,鼓励低碳消费。建立合理的消费税制度,即对基本必需品设置低税率,同时对诸如化学药品、非金属产品和金属冶炼等产品征收高额税款,以限制高收入群体的过度消费。改变家庭行为以逐步实现更清洁的生活方式,政府通过财政补贴鼓励消费者使用包括清洁能源、低能耗设备在内的低碳产品来替代高碳产品。例如,对绿色消费给予补贴或对高碳相关消费征税,对农村家庭进行燃气改造,减少秸秆、煤炭等燃料使用。(3)权衡收入差距与碳排放。推行再分配碳税制度,借鉴累进税率,针对不同收入人群制定不同碳税标准,实现差异化减排。首先,政府应在部分地区实行碳税试点政策,探索碳税政策与社会福利的共存途径,进而为后续政策推广总结经验。其次,利用所得碳税对当地环保产业建设进行补贴,以可再生能源(例如太阳能或风能)促进农村电气化,创造更多就业机会,在推广低碳能源同时减少收入不平等。

### 参考文献:

- [1] REINDERS A, VRINGER K, BLOK K. The direct and indirect energy requirement of households in the European union[J]. *Fuel & Energy Abstracts*, 2003, 31(2): 139-153.
- [2] LIU L C, WU G, WANG J N, et al. China's carbon emissions from urban and rural households during 1992-2007[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2011, 19(15): 1754-1762.
- [3] DING Q, CAI W J, WANG C, et al. The relationships between household consumption activities and energy consumption in China: an input-output analysis from the lifestyle perspective[J]. *Applied Energy*, 2017, 207(26): 520-532.
- [4] ZANG X L, ZHAO T, WANG J, et al. The effects of urbanization and household-related factors on residential direct CO<sub>2</sub> emissions in Shanxi, China from 1995 to 2014: a decomposition analysis[J]. *Atmospheric Pollution Research*, 2016, 8(2): 297-309.
- [5] LI Y, ZHAO R, LIU T, et al. Does urbanization lead to more direct and indirect household carbon dioxide emissions? evidence from China during 1996-2012[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2015, 102(17): 102-114.
- [6] ZHANG Y J, BIAN X J, TAN W, et al. The indirect energy consumption and CO<sub>2</sub> emission caused by household consumption in China: an analysis based on the input-output method[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2015, 163(19): 68-83.
- [7] 王钦池. 家庭规模对中国能源消费和碳排放的影响研究[J]. *资源科学*, 2015, 37(2): 299-307.
- [8] DUARTE R, MAINAR A, SÁNCHEZ-CHÓLIZ J. The impact of household consumption patterns on emissions in Spain[J]. *Energy Economics*, 2009, 32(1): 176-185.
- [9] HAN L, XU X, HAN L. Applying quantile regression and shapley decomposition to analyzing the determinants of household embedded carbon emissions: evidence from urban China[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2015, 103(9): 219-230.
- [10] SALAHUDDIN M, GOW J, OZTURK I. Is the long-run relationship between economic growth, electricity consumption, carbon dioxide emissions and financial development in gulf cooperation council countries robust?[J]. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 2015, 51(11): 317-326.
- [11] DAVID M, AUBRY A, DERIGENT W. Towards energy efficient buildings: how ICTs can convert advances?[J]. *IFAC-PapersOnline*, 2018, 51(11): 758-763.
- [12] BASTIDA L, COHEN J, ANDREA K, et al. Exploring the role of ICT on household behavioural energy efficiency to mitigate global warming[J]. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 2019, 103(5): 455-462.
- [13] JIANG Z H, HAN J, LIU W Z, et al. Energy internet: a new driving force for sustainable urban development[J]. *Energy Procedia*, 2018, 152(4): 239-248.
- [14] ASONGU S, ROUX S, BIEKPE N. Enhancing ICT for environmental sustainability in sub-Saharan Africa[J]. *Technological Forecasting & Social Change*, 2018, 127(2): 209-216.
- [15] 李寿国, 宋宝东. 互联网发展对碳排放的影响: 基于面板门槛模型的实证研究[J]. *生态经济*, 2019, 35(11): 33-36, 70.
- [16] HALL A, PARSONS J. Internet addiction: college student case study using best practices in cognitive behavior therapy[J]. *Journal of Mental Health Counseling*, 2001, 23(4): 312-327.
- [17] EHRlich P, HOLDEN J. One-dimensional economy[J]. *Bulletin of the Atomic Scientists*, 1972, 28(5): 16-27.
- [18] HEERINK N, MULATU A, BULTE E. Income inequality and the environment: aggregation bias in environmental Kuznets curves[J].

- Ecological Economics*, 2001, 38 (3): 359–367.
- [19] 潘敏, 刘知琪. 居民家庭“加杠杆”能促进消费吗: 来自中国家庭微观调查的经验证据[J]. *金融研究*, 2018, 61 (4): 71–87.
- [20] KOUFARIS M. Applying the technology acceptance model and flow theory to online consumer behavior[J]. *Information Systems Research*, 2002, 13 (2): 205–223.
- [21] WANG Z, CUI C, PENG S. How do urbanization and consumption patterns affect carbon emissions in China? a decomposition analysis[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2019, 211 (6): 1201–1208.
- [22] BROWN P H, BULTE E, ZHANG X. Positional spending and status seeking in rural China[J]. *Journal of Development Economics*, 2011, 96 (1): 139–149.
- [23] IRELAND N J. Status-seeking, income taxation and efficiency[J]. *Journal of Public Economics*, 1998, 70 (1): 99–113.
- [24] RICHARDSON S. Over-investment of free cash flow[J]. *Review of Accounting Studies*, 2006, 11 (2–3): 159–189.
- [25] 周伟贤. 投资过度还是投资不足: 基于A股上市公司的经验证据[J]. *中国工业经济*, 2010, 27 (9): 151–160.
- [26] 丁黎黎, 韦伟, 于文成. 互联网依赖对家庭超常规杠杆的作用解释: 双重风险的交互调节效应[J]. *山西财经大学学报*, 2019, 41 (8): 17–28.
- [27] 孙赫, 任金政, 王贝贝. 初始信任对个人互联网理财使用意愿的影响研究: 兼论性别、受教育水平等因素的中介效应与调节效应[J]. *管理评论*, 2020, 32 (1): 142–152.
- [28] BERNER J, MIKAEL R, CLAES J, et al. Factors associated with change in internet usage of Swedish older adults (2004–2010)[J]. *Health Informatics Journal*, 2013, 19 (2): 152–162.
- [29] 周广肃, 樊纲, 申广军. 收入差距、社会资本与健康水平: 基于中国家庭追踪调查(CFPS)的实证分析[J]. *管理世界*, 2014, 30 (7): 12–21, 51, 187.
- [30] 胡祖光. 基尼系数理论最佳值及其简易计算公式研究[J]. *经济研究*, 2004, 50 (9): 60–69.
- [31] 李晓楠, 李锐. 中国四大经济地区农户的消费结构及其影响因素分析[J]. *数量经济技术经济研究*, 2013, 30 (9): 89–105.
- [32] 朱勤, 彭希哲, 陆志明, 等. 人口与消费对碳排放影响的分析模型与实证[J]. *中国人口·资源与环境*, 2010, 20 (2): 98–102.
- [33] 王垒, 曲晶, 赵忠超, 等. 组织绩效期望差距与异质机构投资者行为选择: 双重委托代理视角[J]. *管理世界*, 2020, 36 (7): 132–153.
- [34] PREACHER J, HAYES A. Asymptotic and resampling strategies for assessing and comparing indirect effects in multiple mediator models[J]. *Behavior Research Methods*, 2008, 40 (3): 879–891.
- [35] TAYLOR A B, MACKINNON D P, TEIN J Y. Tests of the three-path mediated effect[J]. *Organizational Research Methods*, 2008, 11 (2): 241–269.

## The Impact of Internet Dependence on Household Carbon Emissions —The Chain Intermediary Role of Income Gap and Consumption Upgrade

ZHAO Xin, CAO Sen, DING Lili

(School of Economics, Ocean University of China, Qingdao Shandong 266100, China)

**Abstract:** This paper utilizes the STIRPAT model and the Bootstrap intermediary model to empirically analyze the impact of Internet dependence on household carbon emissions and the chain mediation mechanism, using the 2016–2018 China Family Tracking Survey (CFPS) micro-database. The results show that Internet dependence has a significant positive impact on household carbon emissions. The income disparity and consumption upgrades have a significant direct intermediary role on the positive impact of Internet dependence on household carbon emissions. However, the intermediary effect of the chain of income disparity and consumption upgrade is specifically manifested as a masking effect, that is, the Internet dependence slows down consumption upgrades through the reduction of income disparity, thereby reducing carbon emissions. The results show that in the process of achieving the goal of carbon neutrality in the future, the government should coordinate the relationship between emission reduction and income disparity and consumption upgrading, promote differentiated emission reduction strategy, and advocate low-carbon consumption mode.

**Keywords:** internet dependence; household carbon emissions; income disparity; consumption upgrading; chain intermediary

[责任编辑: 孟青]