

中国居民收入与家庭碳达峰： 基于 CGSS 数据与多项 Logit 模型

陈 林¹, 王佳莹¹, 陈 臻², 周立宏³

(1. 暨南大学产业经济研究院, 广东 广州 510632;

2. 中国科学院科技战略咨询研究院, 北京 100190;

3. 浙江大学经济学院, 浙江 杭州 310058)

摘 要: 基于 2015 年和 2018 年 CGSS 家庭微观数据, 构建多项 Logit 模型, 实证检验居民收入对家庭碳达峰偏离度的影响。研究发现: 居民收入增长对家庭直接碳达峰偏离度和间接碳达峰偏离度均产生显著的促进作用, 进而提升家庭部门碳达峰偏离度, 且家庭碳达峰偏离水平越低, 收入增长产生影响的可能性就越小。异质性分析表明, 中西部地区家庭的低碳消费模式较为稳定, 东部地区则需关注高碳排放风险, 且教育水平提升能够缓解因居民收入增长带来的家庭碳达峰偏离度提升问题。因此, 我国政府应引导培养家庭节约集约的绿色生活观念, 以推动家庭消费绿色低碳转型和碳达峰碳中和目标的实现。

关键词: 碳达峰碳中和; 节约型社会; 家庭碳达峰; 多项 Logit 模型; CGSS 家庭微观数据

中图分类号: F062.1 **文献标识码:** A **文章编号:** 1005-0566(2024)04-0166-10

Chinese household income and household carbon peaking: Based on CGSS data and multinomial Logit model

CHEN Lin¹, WANG Jiaying¹, CHEN Zhen², ZHOU Lihong³

(1. Institute of Industrial Economics, Jinan University, Guangzhou 510632, China;

2. Institutes of Science and Development, Chinese Academy of Science, Beijing 100190, China;

3. School of Economics, Zhejiang University, Hangzhou 310058, China)

Abstract: Utilizing 2015 and 2018 CGSS household microdata, this study constructs multiple Logit models to empirically examine the influence of resident income on the deviation from household carbon peaking. The study found that the growth of residents' income has a significant promoting effect on both the household direct carbon peak deviation and the indirect carbon peak deviation, thereby increasing the household sector carbon peak deviation, and the lower the level of carbon peak deviation in households, the less likely it is for income growth to have an impact. Heterogeneity analysis shows that the low-carbon consumption pattern of households in the central and western regions is relatively stable, while the eastern region needs to pay attention to high carbon emission risks, and the improvement of education level can alleviate the problem of increasing household carbon peak deviation caused by the growth of residents' income. Therefore, the Chinese government should guide

收稿日期: 2023-11-27 修回日期: 2024-03-06

基金项目: 国家自然科学基金青年项目(72303045); 广东省哲学社会科学规划基础理论研究重大课题项目(GD21ZDZYJ01); 广东省自然科学基金面上项目(2022A1515011107)。

作者简介: 陈林(1981—), 男, 广东河源人, 暨南大学产业经济研究院研究员, 博士, 研究方向为碳达峰碳中和与环境政策。通信作者: 周立宏。

and cultivate the concept of a green and frugal lifestyle among families to promote the transformation of household consumption towards green, low-carbon practices and achieve carbon peak and neutrality goals.

Key words: carbon peaking and carbon neutrality; conservation-oriented society; household carbon peaking; multinomial Logit model; CGSS household microdata

2023年12月11日至12日,中央经济工作会议在北京举行,会议强调“要大力发展数字消费、绿色消费、健康消费”“要深入推进生态文明建设和绿色低碳发展……加强资源节约集约循环高效利用”^①。可见,加快绿色发展,实现全社会消费方式的绿色转型已成为我国经济绿色低碳发展的重要内容,更是推动我国经济高质量发展的重要组成部分。家庭消费作为所有企事业单位的生产和销售终端,是碳排放的重要来源^[1],若家庭消费所产生的碳排放长期处于缺乏控制的状态,将不利于我国“3060双碳目标”^②的实现和生态文明建设的顺利推进。

针对家庭部门碳排放的规制和管理,许多国家已经积累了丰富而有效的经验。如日本通过实施“全民节电”模式、推广零能源住宅和新一代节能建筑材料,创设家庭设备行业的领跑者制度,有效地提升了居民生活的整体节能水平。德国利用先进的能源技术建设新型节能房屋,推动能源的循环利用,实现节水节能的目标。此外,欧盟通过推行绿色家庭计划,为已采纳节能及循环利用生活方式的家庭提供补贴,从而鼓励和支持其碳减排行为。因此,我国也应借鉴国外先进经验,提升对家庭部门消费碳排放问题的重视。

对于家庭部门而言,其碳排放量多少取决于对能源和商品消费方式的差异,而消费方式和消费行为又受收入影响最为直接:一方面,家庭收入水平的提升可能促进居民的能源消费和消耗,从而提升家庭直接碳排放量。另一方面,收入变化可能带来居民对不同商品消费方式的转变,甚至改变家庭整体消费结构,进而影响家庭部门间接碳排放量的变化。因此,在我国着力扩大内需,增加居民收入的大背景下,如何从家庭部门入手,在保障居民收入稳步增长的同时减少家庭部门总体碳排放量,将是未来一段时期内推动我国生态文

明建设、顺利实现碳达峰碳中和目标的重中之重。

那么,收入提高是带来家庭对能源的适度消耗还是过度消耗?又会对家庭消费行为产生怎样的影响?进而最终是推动还是阻碍了家庭碳达峰的实现?为回答好上述问题,本文采用CGSS家庭微观数据计算家庭部门间接碳排放和直接碳排放,并在此基础上引入“碳达峰偏离度”的概念,进一步计算各个样本家庭部门碳达峰偏离度的具体数值,以便更为直观地刻画出居民收入与家庭碳达峰之间的关系,这有助于深入理解家庭碳排放行为,进而为顺利推进我国“双碳”目标实现提供理论依据和路径参考。

一、文献综述与理论分析

整体而言,现有关于碳排放的研究仍大多集中在工业部门^[2-11]。而随着家庭部门碳排放量占全国总排放的比例持续上升,家庭部门已成为我国碳排放的重要来源之一,逐渐引起学界关注。家庭碳排放定义为“居民家庭生活中的直接能源需求和所消费的所有产品与服务在生产过程中的碳排放量”,具体可以细分为直接碳排放与间接碳排放两大类。直接家庭碳排放来源包括家庭能源载体产生的碳排放和电力能耗产生的碳排放^[12];间接家庭碳排放来源包括居民衣、食、住、行等过程中非能源产品和服务的消费产生的碳排放^[13-14]。在厘清碳排放的内涵和结构后,相关研究通过排放系数法、投入产出法、消费者生活方式法、生命周期分析法、碳足迹模型^[15-16]等方法定量计算家庭部门碳排放量。米红等^[17]采用投入—产出模型分别测算家庭直接与间接碳排放,同时发现家庭户均收入是家庭直接和间接二氧化碳排放的重要正向驱动因素。李治国等^[18]采用IPAT拓展模型量化碳排放,结果表明城乡家庭生活间接碳排放远高于直接碳排放。在定量计算的基础上,进一步的研

① 原文具体内容见中华人民共和国中央人民政府网站:https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202312/content_6919834.htm。

② 《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》提出,“制定2030年前碳排放达峰行动方案”和“锚定努力争取2060年前实现碳中和”。

究聚焦于探讨家庭碳排放的影响因素。根据已有研究,居民消费水平、能源消费结构、碳排放强度、能源消费强度、收入水平和城镇化等因素对我国家庭部门碳排放具有显著影响^[19-21],其中,家庭收入水平是家庭碳排放增长的重要贡献因素之一。同样,诸如家庭规模^[22]、人口结构^[23-24]、消费行为^[25]、就业状态^[26]、出行方式^[27]、住房特征及社区环境^[28]等特征,对家庭部门碳排放量也有显著影响。

具体而言,居民收入对家庭部门碳排放量的作用机制主要分为两方面。从直接碳排放来看,收入变动直接影响家庭支出的预算约束,这可能导致家庭对各类能源消耗量的变化,进而影响家庭直接碳排放量。特别是居民用电量的变化,电力作为家庭二氧化碳排放的主要来源之一,其消费的增加在家庭碳排放中占据重要地位。从间接碳排放来看,收入变动通过改变消费方式和消费行为,进而影响家庭部门碳排放量。随着收入的增加,家庭倾向于购买更多耐用品和服务,这些产品和服务的购买和使用往往伴随着能耗的增加,从而导致碳排放的增大^[29]。同时,收入提升促使人们增加了因攀比或炫耀而进行的非必需品消费^[30],基于此类商品的需求而进行的生产活动同样也会导致碳排放量增高。因此,当我国居民整体收入得到提升时,将会带动全社会消费水平的上升,这不仅影响家庭部门碳排放,也促进了整个社会的工业化和城市化进程,从而增加了我国社会整体能源消耗和二氧化碳排放水平。然而,收入增长并不会无限增加家庭部门的碳排放量,根据“环境库兹涅茨曲线”分析,前期居民可支配收入的增加使家庭在购买产品和服务时的预算约束增加,对各类产品和服务的消费量扩大,不可避免地带来了家庭部门碳排放量的上升。随着收入进一步增长,家庭的支出更多地倾向于环境友好但价格较高的产品和服务,这反而有助于减少家庭部门的碳排放量。

综上所述,现有研究主要集中于家庭碳达峰的测算、家庭碳排放的影响因素以及居民收入与碳排放之间的关系等方面的分析。然而,针对居民收入与家庭碳达峰之间关系的深入和细致分析的文献相对较少。考虑到控制家庭碳排放量是实

现碳达峰的重要途径,本文将居民收入视为影响家庭碳排放的关键变量,旨在探讨收入变动对家庭碳达峰的具体影响机制。这不仅有助于深化对家庭碳排放动态的理解,还为制定有效碳减排策略提供了理论依据和现实参考。

二、研究设计

(一) 家庭碳达峰偏离度的测度

碳达峰定义为“二氧化碳排放量达到历史最高值,然后经历平台期进入持续下降过程”,为进一步区分收入对家庭不同类别碳排放的影响,本文采用直接碳达峰偏离度和间接碳达峰偏离度两个指标反映家庭碳达峰情况。家庭直接碳达峰偏离度的计算基于家庭直接碳排放量,即家庭在日常生活中消耗能源(如电力和传统能源等)时直接产生的碳排放量,而家庭间接碳达峰偏离度则基于家庭间接碳排放量计算,间接碳排放涉及生产部门和服务部门在满足家庭衣食住行等消费需求的过程中产生的碳排放,通过分析家庭的消费支出结构,可以进一步量化这部分碳排放^[31]。

1. 直接碳达峰偏离度测算

本文选择碳排放系数法对家庭能源活动带来的直接碳排放量进行测算。计算原理是将家庭能源消耗量乘以相应的碳排放系数。家庭直接碳排放量来源于以下两个方面:一是家庭用电消耗,二是家庭传统能源消耗。由于本文采用 CGSS 数据库进行分析,因此家庭电力消耗总量以问卷中“您家平均每月用电度数”进行统计;家庭传统能源消耗量以问卷中“您家能源的年消费总量”进行统计,包括煤、汽油、柴油、管道天然气等常用能源。在收集原始数据基础上,依据各类能源碳排放系数,将家庭电力和传统能源的能耗转化为碳排放量。因此,家庭直接碳排放量和碳达峰偏离度的计算公式为:

$$C_{dj} = \sum_{i=1}^n E_{i,j} \times F_i \quad (1)$$

$$DEV_{dj} = \frac{C_{dj} - P_{wj}}{P_{wj}} \quad (2)$$

式(1)、式(2)中, C_{dj} 是家庭 j 直接碳排放量; $E_{i,j}$ 是家庭 j 各种能源的消耗总量; i 指代家庭消耗的各种能源; F_i 是各种能源的碳排放系数。数据来源是《IPCC 温室气体排放指南》和《中国省级温

室气体清单编制指南》,具体见表 1。

表 1 电力和传统能源的碳排放系数

能源种类	系数 (tC/t)	能源种类	系数 (tC/t)
煤炭	0.539	柴油	0.863
焦炭	0.829	燃料油	0.882
原油	0.836	天然气	0.595
汽油	0.823	液化石油气	0.863
煤油	0.845	电力	0.228

式(2)中, DEV_{dj} 代表家庭 j 直接碳达峰偏离度, P_{uj} 代表 2030 年家庭 j 预期的碳达峰水平。

其中,2030 年预期的家庭碳达峰水平的计算方式参考马丁等^[32]的做法,依据 2030 年总碳排放量的预测值以及家庭部门的碳排放比重计算得到家庭部门的碳排放总量,而后结合 2030 年全国人口预测值计算人均碳排放量,再根据问卷中统计的家庭人口数计算家庭的碳排放峰值。其中,关于 2030 年我国全国总人口的预测,各个方面给出的数值差异较大。根据国务院 2017 年印发的《国家人口发展规划(2016—2030 年)》,预计 2020 年我国全国总人口数将达到 14.2 亿人左右,总和生育率为 1.8%;2030 年全国人口将达到 14.5 亿人左右,总和生育率达 1.8%。然而事实上,我国人口的趋势走向并未如规划中所预测的那样发展。近年来,我国生育、养育、教育及住房等经济负担不断增加,加之女性在就业与生育抚育间面临诸多矛盾,导致育龄人群生育意愿下降。此外,低出生水平背景下人口结构的变化也导致育龄人口数量大幅减少,从而进一步降低了出生率^[33],使我国低人口增长率和低生育率均呈现不可逆趋势。国家统计局第七次全国人口普查数据显示,2020 年我国育龄妇女总和生育率仅为 1.3%,全国实际总人口数也未达到 14.2 亿人的预测值。因此,14.5 亿人的预测值是过于乐观的。联合国经济和社会事务部官方网站的数据显示,2030 年中国人口总数在 95% 的预测间隔下为 14 亿人左右。此外,2022 年 7 月 12 日,中国人口与发展研究中心与联合国人口司、联合国人口基金驻华代表处共同举办的“世界与中国人口展望数据发布暨低生育应对研讨会”上,中国人口与发展研究中心张许颖同样表示,“十四五”及中长期总人口将相继经历零增长、负增长。因此,本文将 2030 年全国人口预测

值设定为 14 亿人,并基于此计算人均碳排放量。

进一步,本文将计算得到的直接碳达峰偏离度用五分法划分为 5 个区间,根据数值由低到高依次生成类别变量,并将“偏离水平极低”赋值为 1,“偏离水平较低”赋值为 2,“偏离水平一般”赋值为 3,“偏离水平较高”赋值为 4,“偏离水平极高”赋值为 5。

2. 间接碳达峰偏离度测算

现有研究中多采用消费者生活方式分析法 (CLA) 计算家庭间接碳排放,该方法对支出去向进行划分,再计算家庭各项消费支出的碳排放量。本文家庭消费支出去向以问卷中“您全家的家庭支出情况”统计,包括衣着支出、食品支出、住房及居住支出、交通支出、娱乐通信类支出、教育支出和医疗支出 7 个方面。家庭间接碳排放计算公式为:

$$T_{i,j} = C_{pi,j} \times C_{si} \quad (3)$$

$$T_j = \sum_{i=1}^n T_{i,j} \quad (4)$$

$$DEV_{uj} = \frac{T_j - P_{uj}}{P_{uj}} \quad (5)$$

式(3)中, $T_{i,j}$ 代表家庭 j 第 i 种商品的间接碳排放量; $C_{pi,j}$ 代表家庭 j 第 i 种商品的消费支出; C_{si} 代表第 i 种商品的间接碳排放系数。参考王钦池^[22]的计算结果,具体见表 2。式(4)中, T_j 代表第 j 个家庭总的间接碳排放量。式(5)是进一步评价碳达峰偏离度, DEV_{uj} 代表家庭间接碳达峰偏离度。

需要说明的是,计算得到的直接碳达峰偏离度和间接碳达峰偏离度可能存在负值,意味着碳排放低于达峰水平。为了便于比较分析,将“偏离度小于 0”统一划入偏离水平“极低”组,均赋值为 1。

表 2 各类消费品的碳排放系数

消费类别	碳排放系数 (kg/元)	消费类别	碳排放系数 (kg/元)
衣着支出	0.065	娱乐通信类支出	0.032
食品支出	0.068	教育支出	0.166
住房及居住支出	1.001	医疗支出	0.050
交通支出	0.134	—	—

(二) 计量模型设定

考虑到被解释变量家庭碳达峰偏离度是多项分类变量,因此本文采取多项 Logit 模型进行回归分析,探究家庭收入对碳达峰偏离度的具体影响。基准回归模型设定如下:

$$deviation_{j,m} = \alpha_m + \beta income_{j,m} + \delta control_{j,m} + \varepsilon_{j,m} \quad (6)$$

式(6)中, $deviation_{j,m}$ 表示家庭 j 的碳达峰偏离度; $m=1$ 表示家庭直接碳达峰偏离度, $m=2$ 表示家庭间接碳达峰偏离度; $income_{j,m}$ 表示家庭 j 的年度总收入; $control_{j,m}$ 表示控制变量, 包括家庭特征和户主特征等变量; $\varepsilon_{j,m}$ 表示随机扰动项。

将“偏离水平极低”($n=1$)的家庭作为“参照方案”, 因此家庭 j 对应方案 n 的概率为:

$$P_{j,n} = P(y_j = n | x) = \frac{\exp(x'_j \beta_n)}{\sum_{n=2}^5 \exp(x'_j \beta_n)} \quad (7)$$

解释变量随家庭 j 变化, 不随方案 n 变化, 各方案的概率之和为 1 且相互独立, 符合多项 Logit 模型的假定。本文对“极低偏离水平”设定的区间范围较窄, 相对于其他方案的偏离水平可以忽略不计, 因此选其作为“参考方案”, 便于与其他选项进行比较。模型中测算了汇报选择项和参考方案之间的相对发生比率, 即相对风险比率, 标记为 RRR。

(三) 变量说明和统计特征

为衡量我国家庭部门的直接碳排放和间接碳排放, 需要用到家庭部门电力和传统能源的消耗数据, 以及家庭各类消费品的支出数据。因此, 本文采用中国人民大学中国调查与数据中心提供的《中国综合社会调查》(CGSS) 问卷数据进行实证分析。这个数据库由中心在全国范围内进行的抽样调查项目构成, 涵盖了家庭收入、支出流向、能源消耗及家庭特征等多方面数据, 为深入研究本文所探讨问题提供了详实可靠的基础。目前, 该数据库已更新至第二期, 包括 2010 年、2011 年、2012 年、2013 年、2015 年、2017 年、2018 年及 2021 年共 8 个年度的截面数据。然而, 在已公布的数据中, 2017 年的问卷调查未涉及家庭能源具体消耗情况, 导致无法计算家庭部门直接碳排放量, 因而也无法对家庭直接碳达峰偏离度进行准确测算。同时, 2010—2013 年及 2021 年的问卷调查也未包含家庭部门消费品的具体消费数据及各类能源的消耗情况, 故这些年份数据不适用于本文碳排放量及碳达峰偏离度的计算。基于对数据的时效性和有效性考虑, 本文选择使用 CGSS 数据库中 2015 年和 2018 年数据, 并将这两年的数据合并成混合截面数据, 以进行实证分析。

考虑到要从人口、教育、投资等各个角度综合反映家庭特征、户主特征等因素对被解释变量的影响, 本文将家庭特征变量与户主特征变量纳入模型(见表 3), 并对变量进行 1% 和 99% 截尾处理。

表 3 变量说明

变量类别	变量名称	变量定义
被解释变量	家庭碳达峰偏离度 ($deviation$)	包括家庭直接碳达峰偏离度和家庭间接碳达峰偏离度
核心解释变量	家庭年度总收入($income$)	按家庭经济状况水平划分为 1~5 等级
控制变量 (家庭特征)	家庭常住人口数(pop)	家庭经常住在一起的人数
	家庭住房面积($hous$)	家庭现住房的套内建筑面积, 对数处理
	家庭房产数($numb$)	家庭现有房产的数量
	家庭汽车状况(car)	1 为拥有汽车; 0 为没有汽车
	家庭投资状况($invest$)	1 为从事投资; 0 为没有从事投资
	户籍类型($census$)	1 为非农业户口; 0 为农业户口
控制变量 (户主特征)	户主性别(sex)	1 为男性; 0 为女性
	户主年龄(age)	受访者填写问卷时的年龄
	户主受教育程度(edu)	根据受访者的受教育程度由低到高赋值为 1~5
	婚姻状况(mar)	1 为有配偶; 0 为其他

具体来看, 核心解释变量家庭年度收入是分类变量, 原始数据来自 CGSS 数据库中的问题“您家的全年家庭收入”, 参考《中国统计年鉴》中对城镇居民和农村居民人均可支配收入的五等分划分法, 将原始数据根据城镇和农村样本按表 4 划分为: 低收入户”“中等偏下户”“中等收入户”“中等偏上户”及“高收入户”5 类, 分别赋值为 1~5。

表 4 2015 年和 2018 年居民家庭可支配收入

		等级划分					单位: 元
家庭类型		低收入户	中等偏下户	中等收入户	中等偏上户	高收入户	
2015	城镇	9 868. 991	25 206. 120	44 963. 210	72 076. 040	154 479. 800	
	农村	4 558. 327	15 539. 940	32 535. 560	55 573. 610	122 279. 000	
2018	城镇	9 154. 685	25 329. 010	45 032. 150	73 047. 000	164 811. 600	
	农村	4 314. 740	15 653. 460	32 091. 910	54 252. 460	129 224. 300	

关于家庭特征变量, 家庭常住人口数以受访家庭中“通常住在一起”的人数进行统计。家庭住房面积以问卷中“您现住房的套内建筑面积是多少”问题统计, 并进行对数处理。家庭汽车状况以问卷中“您家是否拥有汽车”问题统计, 将“拥有小汽车”赋值为 1, “没有小汽车”赋值为 0。家庭投资状况以问卷中“您家参与了下列哪种投资”问题

统计,将“没有参与任何投资”赋值为 0,其他所有选项均赋值为 1。户籍类型以问卷中“目前户口登记状况”问题统计,将“农业户口”赋值为 0,其余类型都归类为“非农业户口”,赋值为 1。

关于户主特征变量,户主性别将“男性”赋值为 1,“女性”赋值为 0。户主年龄以问卷中“您的出生年份”问题统计,采用问卷调查的实际年份进行数据处理。户主受教育程度以问卷中“您的最高学历”问题统计,将问卷中的选项采用五分法重新划分,“没有受过任何教育”和“私塾、扫盲班”赋值为 1,“小学”和“初中”赋值为 2,“技校”“中专”“普通高中”和“职业高中”赋值为 3,“大学专科”和“大学本科”赋值为 4,“研究生及以上”赋值为 5。婚姻状况以问卷中“婚姻状况”问题统计,主要考虑是否有共同生活,将代表无共同生活的“未婚”“离婚”“分居未离婚”和“丧偶”归为“其他”赋值为 0,将代表有共同生活的“同居”“初婚有配偶”“再婚有配偶”归为“有配偶”赋值为 1。

变量的统计性描述见表 5。

表 5 描述性统计

变量名称	样本量	均值	最小值	最大值
偏离水平	6 155	3.363	1.000	5.000
家庭收入	13 991	3.343	1.000	5.000
常住人口	13 957	2.861	1.000	14.000
住房面积	13 722	4.532	1.946	6.908
房产数	13 798	1.098	0.000	12.000
汽车状况	13 973	0.188	0.000	1.000
投资状况	13 991	0.085	0.000	1.000
户籍	13 991	0.615	0.000	1.000
性别	13 991	0.466	0.000	1.000
年龄	13 767	50.671	19.000	86.000
受教育	13 955	2.363	1.000	5.000
婚姻状况	12 982	0.847	0.000	1.000

三、实证分析

(一)居民收入与碳达峰偏离度

将家庭碳达峰偏离度与家庭收入及其他变量纳入模型进行回归,回归结果如表 6 所示。结果显示,从整体来看,家庭收入作为核心解释变量,对家庭碳达峰偏离度的影响较为显著。同时,表 6 计算了相对风险比率 RRR,该变量系数表示偏离水平为“较低”“一般”“较高”“极高”的家庭相比于偏离水平“极低”家庭的概率比。具体而言,如果某变量的 RRR 系数显著小于 0,说明相比于“极低”碳达峰偏离水平的家庭,收入影响其他偏离水

平家庭碳达峰偏离度的可能性更小。如果某变量的 RRR 系数显著大于 0,说明相比于“极低”碳达峰偏离水平家庭,收入影响其他偏离水平家庭碳达峰偏离度的可能性更大。结果显示,对于偏离水平为“较低”“一般”“较高”“极高”的家庭而言,居民收入的系数均显著大于 0,这意味着相比于“极低”碳达峰偏离水平家庭而言,收入提高对以上四类家庭碳达峰偏离度产生影响的可能性更大。

通过对不同碳达峰偏离水平家庭的回归结果进行比较,本文发现家庭碳达峰偏离水平越高,收入对家庭碳达峰偏离度的影响越甚,且收入提高产生影响的可能性也越大。反之,家庭碳达峰水平越低,收入对家庭碳达峰偏离度的影响越小,且收入产生影响的可能性也越小。可能的原因在于,家庭碳达峰偏离水平低意味着家庭长期形成的生活方式更低碳。在收入提高的情况下,居民生活方式难以迅速改变,因此可能并不会迅速增加购入耗能大的消费品。由此可见,若家庭消费观念得到改善,收入对家庭碳达峰偏离度产生影响的可能性将会降低,影响效果也将减小。

表 6 家庭碳达峰偏离度的多项 Logit 模型估计结果

变量	较低		一般		较高		极高	
	系数	RRR	系数	RRR	系数	RRR	系数	RRR
income	0.156 ** (0.048)	1.168	0.331 *** (0.041)	1.391	0.494 *** (0.042)	1.638	0.813 *** (0.046)	2.255
pop	0.137 *** (0.040)	1.147	-0.103 *** (0.036)	0.902	-0.344 *** (0.040)	0.709	-0.838 *** (0.048)	0.432
hous	0.005 *** (0.001)	1.004	0.004 *** (0.001)	1.004	0.004 *** (0.001)	1.003	0.001 (0.001)	1.001
numb	0.024 (0.105)	1.024	-0.106 (0.094)	0.899	0.102 (0.088)	1.106	-0.054 (0.095)	0.947
car	0.381 (0.186)	0.683	0.015 (0.152)	1.014	0.440 *** (0.151)	1.552	0.820 *** (0.156)	2.269
invest	-0.373 (0.356)	0.688	-0.072 (0.263)	0.930	-0.016 (0.255)	0.984	0.309 (0.252)	1.362
census	0.058 (0.119)	1.059	0.642 *** (0.100)	1.899	1.190 *** (0.105)	3.288	1.687 *** (0.121)	5.403
sex	0.161 (0.112)	1.174	0.065 (0.036)	1.066	0.149 (0.098)	1.161	0.011 (0.105)	1.011
age	-0.008 * (0.004)	0.991	-0.016 *** (0.004)	0.984	-0.022 *** (0.004)	0.978	-0.036 *** (0.004)	0.964
edu	0.088 (0.087)	1.091	0.120 * (0.072)	1.126	0.219 *** (0.073)	1.244	0.257 *** (0.075)	1.293
mar	0.186 (0.195)	1.204	0.297 * (0.161)	1.345	0.385 ** (0.163)	1.469	0.596 *** (0.170)	1.814
样本量	5 268		5 268		5 268		5 268	

注: *、** 和 *** 分别表示在 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.01$ 时有统计学意义。括号内是稳健标准误。

(二)居民收入与不同类型碳达峰偏离度

进一步,本文利用 CGSS 数据库中 2015 年和 2018 年调查数据新加入的能源板块信息,将家庭碳达峰偏离度细分为直接碳达峰偏离度和间接碳达峰偏离度两大类,以进一步细致评估家庭收入对家庭碳排放的影响。

1. 居民收入与直接碳达峰偏离度

当被解释变量为直接碳达峰偏离度时,回归结果见表 7。结果显示,对于不同碳达峰偏离度水平家庭而言,家庭收入影响系数均显著为正,且 RRR 系数均大于 0,这说明收入增长对偏离水平为“较低”“一般”“较高”“极高”这四类家庭直接碳达峰偏离度均有明显的促进作用,并且收入产生作用的可能性均高于偏离水平为“极低”的家庭。通过对不同偏离水平家庭的回归系数进行比较,发现偏离水平越高,收入增长对家庭直接碳达峰偏离度的促进作用越明显,且收入增长带来家庭碳达峰偏离度提高的风险更高。这意味着生活方式更高碳的家庭,即低碳化理念践行程度越低的家庭,其收入提升阻碍家庭顺利实现碳达峰的可能性越高;而低碳化程度越高的家庭,收入变化并不会带来家庭碳达峰偏离度的大幅变动。可能的原因在于,对于偏离度水平较高的家庭而言,其长期形成的消费行为和生活习惯原本就较为高碳排,随着收入增加,家庭生活水平提高,其对机械化、电气化等耗能产品的使用需求变大,这使得家庭对能源和电力的消耗增大,造成能源消耗过程中直接碳排放量的增加,从而造成家庭直接碳达峰偏离度的提升。

表 7 家庭直接碳达峰偏离度的多项 Logit 模型估计结果

变量	较低		一般		较高		极高	
	系数	RRR	系数	RRR	系数	RRR	系数	RRR
income	0.280 *** (0.053)	1.322	0.430 *** (0.057)	1.537	0.505 *** (0.056)	1.656	0.854 *** (0.075)	2.350
pop	0.042 * (0.044)	0.959	0.173 *** (0.037)	0.841	0.155 *** (0.036)	0.857	0.187 *** (0.046)	0.830
hous	0.009 (0.076)	1.009	0.091 *** (0.079)	1.096	0.164 *** (0.072)	1.178	0.386 *** (0.141)	1.471
numb	0.068 (0.085)	1.070	0.008 (0.090)	0.991	0.097 (0.086)	1.102	0.206 (0.092)	1.229
car	-0.131 (0.123)	0.877	0.222 (0.245)	0.801	0.127 (0.123)	0.880	0.176 * (0.141)	1.192
invest	-0.074 (0.135)	1.821	0.002 (0.139)	1.607	0.003 (0.138)	2.011	0.043 (0.174)	2.036
census	0.253 *** (0.139)	0.698	0.289 *** (0.110)	0.749	0.359 *** (0.106)	0.587	0.534 *** (0.109)	1.054
sex	-0.008 (0.107)	0.992	-0.042 (0.109)	0.959	0.041 (0.108)	1.042	0.029 (0.116)	1.009
age	-0.003 (0.003)	1.003	-0.007 (0.003)	1.007	-0.013 (0.003)	1.013	-0.010 (0.004)	1.010
edu	0.047 * (0.105)	1.048	0.189 *** (0.070)	1.209	0.209 *** (0.069)	1.232	0.116 ** (0.080)	1.123
mar	0.600 ** (0.234)	1.077	0.474 ** (0.232)	0.998	0.698 *** (0.227)	0.997	0.711 *** (0.242)	1.044
样本量	4 991		4 991		4 991		4 991	

注: *、** 和 *** 分别表示在 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.01$ 时有统计学意义;括号内是稳健标准误。

2. 居民收入与间接碳达峰偏离度

当被解释变量是间接碳达峰偏离度时,回归结果如表 8 所示。结果与直接碳达峰偏离度类似,对于不同偏离水平的家庭而言,收入增长对家庭

间接碳达峰偏离度的影响均显著为正,并且收入产生作用的可能性均高于偏离水平为“极低”的家庭。对不同偏离水平家庭的回归系数进行比较发现,偏离水平越高,收入增长对家庭间接碳达峰偏离度的促进作用越明显,且收入变化带来家庭间接碳达峰偏离度变化的风险越高。可能的原因在于,偏离水平较高的家庭,其低碳消费意识较差,随着收入增加,家庭消费结构慢慢改变,对各类高碳排商品的需求量也更多,更多高碳排系数商品的消费必然带来家庭间接碳排放的增长,从而提升家庭间接碳达峰偏离度。

表 8 家庭间接碳达峰偏离度的多项 Logit 模型估计结果

变量	较低		一般		较高		极高	
	系数	RRR	系数	RRR	系数	RRR	系数	RRR
income	0.312 *** (0.048)	1.366	0.720 *** (0.050)	2.055	1.077 *** (0.103)	2.736	1.308 *** (0.108)	3.642
pop	-0.239 *** (0.035)	0.787	-0.433 *** (0.035)	0.648	-0.580 *** (0.045)	0.560	-0.886 *** (0.054)	0.412
hous	0.018 (0.073)	1.019	-0.111 *** (0.071)	0.895	-0.211 *** (0.086)	0.810	-0.486 *** (0.093)	0.615
numb	-0.167 (0.090)	0.842	-0.053 (0.075)	0.934	-0.186 (0.092)	0.818	-0.277 (0.098)	0.748
car	0.747 *** (0.144)	2.110	0.923 *** (0.134)	2.517	1.392 *** (0.146)	4.024	1.617 *** (0.152)	5.035
invest	0.052 (0.255)	1.053	0.083 (0.225)	1.086	0.254 *** (0.234)	1.289	0.360 ** (0.236)	1.296
census	0.703 *** (0.099)	2.019	1.240 *** (0.116)	1.898	1.170 *** (0.128)	3.457	0.641 (0.095)	3.223
sex	-0.073 (0.104)	0.929	-0.307 (0.099)	0.736	-0.175 (0.116)	0.839	0.486 (0.124)	0.615
age	-0.013 *** (0.003)	0.987	-0.013 *** (0.003)	0.987	-0.018 *** (0.004)	0.982	-0.033 *** (0.004)	0.967
edu	-0.023 (0.073)	0.977	0.185 *** (0.067)	1.204	0.170 ** (0.075)	1.185	0.264 *** (0.078)	1.302
mar	0.027 (0.135)	1.027	-0.046 (0.129)	0.955	0.360 (0.159)	1.434	0.545 (0.170)	1.724
样本量	5 375		5 375		5 375		5 375	

注: ** 和 *** 分别表示在 $p < 0.05$ 和 $p < 0.01$ 时有统计学意义;括号内是稳健标准误。

(三) 稳健性检验

1. 替换核心解释变量的衡量指标

已有研究表明,相对收入对居民环境意识的影响程度与绝对收入不同^[34]。因此,为了验证上述实证结果的稳健性,本部分将通过改变衡量核心解释变量“收入”指标的方式进行稳健性检验。具体而言,CGSS 问卷衡量家庭收入的指标中,除了“您家全年家庭总收入是多少”这一直接指标,还有间接衡量指标,即“您家的家庭经济状况在所在地属于哪一档”,本部分将此回答根据收入水平由低到高依次赋值为 1~5,将该指标作为新的核心解释变量进行稳健性检验,回归结果如表 9 所示。结果表明,无论是相对收入还是绝对收入,居民收入增长对家庭直接碳达峰偏离度以及间接碳达峰偏离度均产生显著的促进作用,表明本文的回归结果是稳健的。并且绝对收入的增长对家庭

部门碳排放的影响效果比相对收入更甚。

表 9 稳健性检验 1: 改变核心解释变量的衡量指标

变量		家庭直接碳达峰偏离度		家庭间接碳达峰偏离度	
		(1)	(2)	(3)	(4)
较低	绝对收入	0.247 *** (0.066)	—	0.350 *** (0.060)	—
	相对收入	—	0.168 *** (0.024)	—	0.241 *** (0.041)
一般	绝对收入	0.532 *** (0.073)	—	0.774 *** (0.069)	—
	相对收入	—	0.316 *** (0.045)	—	0.355 *** (0.029)
较高	绝对收入	0.819 *** (0.058)	—	1.059 *** (0.086)	—
	相对收入	—	0.572 *** (0.063)	—	0.660 *** (0.063)
极高	绝对收入	1.041 *** (0.067)	—	1.176 *** (0.115)	—
	相对收入	—	0.818 *** (0.089)	—	0.965 *** (0.075)

注: *** 表示在 $p < 0.01$ 时有统计学意义; 括号内是稳健标准误。

2. 改变回归模型的计量方法

本部分将改变之前回归模型中用到的计量方法, 选用 OLS 估计的计量方法进行稳健性检验, 回归结果如表 10 所示。结果表明, 居民收入指标回归系数的显著性水平和方向在两种计量方法下均未发生明显改变, 即居民收入对家庭直接碳达峰偏离度和间接碳达峰偏离度的影响系数依然均显著为正, 表明收入增长对家庭部门直接碳排放和间接碳排放均具有显著的促进作用, 且家庭碳排放偏离水平越高, 促进作用越明显, 这个结果不会因计量方法的改变而产生较大变化, 证明本文结论是稳健的。

表 10 稳健性检验 2: 改变回归模型的计量方法

变量	家庭直接碳达峰偏离度		家庭间接碳达峰偏离度	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Logit	OLS	Logit	OLS
base	—	0.400 *** (0.020)	—	0.689 *** (0.018)
较低	0.249 *** (0.037)	—	0.357 *** (0.028)	—
一般	0.437 *** (0.032)	—	0.651 *** (0.054)	—
较高	0.694 *** (0.035)	—	1.114 *** (0.028)	—
极高	1.031 *** (0.042)	—	1.380 *** (0.048)	—

注: *** 表示在 $p < 0.01$ 时有统计学意义; 括号内是稳健标准误。

3. 替换研究样本

本文利用“中国家庭金融调查与研究中心”官网公布的 2017 年官方数据进行稳健性检验, 这个数据库涵盖了家庭各类消费品支出情况, 但缺少家庭能源消耗的具体数值, 因此本文根据可得数

据测算得到家庭间接碳排放总量。并依据碳排放总量的 0.5 分位点将其区分为低碳排放家庭与高碳排放家庭, 探究不同样本范围收入增长对家庭部门碳达峰偏离度的影响。回归结果如表 11 所示, 结果表明, 收入增长均会对低碳排放家庭、高碳排放家庭的间接碳达峰偏离度产生显著的正向影响, 但相比于高碳排放家庭, 收入增长对低碳排放家庭的间接碳达峰偏离度的影响相对较小, 这意味着低碳家庭由于自身的消费习惯的养成, 即便收入增长会扩大消费, 进而促进间接碳排放, 但这种影响也较小, 表明本文的研究结论较为稳健。

表 11 稳健性检验 3: 替换研究样本

变量	家庭间接碳达峰偏离度			
	0.5 分位点以下		0.5 分位点以上	
income	0.078 *** (0.003)	0.040 *** (0.012)	0.178 *** (0.003)	0.082 *** (0.011)
控制变量	否	是	否	是

注: *** 表示在 $p < 0.01$ 时有统计学意义; 括号内是稳健标准误。

(四) 拓展分析: 可能的影响因素

1. 地区差异

已有研究表明中国家庭消费的碳排放呈现出显著的空间异质性^[35]。一般而言, 居民收入相对较高的中东部地区, 其居民收入增加会引致更多的碳排放。基于此, 本文从地区差异角度研究了居民收入变化对家庭部门碳达峰偏离度的影响, 回归结果如表 12 所示。结果表明, 对于处于“较低”偏离水平的家庭而言, 收入变动对家庭碳达峰偏离度的影响在我国东、中、西部地区表现出明显地区异质性。具体而言, 在东部地区, 收入提升显著促进了家庭部门碳排放, 从而提高了家庭碳达峰偏离度; 但在中西部地区, 这一影响并不显著。而对于那些碳达峰偏离水平处于“一般”“较高”及“极高”的家庭而言, 其收入变动对碳排放的影响并未表现出明显的地区差异。这一现象可能的解释在于, 对于碳达峰偏离水平较高的家庭, 由于其生活消费模式本身就倾向于高碳排, 这种模式较少受地域差异的影响, 因此收入的增加直接导致了对更多高碳排放产品的消费, 进而显著提升了家庭部门碳排放量。而对于碳达峰偏离水平处于“较低”的家庭而言, 其消费习惯和生活方式更趋向于低碳。并且在中低收入地区, 这种倾向很可能是由于家庭生活水平较低, 家庭消费能力有限,

形成了较为稳定的消费模式。因此即使家庭收入提升,消费增长引起的碳排放增量也相对有限。因此,总体情况而言,收入增长促进了家庭碳排放偏离水平的提升,尤其是在东部地区,这成为了当前需要关注和控制的主要问题。

表 12 地区异质性分析

地区	样本量	家庭碳达峰偏离度			
		较低	一般	较高	极高
东部	2 264	0.204 *** (0.074)	0.391 *** (0.079)	0.527 *** (0.068)	0.860 *** (0.079)
中部	2 028	0.163 (0.101)	0.364 *** (0.065)	0.460 *** (0.078)	0.830 *** (0.082)
西部	1 336	0.133 (0.088)	0.196 ** (0.076)	0.444 *** (0.082)	0.601 *** (0.092)

注:**和***分别表示在 $p < 0.05$ 和 $p < 0.01$ 时有统计学意义;括号内是稳健标准误。

2. 受教育水平差异

本文认为,受教育水平会对居民消费行为和生活方式产生影响,从而可能进一步影响家庭碳达峰偏离度。为了验证这一观点,表 13 检验了不同教育水平下居民收入增长对家庭碳达峰偏离度的具体影响。结果显示,在“较低”“一般”及“较高”碳达峰偏离水平的家庭中,较高教育水平的家庭相比于教育水平较低的家庭,居民收入增加对家庭碳达峰偏离度的影响相对较小。可能的原因在于,教育是促进公众环境关注和亲环境行为的重要因素^[36],可以抵消部分因收入增加引起的碳排放^[37]。然而,对于那些碳达峰偏离水平处于“极高”级别的家庭而言,其收入变动对碳排放的影响在不同的受教育水平间并未表现出明显的差异。这意味着对于处于“极高”碳达峰偏离水平的家庭而言,教育引导对于家庭碳减排的作用可能有限,应该考虑从其他方面进行引导和监督。

表 13 受教育水平异质性分析

受教育水平	样本量	家庭碳达峰偏离度			
		较低	一般	较高	极高
高中以下学历	3 690	0.212 *** (0.054)	0.350 *** (0.046)	0.544 *** (0.049)	0.809 *** (0.054)
高中及以上学历	1 938	0.039 (0.109)	0.285 (0.089)	0.398 * (0.087)	0.820 *** (0.092)

注:*和***分别表示在 $p < 0.10$ 和 $p < 0.01$ 时有统计学意义;括号内是稳健标准误。

四、结论与政策启示

本文基于 2015 年和 2018 年 CGSS 的混合截面数据探讨了居民收入变化对家庭碳达峰偏离度的影响。主要得到以下研究结论:第一,总体而言,居民收入增长显著促进了家庭部门碳排放,进

而提升家庭部门碳达峰偏离度;第二,收入增长对家庭部门直接碳达峰偏离度和间接碳达峰偏离度均产生显著的促进作用,且家庭碳达峰偏离水平越低,收入增长产生影响的可能性就越小,即当家庭的消费观念越低碳,收入增长对家庭碳达峰偏离度产生促进作用的可能性越小;第三,进一步分析可能的影响因素,发现中西部地区碳达峰偏离度“较低”的家庭,其低碳消费模式已逐渐趋于稳定,收入变动不会显著改变家庭碳达峰偏离度。此外,教育水平提升能够缓解因居民收入增长带来的家庭碳达峰偏离度提升问题,尤其是碳达峰偏离水平处于“较低”和“一般”的家庭效果较为明显。由此可见,培养家庭绿色节约的消费观念,对我国“双碳”目标的实现十分重要。

基于此,本文总结得出如下启示。第一,政府应注重通过多种税收和补贴手段鼓励居民进行绿色消费,并加强宣传绿色消费的有关信息,提高民众对绿色消费的认知和接受度。第二,居民应主动学习绿色消费相关信息,树立绿色环保的消费观念,在日常生活中注重培养低碳绿色的消费方式和行为。同时,要摒弃消费主义倾向,注重培养勤俭节约的生活观念,尤其对于生活习惯有高碳排放风险的家庭而言,要改变原本的生活习惯,养成绿色节能低碳的消费惯性,避免未来因收入增长导致家庭碳排放量的大幅提升。第三,政府应根据不同地区的家庭碳排放情况实施政策,重点引导东部地区居民消费绿色化转型,适当通过法律政策手段限制高碳产品的供给,促进居民向更加环保的消费方式转变。第四,提高居民受教育程度,并考虑将绿色发展理念纳入教育教学体系,普及和传播绿色低碳消费理念,培养绿色消费意识。

参考文献:

[1]孙悦. 家庭碳排放及其影响因素研究:基于家庭生命周期视角的实证分析[J]. 人口学刊, 2022, 44(5): 86-98.
[2]张宁. 碳全要素生产率、低碳技术创新和节能减排效率追赶:来自中国火力发电企业的证据[J]. 经济研究, 2022, 57(2): 158-174.
[3]万攀兵, 杨冕, 陈林. 环境技术标准何以影响中国制造业绿色转型:基于技术改造的视角[J]. 中国工业经济, 2021(9): 118-136.
[4]郭克莎, 彭继宗. 制造业在中国新发展阶段的战略地

- 位和作用[J]. 中国社会科学, 2021(5):128-149,207.
- [5]陈林, 万攀兵. 《京都议定书》及其清洁发展机制的减排效应:基于中国参与全球环境治理微观项目数据的分析[J]. 经济研究, 2019, 54(3):55-71.
- [6]谷方杰, 张文锋. 省际视阈下中国“双碳”目标实现路径选择研究[J]. 中国软科学, 2023(7):215-224.
- [7]唐亮, 姜海锋, 郑军, 等. 生态法治建设如何引领绿色发展转型:新《环保法》实施对企业绿色技术创新的影响[J]. 中国软科学, 2023(8):43-53.
- [8]陈林, 张玺文. 制造业数字化转型升级的机理研究[J]. 暨南学报(哲学社会科学版), 2023, 45(3):99-110.
- [9]范英, 衣博文. 能源转型的规律、驱动机制与中国路径[J]. 管理世界, 2021, 37(8):95-105.
- [10]袁淳, 李哲. 强化企业在绿色科技创新中的主体作用[J]. 中国科技论坛, 2023(7):5-8.
- [11]陈林, 肖倩冰, 牛之琳. 考虑环境治理成本的企业成本函数模型及其应用[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(11):139-156.
- [12]林伯强. 碳中和进程中的中国经济高质量增长[J]. 经济研究, 2022, 57(1):56-71.
- [13]陈林, 万攀兵. 城镇化建设的乡镇发展和环境污染效应[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(4):62-73.
- [14]杨旺舟. 中国农村居民食品消费碳排放的时空格局及其影响因素[J]. 中国环境管理, 2022, 14(3):112-117.
- [15]朱宏城, 田甜. 微观视角下居民消费碳排放结构及影响因素研究:基于 PLS-SEM 模型的实证分析[J]. 干旱区资源与环境, 2022, 36(1):59-65.
- [16]王悦, 李锋, 孙晓. 城市家庭消费碳排放研究进展[J]. 资源科学, 2019, 41(7):1201-1212.
- [17]米红, 张田田, 任正委, 等. 城镇化进程中家庭 CO₂ 排放的驱动因素分析[J]. 中国环境科学, 2016, 36(10):3183-3192.
- [18]李治国, 王杰. 中国城乡家庭碳排放核算及驱动因素分析[J]. 统计与决策, 2021, 37(20):48-52.
- [19]赵志耘, 李芳. 碳中和与技术经济学的理论与实践研究[J]. 中国软科学, 2021(9):1-13.
- [20]张毅祥, 刘赞源, 宋博伟, 等. 可再生能源消费对新型城镇化发展的影响:基于动态面板门限模型的研究[J]. 中国软科学, 2023(6):215-224.
- [21]计志英, 赖小锋, 贾利军. 家庭部门生活能源消费碳排放:测度与驱动因素研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2016, 26(5):64-72.
- [22]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.
- [23]童玉芬, 周文. 家庭人口老化对碳排放的影响:基于家庭微观视角的实证研究[J]. 人口学刊, 2020, 42(3):78-88.
- [24]FAN J, ZHOU L, ZHANG Y, et al. How does population aging affect household carbon emissions? evidence from Chinese urban and rural areas [J]. Energy economics, 2021, 100(8):105356.
- [25]ZHANG H, SHI X, WANG K, et al. Intertemporal lifestyle changes and carbon emissions: evidence from a China household survey [J]. Energy economics, 2020, 86(2):104655.
- [26]徐新扩, 韩立岩. 就业状态对家庭消费隐含碳排放的影响:来自中国城市家庭的微观证据[J]. 管理评论, 2016, 28(12):145-154.
- [27]肖倩冰, 陈林, 裴丹. 智慧城市之共享经济与环境治理:以共享单车低碳出行为例[J]. 中国软科学, 2021(9):172-181.
- [28]王悦, 李锋, 陈新闻, 等. 典型社区家庭消费碳排放特征与影响因素:以北京市为例[J]. 生态学报, 2019, 39(21):7840-7853.
- [29]李娜娜, 赵月, 王军锋. 中国城市居民收入和储蓄增长对家庭能耗碳排放的区域异质性及政策应对[J]. 生态经济, 2022, 38(1):30-35.
- [30]刘园, 李捷嵩. 居民收入分布与炫耀性消费[J]. 中央财经大学学报, 2018(1):77-86.
- [31]方德斌, 陈卓夫, 郝鹏. 北京城镇居民碳排放的影响机理:基于 LMDI 分解法[J]. 北京理工大学学报(社会科学版), 2019, 21(3):30-38.
- [32]马丁, 陈文颖. 中国 2030 年碳排放峰值水平及达峰路径研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2016, 26(S1):1-4.
- [33]原新, 杜鹏, 童玉芬, 等. 专题笔谈:中国人口负增长与人口高质量发展[J]. 北京行政学院学报, 2023(3):11-25.
- [34]李卫兵, 陈妹. 收入对居民环境意识的影响:绝对水平和相对地位[J]. 当代财经, 2017(1):16-26.
- [35]LIU Z, DENG Z, HE G, et al. Challenges and opportunities for carbon neutrality in China [J]. Nature reviews earth & environment, 2022, 3(2):141-155.
- [36]MEYER A. Does education increase pro-environmental behavior? Evidence from Europe [J]. Ecological economics, 2015, 116(9):108-121.
- [37]BALAGUER J, CANTAVELLA M. The role of education in the environmental kuznets curve: evidence from Australian data [J]. Energy economics, 2018, 70(2):289-296.

(本文责编:辛 城)