

消费升级、碳排放与中国碳达峰目标实现

孙 豪¹, 桂河清², 何 伟³

(1. 浙江工商大学 现代商贸研究中心, 浙江 杭州 310018; 2. 聊城大学 商学院, 山东 聊城 252000;
3. 中国社会科学院 经济研究所, 北京 100836)

摘 要:居民消费是碳排放的主要来源之一。消费升级涵盖消费水平提升与消费结构优化两个维度。评估消费对碳达峰目标的影响,需准确识别消费水平提高和消费结构优化对碳排放的综合效应。理论上,消费水平提升会增加碳排放,而消费结构优化对碳排放的影响具有不确定性。文章采用可靠的基础数据和精细的方法核算省域碳排放,结果显示中国省域碳排放增长较快且呈现显著空间相关性。实证结果表明,居民消费水平提升显著增加碳排放,居民消费支出每增加 1%,碳排放增加 1.02%;居民消费结构优化显著减少碳排放,居民恩格尔系数每下降 1 个百分点,碳排放减少 3.71%。具体到中国消费升级实践,居民消费支出增加引致的碳排放增加远超恩格尔系数下降带来的碳排放减少,导致中国消费领域碳排放总量上升。基于对中国居民消费支出增长和恩格尔系数下降趋势的预测,综合考量消费水平提升与消费结构优化的碳排放效应,当前居民消费升级的总体碳排放效应制约碳达峰目标实现,达成碳达峰目标面临现实挑战。中国亟须推进与碳达峰目标相协调的消费升级。因此,在快速推进消费升级过程中,需增强消费升级与碳达峰目标的兼容性,包括大力倡导绿色低碳消费、积极引导居民消费结构升级、加快产业结构与能源结构调整优化等举措。

关键词:消费升级;碳排放;碳达峰目标;碳排放核算

中图分类号:F063.2 文献标识码:A 文章编号:1001-9952(2025)07-0079-15

DOI: [10.16538/j.cnki.jfe.20240809.101](https://doi.org/10.16538/j.cnki.jfe.20240809.101)

一、引 言

2023 年 6 月,世界多地经历了有气象记录以来最炎热的月份。2023 年夏季的极端高温已逼近气候变化《巴黎协定》设定的温控目标。全球气候变暖对人类健康与可持续发展造成严重负面影响。Callahan 和 Mankin(2022)的研究表明,1992—2013 年极端高温给全球带来超过 16 万亿美元的经济损失。《自然医学》杂志最新研究结果显示,2022 年夏季的极端高温仅在欧洲就造成 61 672 人死亡(Ballester 等, 2023)。人类每年向大气排放超 300 亿吨温室气体是导致全球气候变暖的根本原因,温室气体减排已成为全球关注焦点。作为《巴黎协定》缔约方,中国积极应对气候变化,于 2020 年 9 月正式宣布力争 2030 年前实现碳达峰、2060 年前实现碳中和。而中国实现“双碳”目标面临严峻挑战。世界银行统计数据显示,2005 年中国与美国碳排放总量分别为 58.25 亿吨和 57.53 亿吨,中国超过美国成为全球碳排放量最大的国家。

收稿日期:2024-05-15

基金项目:国家社会科学基金一般项目(23BJL086);教育部人文社会科学重点研究基地浙江工商大学现代商贸研究中心优秀青年领军人才专项课题(2022SMRC03);浙江省省属高校基本科研业务费专项资金资助项目(2025ZDPY04)

作者简介:孙 豪(1989—),男,山东菏泽人,浙江工商大学现代商贸研究中心研究员;

桂河清(1976—)(通讯作者),男,江西抚州人,聊城大学商学院副教授;

何 伟(1984—),男,河南南阳人,中国社会科学院经济研究所副研究员。

居民消费是碳排放的主要来源之一,有效控制居民消费碳排放是中国实现“双碳”目标的重要举措。联合国环境署《2020 排放差距报告》指出,全球温室气体排放的三分之二源自家庭消费。欧盟国家碳排放总量的 8% 直接来自家庭居住消费(陈文宇和朱隆斌,2019)。中国能源消耗的 26% 直接用于居民生活,由此产生的二氧化碳排放约占碳排放总量的三分之一(田成川等,2022)。更重要的是,科学分配全球减碳责任需要统筹生产端和消费端的碳排放核算,特别是考虑消费行为引发的碳排放,能够全面刻画经济活动中的碳足迹,评估不同消费主体产生的碳排放动态。^①

近年来,随着世界各国居民生活水平的稳步提升,消费端碳排放快速增长,部分国家居民消费碳排放甚至成为碳排放总量的主要构成,消费端碳排放研究逐渐受到学界关注。现有文献大多表明,居民消费升级对碳排放具有促进作用。Das 和 Paul(2014)对印度的研究表明,居民消费结构升级是驱动碳排放总量增长的主要因素之一。Yuan 等(2015)的研究结果显示,中国居民人均消费增长与消费结构升级均增加了居民消费间接碳排放。陈向阳(2021)的研究表明,消费总量增长将导致碳排放增加。中国消费者社会网络扩展促使其追求更高社会地位,带动家庭消费升级并显著增加家庭碳排放(Meng 等,2023)。消费能力越强,对交通、用电等高碳排放商品的需求越旺盛,此类需求进一步刺激供给并形成恶性循环,导致碳排放持续增加(丁凡琳等,2019)。赵玉焕等(2018)的研究表明,消费水平提高是碳排放增长的主要驱动因素,而消费结构升级的影响相对有限。张艳芳和张宏运(2016)研究发现,消费结构转变和人均消费水平变化对居民消费碳排放的影响均为正。苏冰涛(2023)对中国城乡居民食品消费碳足迹的研究表明,城乡居民食品消费水平提升与消费结构变化均增加了碳排放。陈英姿和胡亚琪(2022)认为,老年人倾向于选择舒适型住房,人口老龄化通过住房消费升级推高了碳排放。

相对而言,认为居民消费升级对碳排放具有抑制作用的研究较少。Duarte 等(2010)对西班牙家庭的研究表明,消费结构升级能有效降低收入增长带来的碳排放效应。付云鹏等(2016)在研究中国居民碳排放影响因素时,发现消费结构升级对碳排放具有负面影响。周少甫和林享(2019)认为,居民消费结构升级会显著降低碳排放强度,且与产业结构优化具有碳减排协同效应。罗栋桑等(2022)研究发现,居民消费结构升级可直接减少碳排放。少量研究认为居民消费升级对碳排放具有非线性影响,或两者关系并不紧密(柴士改,2016;曹庆仁等,2020)。部分学者提出,为了实现“双碳”目标,应积极推广低碳消费、绿色消费以及可持续消费(薄凡和庄贵阳,2022;黄韞慧和杨璐,2023)。

现有研究对中国“双碳”工作实践具有重要参考价值,也为本文奠定了良好逻辑基础。但关于居民消费升级对碳排放影响的实证研究结论存在显著差异,甚至出现截然相反的观点,主要原因可能源于:第一,碳排放核算口径与测度方法存在差异。现有文献既采用碳排放系数法测算化石燃料产生的直接碳排放,也运用投入产出法核算家庭间接碳排放,还有研究使用消费者生活方式法测算家庭总碳排放。不同测算方法的数据需求不同,核算口径的差异导致碳排放计算结果有所不同。第二,消费升级内涵界定不同。现有研究通常将消费升级简化为单一指标,或采用消费总量扩张或消费结构升级表示。第三,实证研究方法选择不同。现有研究主要采用回归分析或结构分解分析来探究消费升级对碳排放的影响,而这两类方法又包含多种具体研究技术。

本文在理论分析居民消费升级对碳排放影响的基础上,实证检验了中国居民消费升级的碳排放效应。研究表明,居民消费水平提升显著增加碳排放,居民消费结构优化显著减少碳排放,

^① 参见中国科学院发布的《消费端碳排放研究报告(2024)》, https://www.cas.cn/sygz/202405/t20240529_5016076.shtml。

当前居民消费升级的碳排放总效应制约碳达峰目标实现。本文的研究贡献主要体现在:第一,本文的碳排放核算不仅涵盖 14 种化石燃料消费产生的二氧化碳排放,还包括二次能源消费产生的二氧化碳排放,从而更准确地核算了中国省域碳排放。第二,与现有研究大多采用单一指标衡量居民消费升级且缺乏理论模型分析不同,本文将消费升级的内涵拓展为消费水平提升与消费结构优化两个维度,并构建数理模型考察它们对碳排放的影响。第三,本文基于中国将在 2035 年基本实现社会主义现代化、人均 GDP 达到中等发达国家水平的发展目标,研究了居民消费升级对中国碳达峰目标实现的影响。

二、理论分析

消费升级最核心的内涵是消费者通过消费产品或服务获得效用提升或消费需求满足程度的改善。消费水平和消费结构是消费经济学中的两个基本概念(尹世杰, 2007),参考祝合良和赵乔(2024)的研究,可从这两个维度共同界定消费升级。因此,本文将消费升级的内涵界定为消费水平提升与消费结构优化两个方面。居民消费碳排放的主要来源是能源消耗,本文基于消费水平提升与消费结构优化对能源消耗的影响,从理论层面分析它们的碳排放效应。

(一)消费水平提升影响碳排放的理论分析

假定某封闭经济体 t 期初的能源存量为 F_t ,人口总量为 L_t , t 期末的能源存量变化可表示为:

$$\frac{dF_t}{dt} = G(K_t, \alpha L_t) - \beta C_t - bF_t \quad (1)$$

其中, $G(K_t, \alpha L_t)$ 为能源生产函数, K_t 和 αL_t 分别为能源生产的资本与劳动力投入, α 为参与能源生产的劳动力占人口总量的比例, C_t 为经济体的居民消费总需求, β 为居民消费的平均能耗系数, b 为 t 期非居民消费的能耗占比。假定经济体的人口增长率为 δ ,即有:

$$\frac{dL_t}{dt} = \delta L_t \quad (2)$$

结合式(1)和式(2), t 期末经济体的人均能源存量 f_t 变化为:

$$\frac{df_t}{dt} = g(K_t, \alpha L_t) - \beta c_t - (b + \delta)f_t \quad (3)$$

其中, $c_t = C_t/L_t$ 表示 t 期经济体的人均消费水平, $g(K_t, \alpha L_t) = G(K_t, \alpha L_t)/L_t$ 表示 t 期经济体的人均能源生产函数。

假定经济体中代表性家庭具有无限生命,其决策目标是无限生命期间效用最大化,可表示为:

$$\max \int_0^{\infty} u(c_t) e^{-\rho t} dt \quad (4)$$

其中, ρ 表示代表性家庭的时间偏好。假定效用函数 $u(c_t)$ 对 c_t 是凹的,即 $u' > 0$, $u'' < 0$,表明代表性家庭具有平滑各期消费的意愿。此外,效用函数 $u(c_t)$ 还应满足稻田条件。

在上述假定条件下,求解由式(3)和式(4)构成的最优控制问题,构建现值汉密尔顿函数如下:

$$H_c = u(c_t) + m[g(K_t, \alpha L_t) - \beta c_t - (b + \delta)f_t] \quad (5)$$

其中, m 为现值拉格朗日乘子,其最优化条件为:

$$\frac{\partial H_c}{\partial c_t} = u'(c_t) - m\beta = 0 \quad (6)$$

$$\dot{m} = \rho m - \frac{\partial H_c}{\partial f_t} \quad (7)$$

由式(6)和式(7)可得:

$$m = u'(c_t)/\beta \quad (8)$$

$$\dot{m} = m(\rho + b + \delta - \partial g / \partial f_t) \quad (9)$$

对式(8)求导并代入式(9)可得:

$$\frac{d(c_t)}{dt} = \frac{u'(c_t)}{u''(c_t)}(\rho + b + \delta - \frac{\partial g}{\partial f_t}) \quad (10)$$

式(10)表明,人均消费水平提高将导致人均能源产出高于人均能源存量变动,即消费水平提升造成能源需求增长,从而导致经济体碳排放增加。

(二)消费结构优化影响碳排放的理论分析

假定代表性家庭 t 期的消费组合包括较低层次的消费需求 $c1_t$ 和较高层次的消费需求 $c2_t$,现调整消费组合为 $(c1_t - \Delta c1)$ 和 $(c2_t + \Delta c2)$,且满足:

$$u(c1_t) + u(c2_t) < u(c2_t + \Delta c2) + u(c1_t - \Delta c1) \quad (11)$$

式(11)表明,在调整消费组合后,代表性家庭优化了消费结构,增加了效用。将代表性家庭调整消费组合前的状态设为 $S1$,调整消费组合后的状态设为 $S2$,则前后两种状态可用图1表示。

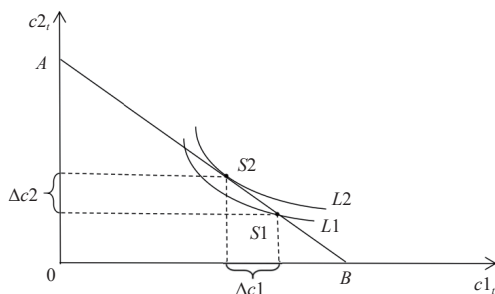


图1 代表性家庭调整消费组合前后两种状态

将代表性家庭调整消费组合前后两种状态分别代入式(10),且代表性家庭调整消费组合后总消费水平保持不变,可得:

$$\frac{u'(S1)}{u''(S1)}(\rho + b + \delta - \frac{\partial g_1}{\partial f_{1t}}) = \frac{u'(S2)}{u''(S2)}(\rho + b + \delta - \frac{\partial g_2}{\partial f_{2t}}) \quad (12)$$

在图1中, $S1$ 和 $S2$ 分别位于无差异曲线 $L1$ 和 $L2$ 上,且满足相同的约束条件。由图1可知, $S2$ 的边际替代率高于 $S1$,但无法比较 $u'(S1)$ 和 $u'(S2)$ 的大小,也无法比较 $u''(S1)$ 和 $u''(S2)$ 的大小。因此,在式(12)中,我们无法确定代表性家庭调整消费组合后的能源需求变动,即不能判断消费水平不变时消费结构优化对碳排放的影响。

马斯洛将人类需求划分为生理、安全、社交、尊重和自我实现五个层次。从消费内容来看,每个需求层次均包含一定比例的实物消费和服务消费。由于实物消费的碳排放强度通常高于服务消费,若代表性家庭调整消费结构,从较低层次的实物消费转向较高层次的服务消费,则碳排放可能会减少;而若从较低层次的服务消费转向较高层次的实物消费,则碳排放可能会增加。

三、研究设计

(一)省域碳排放核算

中国政府相关部门未公布历年各省域的碳排放数据,相关研究机构发布的数据在统计口径、核算方法和时间范围等方面存在一定差异。联合国政府间气候变化专门委员会介绍了三种

碳排放核算方法,其中碳排放系数法因其计算过程简便、易于推广、数据需求较少等优势,成为应用最广泛的碳排放核算方法(王悦等,2019)。现有文献大多采用碳排放系数法进行碳排放核算,但在能源类型选择、基础数据来源等方面存在明显差异。本文采用《中国能源统计年鉴》中各省域能源平衡表的数据,剔除各省的能源中间品投入量以获取能源净消费量,同时考虑 14 种能源消费类型并将省域间电力输入输出量纳入碳核算体系。

中国各省域的碳排放包括化石燃料燃烧产生的碳排放和净电力输入产生的碳排放两个部分。本文采用碳排放系数法计算化石燃料燃烧产生的碳排放,计算公式为:

$$CE1_j = \sum_{i=1}^k CE1_{ji} = \sum_{i=1}^k (E_{ji} \times NCV_i \times CEF_i) \quad (13)$$

其中, $CE1$ 表示化石燃料消耗产生的碳排放, j 表示省份, i 表示化石燃料,包括煤炭、焦炭、焦炉煤气、高炉煤气、转炉煤气、其他煤气、原油、汽油、煤油、柴油、燃料油、液化石油气、天然气、液化天然气 14 种类型。 E_{ji} 表示省份 j 第 i 种化石燃料的消费量, NCV_i 表示第 i 种化石燃料的平均低位发热量。 CEF_i 表示第 i 种化石燃料的二氧化碳排放因子,计算公式为:

$$CEF_i = CC_i \times COF_i \times (44/12) \quad (14)$$

其中, CC_i 表示第 i 种化石燃料的碳含量, COF_i 表示第 i 种化石燃料的碳氧化因子。

本文采用碳排放系数法计算净电力输入产生的碳排放,计算公式为:

$$CE2_j = NEC_j \times ECF_j \quad (15)$$

其中, $CE2_j$ 表示省份 j 的净电力输入碳排放, NEC_j 表示省份 j 的净电力输入量, ECF_j 表示省份 j 的电力碳排放因子。省份 j 的碳排放总量为:

$$CE_j = CE1_j + CE2_j \quad (16)$$

(二) 变量定义与数据来源

本文的被解释变量为省域碳排放,对碳排放取自然对数以控制异方差的影响。核心解释变量为居民消费升级,包含消费水平提升和消费结构优化两个维度,分别采用不变价格衡量的居民消费支出增长和恩格尔系数下降表示。恩格尔系数是衡量居民消费结构的常用指标,且恩格尔定律在中国具有良好的适用性(陈梦根,2019;祝仲坤,2020;陈梦根等,2023)。

在环境经济学领域, Dietz 和 Rosa(1994) 基于 IPAT 模型(Ehrlich 和 Holdren, 1971) 提出的 STIRPAT 模型已成为环境压力研究的基准框架。本文以 STIRPAT 模型作为选择控制变量的理论依据,其表达式为:

$$I = aP^\alpha A^\beta T^\gamma e \quad (17)$$

其中, I 表示环境压力, P 、 A 和 T 分别表示人口因素、富裕度和技术因素, a 为模型系数, α 、 β 和 γ 分别为人口因素、富裕度和技术因素的指数, e 为其他随机影响因素。

基于 STIRPAT 模型并参照现有研究(Poumanyong 和 Kaneko, 2010; Wang 等, 2022; 孙凌宇和罗杨帆, 2022), 本文选取的控制变量包括各省域的人口密度、常住人口城镇化率、大专及以上人口占 6 岁以上总人口比重 3 个人口因素指标,发明专利授权数 1 个技术因素指标,以及第二产业增加值占 GDP 比重、生活垃圾无害化处理率、一般工业固体废物综合利用率。

本文选取 2005—2021 年中国除西藏、香港、澳门和台湾之外的 30 个省级行政区的面板数据开展实证分析。碳排放核算所需数据来自历年《中国能源统计年鉴》,各省居民消费支出、恩格尔系数、生活垃圾无害化处理率以及其他控制变量数据来自历年《中国统计年鉴》、各省统计年鉴以及《中国教育统计年鉴》。本文主要变量定义与描述性统计结果见表 1。

表 1 变量定义与描述性统计

变量符号	变量定义	均值	最大值	最小值	标准差	样本量
<i>lco</i>	碳排放的自然对数	10.093	11.679	7.392	0.801	510
<i>lctotal</i>	人均消费支出的自然对数	9.123	10.402	7.934	0.506	510
<i>engeldex</i>	恩格尔系数	0.339	0.505	0.197	0.057	510
<i>rubrate</i>	生活垃圾无害化处理率	0.833	1	0.131	0.208	510
<i>ldense</i>	人口密度的自然对数	5.441	8.275	2.017	1.275	510
<i>urbrate</i>	常住人口城镇化率	0.556	0.941	0.269	0.141	510
<i>colrate</i>	大专及以上学历人口占6岁以上总人口的比重	0.124	0.505	0.027	0.076	510
<i>serate</i>	第二产业增加值占GDP的比重	44.368	61.500	15.800	8.780	510
<i>psolid</i>	一般工业固体废物综合利用率	0.655	1.931	0.167	0.213	510
<i>lpatent</i>	发明专利授权数的自然对数	7.578	11.541	3.135	1.694	510

(三)研究方法

根据地理学第一定律,经济个体的空间区位对经济活动具有重要影响。自保罗·克鲁格曼因倡导新贸易理论与新经济地理而获得 2008 年诺贝尔经济学奖以来,空间经济学快速发展并成为当代经济学的主流方向之一。参考相关研究(Liu 等, 2020; Yu 等, 2022),本文主要采用空间计量方法开展实证研究。空间计量分析将样本的空间依赖性纳入研究框架,研究结论更加可靠。

1. 空间自相关检验。在空间计量分析中,空间自相关程度通常采用莫兰指数进行测度,包括全局莫兰指数和局部莫兰指数两个指标,前者反映经济变量的整体空间自相关水平,后者则刻画经济变量在局部的异质性特征,两者的计算公式分别为:

$$I_G = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})^2} \quad (18)$$

$$I_L = \frac{n(x_i - \bar{x}) \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (19)$$

其中, I_G 和 I_L 分别表示全局莫兰指数和局部莫兰指数, w_{ij} 表示空间权重矩阵 W 中第 i 行第 j 列的元素。 x_i 和 x_j 分别表示省份 i 和省份 j 的碳排放, \bar{x} 表示所有省份的平均碳排放。

2. 模型设定。空间计量模型的一般形式为:

$$y_{it} = \alpha + \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} y_{jt} + \sum_{k=1}^K x_{itk} \beta_k + \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{jtk} \theta_k + \mu_i + \gamma_t + \nu_{it} \quad (20)$$

$$\nu_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n w_{ij} \nu_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

其中, ρ 表示空间自回归系数, β_k 表示自变量回归系数, θ_k 表示自变量空间溢出效应回归系数, μ_i 和 γ_t 分别表示模型个体固定效应和时间固定效应, λ 表示空间自相关系数, α 表示常数项, ν_{it} 和 ε_{it} 表示残差项, K 表示自变量数量。

在上述模型中,当 $\lambda = 0$ 时,一般模型退化为空间杜宾模型(SDM);当 $\lambda = 0$ 且 $\theta_k = 0$ 时,一般模型退化为空间自回归模型(SAR);当 $\lambda = 0$ 且 $\rho = 0$ 时,一般模型退化为空间误差模型(SEM)。

实证研究中通常采用 SDM、SAR 或 SEM 模型进行空间计量分析。本文以 SDM 模型为基础,并基于 LM-Lag、LM-Error、Robust LM-Lag 以及 Robust LM-Error 等方法检验 SDM 模型是否能够退化为 SAR 或 SEM 模型。

为了更加全面分析居民消费升级对碳排放的空间溢出效应,本文构建了邻接权重矩阵、地理距离权重矩阵以及经济距离权重矩阵。邻接权重矩阵 W_1 的构建方式为:当省份 i 和 j 不相邻时, $w_{ij} = 0$; 当省份 i 和 j 相邻时, $w_{ij} = 1$ 。地理距离权重矩阵 W_2 的构建方式为:当 $i = j$ 时, $w_{ij} = 0$; 当 $i \neq j$ 时, $w_{ij} = 1/d_{ij}$, 其中 d_{ij} 表示省份 i 和省份 j 省会城市的地球球面距离。经济距离权重矩阵 W_3 的构建方式为:当 $i = j$ 时, $w_{ij} = 0$; 当 $i \neq j$ 时, $w_{ij} = 1/|E_i - E_j|$, 其中 E_i 和 E_j 分别表示省份 i 和省份 j 在样本期间人均地区生产总值的均值。

四、实证结果分析

(一)省域碳排放核算结果及其空间相关性检验

采用上述核算方法可得到 2005—2021 年中国除西藏、香港、澳门和台湾之外 30 个省级行政区的碳排放数据。本文选取东、中、西三大不同经济发展水平地区且经济总量位居全国前六位的广东、江苏、山东、浙江、河南和四川作为代表,绘制了这些省份 2005—2021 年的碳排放时间序列图。结果显示,在 2012 年之后,各省碳排放增速明显放缓。

本文碳排放核算考虑了省域间的电力输入输出情况,与忽略二次能源消费的核算方式相比,多个省份的碳排放量出现显著变化。例如,北京市 2021 年化石能源消费产生的碳排放为 0.79 亿吨,若加上外省净输入电力消费产生的碳排放则上升至 1.23 亿吨;山西省 2021 年化石能源消费产生的碳排放为 6.77 亿吨,扣除电力净输出的碳排放后则下降至 6.05 亿吨。本文基于式(18)计算 2005—2021 年中国省域碳排放的全局莫兰指数,结果见表 2。

表 2 2005—2021 年中国省域碳排放的全局莫兰指数

年份	W_1			W_2			W_3		
	Moran's I	Z值	P值	Moran's I	Z值	P值	Moran's I	Z值	P值
2005	0.2295	2.2031	0.0276	0.0426	2.1900	0.0285	0.0882	1.4804	0.1388
2006	0.2228	2.1391	0.0324	0.0376	2.0383	0.0415	0.1241	1.9073	0.0565
2007	0.2261	2.1568	0.0310	0.0437	2.2020	0.0277	0.1025	1.6398	0.1010
2008	0.2077	2.0043	0.0450	0.0409	2.1238	0.0337	0.1246	1.9044	0.0569
2009	0.1935	1.8820	0.0598	0.0383	2.0437	0.0410	0.1265	1.9217	0.0546
2010	0.2159	2.0739	0.0381	0.0376	2.0308	0.0423	0.1090	1.7191	0.0856
2011	0.1952	1.9020	0.0572	0.0361	1.9897	0.0466	0.1224	1.8785	0.0603
2012	0.1804	1.7902	0.0734	0.0343	1.9511	0.0510	0.1225	1.8917	0.0585
2013	0.2133	2.0682	0.0386	0.0421	2.1749	0.0296	0.0908	1.5120	0.1305
2014	0.2119	2.0456	0.0408	0.0425	2.1759	0.0296	0.1006	1.6224	0.1047
2015	0.2116	2.0427	0.0411	0.0439	2.2143	0.0268	0.1037	1.6596	0.0970
2016	0.1951	1.9044	0.0569	0.0414	2.1428	0.0321	0.0901	1.4955	0.1348
2017	0.1748	1.7254	0.0845	0.0403	2.0983	0.0359	0.1032	1.6420	0.1006
2018	0.1875	1.8493	0.0644	0.0429	2.1928	0.0283	0.1062	1.6956	0.0900
2019	0.1818	1.7977	0.0722	0.0419	2.1619	0.0306	0.1080	1.7129	0.0867
2020	0.1852	1.8251	0.0680	0.0419	2.1581	0.0309	0.1116	1.7552	0.0792
2021	0.1627	1.6247	0.1042	0.0390	2.0606	0.0393	0.1180	1.8183	0.0690

表 2 的测算结果显示,无论采用邻接权重矩阵、地理距离权重矩阵还是经济距离权重矩阵,中国 2005—2021 年各年份省域碳排放的全局莫兰指数均为正,且除个别年份外,所有结果均在 10% 的水平上通过了检验。这表明中国省域碳排放存在显著的空间正相关性,应采用空间计量模型进行实证研究。此外,本文对比了不同空间权重矩阵下的全局莫兰指数值,发现地理距离权重矩阵 W_2 下的全局莫兰指数除 2012 年在 10% 的水平上显著外,其他年份均在 5% 的水平上显著,即采用地理距离权重矩阵所得结果在统计上更加显著。因此,本文实证分析主要采用地理距离权重矩阵,邻接权重矩阵和经济距离权重矩阵则用于稳健性检验。

由于全局莫兰指数无法反映中国各省域碳排放间的关联特征,本文基于地理距离权重矩阵,采用式(19)计算 2005 年和 2021 年中国各省域碳排放的局部莫兰指数,并绘制散点图。结果显示,在中国 30 个省级行政区中,2005 年和 2021 年位于第一或第三象限的省份分别有 18 个和 17 个,占比分别为 60% 和 56.67%。这表明中国省域碳排放主要呈现“高一高”和“低—低”的空间集聚模式,进一步验证了中国省域碳排放存在显著的空间正相关性。

(二)空间计量分析

本文空间计量分析模型的选择遵循从一般到特殊的研究思路。首先,基于拉格朗日乘数检验(LM)结果,采用最为一般的个体和时间双固定效应空间杜宾模型(SDM)来分析居民消费升级对中国省域碳排放的影响,并基于模型实证结果开展 Hausman 检验,以确定空间面板模型应选择固定效应还是随机效应;其次,运用似然比检验法(LR),检验个体和时间双固定效应 SDM 模型是否能够退化为个体固定效应 SDM 模型或时间固定效应 SDM 模型;最后,采用似然比检验法(LR)和沃尔德检验法(Wald),检验 SDM 模型是否可以简化为 SAR 模型或 SEM 模型。

本文将基于地理距离权重矩阵的个体和时间双固定效应空间杜宾模型(SDM)作为基准模型,其空间计量分析结果见表 3 模型 1。为便于比较分析与模型选择检验,基于地理距离权重矩阵的个体固定效应 SDM 模型、个体和时间双固定效应空间自回归模型(SAR)以及个体和时间双固定效应空间误差模型(SEM)的回归结果分别见表 3 模型 2、模型 3 和模型 4。

表 3 空间计量分析

		模型1	模型2	模型3	模型4
核心解释变量	$lctotal$	1.0382*** (6.62)	0.8641*** (5.63)	0.7587*** (4.91)	0.7635*** (4.91)
	$engldex$	3.8761*** (7.17)	3.5329*** (6.89)	3.8525*** (7.37)	4.0290*** (7.63)
核心解释变量的空间效应	$W \times lctotal$	1.3715 (1.23)	-0.1810 (-0.56)		
	$W \times engldex$	7.7071* (1.78)	-1.7422** (-2.20)		
控制变量		控制	控制	控制	控制
时间固定效应		控制	未控制	控制	控制
省份固定效应		控制	控制	控制	控制
ρ/λ		-0.4388** (-2.18)	-0.1494 (-0.93)	-0.5029** (-2.52)	-0.5531** (-2.55)
R^2		0.1028	0.7420	0.6892	0.7001
logL		348.9065	323.8205	320.0461	320.3229
Hausman检验统计值(p值)		81.33(0.0000)	29.44(0.0593)	37.15(0.0001)	45.57(0.0000)
样本量		510	510	510	510

注:被解释变量为省域碳排放的自然对数,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号内为t值,下表同。

在分析表 3 空间计量回归结果之前,首先需要进行模型选择检验。表 4 结果表明,本文实证分析应采用空间计量模型,且模型适宜选择个体和时间双固定效应空间杜宾模型(SDM)。据此,表 3 模型 1 的回归结果通过了模型选择检验。对比表 3 各模型的回归结果可以发现,虽然所

有模型中核心解释变量 $lctotal$ 和 $engeldex$ 的系数估计值均在 1% 的水平上显著为正, 但核心解释变量的空间效应、控制变量及其空间效应的系数估计值存在显著差异。例如, 控制变量 $psolid$ 的系数估计值在模型 1 中显著为正, 而在模型 2 至模型 4 中不显著, 这进一步验证了选择个体和时间双固定效应 SDM 模型的合理性。

表 4 模型选择检验

检验方法	检验统计值	P值	检验结果
LM-Error	17.65	0.000	使用SDM模型
LM-Lag	1.01	0.315	
Robust LM-Error	27.24	0.000	
Robust LM-Lag	10.60	0.001	
LR-individual-fixed	50.17	0.000	使用个体和时间双固定效应SDM模型
LR-time-fixed	1188.08	0.000	
LR-SDM-SEM	44.33	0.000	SDM模型不可以退化为SEM模型
LR-SDM-SAR	45.24	0.000	SDM模型不可以退化为SAR模型
Wald-SDM-SEM	60.82	0.000	SDM模型不可以退化为SEM模型
Wald-SDM-SAR	59.59	0.000	SDM模型不可以退化为SAR模型

为了探究解释变量对被解释变量的空间溢出效应, 需要基于个体和时间双固定效应空间杜宾模型(SDM)的回归结果进行空间效应分解, 结果见表 5。

表 5 个体和时间双固定效应 SDM 模型的空间效应分解

		直接效应	间接效应	总效应
核心解释变量	$lctotal$	1.0221*** (6.50)	0.6122 (0.73)	1.6343* (1.92)
	$engeldex$	3.7066*** (7.82)	4.2026 (1.27)	7.9092** (2.38)
控制变量		控制	控制	控制
样本量		510	510	510

表 5 结果显示, 核心解释变量 $lctotal$ 的直接效应为 1.0221 且在 1% 的水平上显著。这表明在其他因素保持不变时, 中国省域居民消费支出每增加 1%, 本省域碳排放平均增加 1.0221%。变量 $lctotal$ 的间接效应不显著, 表明中国某省域碳排放受其他省域居民消费支出变动的影响在统计上并不显著。综合变量 $lctotal$ 对省域碳排放影响的直接效应和间接效应可知, 中国某省域居民消费支出的增加主要造成本省域碳排放的增长, 对其他省域碳排放的影响相对较小。

中国居民消费主要包括食品烟酒、衣着、居住、生活用品及服务、交通通信、教育文化娱乐、医疗保健、其他用品及服务八大类。在居民消费结构及其他影响因素保持不变时, 居民消费支出增加意味着这八大类产品与服务的消费数量增加。根据 STIRPAT 模型, 富裕度提升是导致环境压力的重要因素之一, 由此将引致碳排放增加。本文的实证检验结果与这一理论分析结论一致。

核心解释变量 $engeldex$ 的直接效应为 3.7066 且在 1% 的水平上显著, 表明在其他因素保持不变时, 中国省域居民恩格尔系数每降低 0.01, 本省域碳排放平均降低 3.7066%。与变量 $lctotal$ 对省域碳排放的影响类似, 变量 $engeldex$ 的间接效应也不显著, 表明中国某省域碳排放受其他省域居民恩格尔系数变动的影响在统计上同样不显著。综合变量 $engeldex$ 对省域碳排放影响的直接效应和间接效应可知, 中国某省域居民恩格尔系数的下降能够促进本省域碳减排, 但是对其他省域碳排放的影响较小。

(三)稳健性与内生性检验

本文采用三种方法进行稳健性检验。第一,保持被解释变量不变,将空间权重矩阵由地理距离权重矩阵替换为邻接权重矩阵,回归结果见表 6 模型 5;第二,保持空间权重矩阵不变,将被解释变量由各省域碳排放的自然对数替换为人均碳排放的自然对数,回归结果见表 6 模型 6;第三,同时改变空间权重矩阵和被解释变量,前者由地理距离权重矩阵调整为经济距离权重矩阵,后者由碳排放的自然对数替换为人均碳排放的自然对数,回归结果见表 6 模型 7。

表 6 稳健性与内生性检验

	模型5			模型6		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
<i>lctotal</i>	0.8070*** (5.36)	0.1734 (0.59)	0.9804*** (3.22)	1.0222*** (6.49)	0.6136 (0.72)	1.6358* (1.90)
<i>engeldex</i>	2.4406*** (5.57)	2.6228 (1.12)	5.0634*** (3.92)	3.7069*** (7.80)	4.2054 (1.26)	7.9124** (2.36)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
	模型7			模型8		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
<i>lctotal</i>	0.8814*** (5.44)	-0.2449 (-0.46)	0.6365 (1.15)	0.9410*** (6.23)	0.4577 (0.57)	1.3986* (1.73)
<i>engeldex</i>	4.0886*** (8.31)	0.1056 (0.06)	4.1942** (2.39)	3.5751*** (7.51)	3.9552 (1.22)	7.5303** (2.30)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制

稳健性检验结果表明,无论是调整空间权重矩阵,还是更换被解释变量,抑或同时改变空间权重矩阵和被解释变量,表 6 各模型中核心解释变量 *lctotal* 和 *engeldex* 的直接效应均显著为正,间接效应则均不显著。综合对比表 6 模型 5 至模型 7 与表 5 的空间效应分解结果,可以判定本文研究结论具有稳健性。

为了尽可能减少遗漏变量对实证研究结果的影响,本文实证模型中已引入多个控制变量,但仍可能因双向因果关系或遗漏变量等原因而导致模型存在内生性问题。参考现有研究(林毅夫和姜烨,2006),本文分别选取核心解释变量 *lctotal* 和 *engeldex* 的滞后一阶作为各自工具变量进行内生性检验,检验结果见表 6 模型 8。

根据居民消费的棘轮效应理论,消费者当期消费行为会受到前期消费水平的影响,因此核心解释变量 *lctotal* 和 *engeldex* 的滞后一阶满足相关性要求。由于各省域当年的碳排放水平不会受到前一年居民消费状况的影响,核心解释变量 *lctotal* 和 *engeldex* 的滞后一阶同时满足外生性要求。工具变量法的空间效应分解结果显示,核心解释变量 *lctotal* 和 *engeldex* 的直接效应显著为正,且与表 5 基准模型的空间效应分解结果基本一致;两者的间接效应均不显著,与基准模型空间效应分解结果完全相同。内生性检验结果表明,在控制不可观测的遗漏变量后,其他潜在内生性问题对本文识别的影响较小。

五、居民消费升级对中国实现碳达峰目标的影响

上文分析结果表明,在控制其他因素的前提下,中国居民人均消费支出每增加 1%,碳排放平均增长 1.0221%;居民恩格尔系数每降低 1 个百分点,碳排放平均减少 3.7066%。2005—2021 年,中国居民人均消费支出由 5 035.4 元增长至 24 100.1 元,^①扣除价格因素后实际增长达 3.21 倍;同期中国居民恩格尔系数由 37.3% 下降至 29.8%,累计降低 7.5 个百分点。鉴于居民消费支出的增

① 这部分的中国数据来自历年《中国统计年鉴》,其他数据如未特别说明,均来自世界银行公开数据。

速显著高于恩格尔系数的降速,居民消费升级成为样本期间中国碳排放较快增长的重要驱动因素之一。中国政府已确立碳达峰目标,居民消费升级是否会成为实现该目标的主要制约因素?

本文基于 2035 年中国基本实现社会主义现代化、人均 GDP 达到中等发达国家水平的发展目标,研究居民消费升级对中国碳达峰进程的影响。研究方法包括三个步骤:首先,测算 2035 年中国基本实现社会主义现代化目标对应的人均 GDP 水平及所需经济增速,从而推算 2030 年的人均消费支出规模;其次,估计 2030 年中国居民恩格尔系数的合理取值;最后,比较 2030 年人均消费支出增长带来的碳增排效应与居民恩格尔系数下降产生的碳减排效应,若前者小于后者,则表明中国居民消费碳排放将于 2030 年达到峰值,居民消费升级不会构成实现碳达峰目标的制约因素,反之则可能对中国达成碳达峰目标产生不利影响。

世界银行 2023 年 7 月发布的数据显示,2022 年中国人均 GDP 达到 12 720.22 美元,在中高收入国家中位列第五;同年高收入国家与中高收入国家的人均 GDP 分别为 42 218.47 美元和 8 221.48 美元。本文参考方福前(2021)的研究方法,选取中高收入国家与高收入国家人均 GDP 的中位数作为中等发达国家的人均 GDP 标准。2022 年该基准值为 18 321.28 美元,与波兰人均 GDP 水平相当,约是中国人均 GDP 的 1.44 倍。

近年来,受多重正向与负向因素交织影响,全球经济增长波动性显著增强,2018—2022 年全球经济实际增长率分别为 3.29%、2.55%、-3.12%、5.93% 和 2.88%,这增加了预测 2035 年中国基本实现社会主义现代化时人均 GDP 水平的难度。为了提升分析结论的可靠性,本文以 2021 年为基期设定三套预测方案(见表 7),并基于预测结果研判居民消费升级对中国实现碳达峰目标的影响(见表 8)。

表 7 2035 年中国基本实现社会主义现代化所需经济增速与人均 GDP 估计

	高收入国家 年均实际经济增速(%)	中等收入国家 年均实际经济增速(%)	中国所需 年均实际经济增速(%)	2035 年中国 人均实际 GDP(美元)
低方案	1.37	4.55	4.55	22 683.34
中方案	1.87	5.55	5.49	25 470.29
高方案	2.37	6.55	6.05	27 312.34

表 8 2030 年中国居民消费升级对实现碳达峰目标的影响(与 2021 年相比)

	居民消费支出增长	居民消费支出增长 带来的碳排放增长	居民恩格尔系数下降 (百分点)	居民恩格尔系数下降 带来的碳排放下降	居民消费升级的 碳排放总效应
低方案	42.47%	43.41%	2.77—6.24	10.27%—23.13%	增幅高于降幅,未达到峰值
中方案	53.05%	54.22%	3.23—6.75	11.97%—25.02%	增幅高于降幅,未达到峰值
高方案	59.67%	60.99%	3.94—8.48	14.60%—31.43%	增幅高于降幅,未达到峰值

表 7 的中方案将 2000—2022 年高收入国家与中高收入国家的年均实际经济增速作为这两类国家 2023—2035 年年均实际经济增速的预测基准值,在此基础上,低方案分别将两类国家的经济增速预测值下调 0.5 个和 1 个百分点,高方案则分别上调 0.5 个和 1 个百分点。最新研究资料显示,重要国际组织发布的经济增速预测值均处于表 7 各方案预测区间内。例如,联合国《2023 年世界经济形势与展望》预测中国 2023 年经济增速为 5.3%,国际货币基金组织官网发布的预测值为 5.4%,世界银行《中国经济简报》的预测值为 5.6%;清华大学中国经济思想与实践研究院发布的“先立后破、以进促稳:2024 中国经济展望”显示,中国在 2021—2025 年、2026—2030 年、2031—2035 年的经济潜在增速分别为 6.0%、5.8%、5.2%。另据中国国家统计局数据,2023 年实际经济增速为 5.2%,2024 年第一季度同比增长 5.3%。

基于中方案的预测值及两类国家 2022 年的人均 GDP 水平,可测算得到 2035 年中国基本实现社会主义现代化时的人均 GDP 需达到 25 470.29 美元。为实现这一目标,中国在 2023—2035 年需要保持年均 5.49% 的实际经济增速。根据中国“十四五”规划设定的主要发展目标,人均可支配收入与 GDP 增长将保持基本同步,假设该目标延续至 2030 年且在此期间中国居民的边际消费倾向基本稳定,则 2030 年中国人均消费支出将在 2021 年基础上实现 53.05% 的实际增长。在其他条件不变时,居民消费支出的提升将导致 2030 年中国碳排放量较 2021 年增加 54.22%。

在年均实际经济增速为 5.49% 的条件下,中国 2030 年的实际人均 GDP 将达到 19 506.75 美元。随着消费水平的持续提升,中国居民的恩格尔系数将逐步降低。本文以 19 506.75 美元为基准上下浮动 20%,参考 2021 年人均 GDP 处于该区间范围内世界各国居民的恩格尔系数,以此估算 2030 年中国居民的恩格尔系数。OECD 数据库数据显示,2021 年人均 GDP 位于 19 506.75 美元上下 20% 区间内世界各国居民的恩格尔系数最大值为 26.57%,最小值为 23.05%。尽管人均 GDP 相近国家间的居民消费结构存在一定差异,但作为衡量居民生活质量的重要简易指标,恩格尔系数已被广泛采用,且本文设定的人均 GDP 浮动区间相对较宽,据此可推算当中国 2030 年实际人均 GDP 达到 19 506.75 美元时,居民恩格尔系数将处于 23.05%—26.57% 区间内,较 2021 年下降 3.23—6.75 个百分点。基于上述实证分析结果,在其他条件不变时,居民恩格尔系数的下降将引致 2030 年中国碳排放量较 2021 年降低 11.97%—25.02%。

采用相同方法测算可得,低方案下居民消费支出上升将导致 2030 年中国碳排放较 2021 年增加 43.41%,高方案下该增幅为 60.99%;相应地,低方案下居民恩格尔系数下降将引致 2030 年中国碳排放较 2021 年降低 10.27%—23.13%,高方案下该降幅为 14.60%—31.43%。

对比上述研究结果可以发现,表 8 三套方案下 2021—2030 年中国居民消费支出增长的碳增排效应显著强于居民恩格尔系数下降的碳减排效应,居民消费升级对中国碳排放的影响在 2030 年尚未达峰,2031—2035 年居民消费升级仍将持续引致中国碳排放量增加。从消费碳排放视角分析,中国居民当前消费行为呈现不可持续性特征,这凸显了中国为实现碳达峰目标而强化绿色消费引导的必要性与紧迫性。

六、研究结论与政策启示

实现碳达峰目标彰显了中国作为负责任大国的使命担当。中国如何统筹推进居民消费升级与如期实现碳达峰目标,成为学界与各级政府共同关注的重大战略议题。本文基于碳排放核算体系,研究了中国居民消费升级的碳排放效应,并系统分析了其对碳达峰目标的影响。研究发现:第一,居民消费升级涵盖消费水平提升与消费结构优化两个维度。理论上,消费水平提升将引致碳排放增长,而消费结构优化对碳排放的影响尚不明确。第二,碳排放存在显著的省域空间关联特征。受省际间大规模电力输入输出影响,中国各省域净能源消费碳排放与一次能源消费碳排放存在明显差异,前者更能反映区域经济活动的真实碳排放水平。无论采用邻接权重矩阵、地理距离权重矩阵还是经济距离权重矩阵,中国省域净能源消费碳排放的莫兰指数均显著为正,证实其具有显著的空间相关性。第三,消费升级总体上扩大了碳排放规模。居民消费支出每增加 1%,中国碳排放平均增长 1.0221%;居民恩格尔系数每降低 1 个百分点,碳排放平均减少 3.7066%。2005—2021 年,中国居民消费支出实际增长 3.21 倍,同期居民恩格尔系数下降 7.5 个百分点,但消费支出上升的碳增排效应显著强于恩格尔系数下降的碳减排效应,从而导致中国碳排放量增长。第四,综合考量消费水平提升与消费结构升级的碳排放效应,中国亟须推动与碳达峰目标相协调的消费升级模式。在 2035 年基本实现社会主义现代化进程中,若居民消费升级的碳排放效应维持现有态势,则将成为中国达成碳达峰目标的重要制约因素。

本文研究表明,消费结构升级是实现碳达峰目标与充分释放居民消费潜力、增强经济内生增长动能,从而如期达成第二个百年奋斗目标的关键路径。有研究显示,居民消费各细分领域的碳排放强度存在显著差异,其中居住、交通和食品消费构成居民消费碳排放的主要来源,三者合计占比达到 75%(王长波等, 2022);也有学者研究指出,这三类消费的碳排放合计占比甚至超过 90%(Ma 等, 2022)。

尽管研究方法不同会造成研究结论存在一定偏差,但中国居民消费碳排放主要源自居住、交通和食品消费这一观点已获得众多学者的广泛认同。根据丁仲礼院士在《深入理解碳中和的基本逻辑和技术需求》中对中国碳排放来源的系统分解,发电与供热构成中国碳排放的首要来源,其中约 12.6 亿吨源自建筑物建成后的电力消费排放,这部分排放绝大部分应归入居民消费碳排放范畴。高彧在北大光华主办的“碳中和前沿沙龙”中指出,家庭部门碳排放占中国总碳排放的 52%;在人均 4.3 吨的居民消费碳排放中,居住、交通和食物消费引致的碳排放当量分别为 1.4 吨、1.1 吨和 1.1 吨,三者合计占比达人均碳排放总量的 83.72%。

中国居民消费碳排放的分解结果为居民消费结构升级指明了方向。在碳排放约束条件下,中国经济发展既要持续满足人民对美好生活的需要,又要与“双碳”目标相协调。因此,引导居民消费升级应重点关注以下三个方面:第一,推动居民消费结构向高层次转型。当前中国居民消费碳排放主要集中在吃住行等生存型消费领域,而发展型与享受型消费产生的碳排放相对较少。究其原因,发展型与享受型消费更多表现为服务消费,其本身具有较低的碳排放强度;此外,中国居民在发展型与享受型消费方面的支出比重偏低,消费潜力尚未得到充分释放。第二,倡导居住与交通领域的绿色低碳消费。在居民消费领域,居住与交通是推进绿色低碳消费的关键环节。根据我国《居民消费支出分类(2013)》核算体系,“水、电、燃料及其他”构成居民居住消费的主要碳排放来源。需求端引导居民选购绿色家电与低碳、节能、节水家居产品;供给端加大绿色低碳、节能环保、节水节电产品供给,实施水电阶梯定价机制,提高新建住宅节能降碳标准。第三,有效制止餐饮浪费行为。食品消费碳排放是我国居民消费碳排放的重要组成部分。当前我国餐饮浪费问题较为突出,对实现碳达峰目标构成阻碍。为了遏制餐饮浪费并降低食品消费碳排放,需强化法律手段,深入贯彻落实《中华人民共和国反食品浪费法》,破除铺张浪费陋习;同时,加强教育引导,使“厉行节约、反对浪费”成为全民自觉遵守的行为准则,培育“敬天惜粮、勤俭节约”的良好社会风尚。

主要参考文献:

- [1]薄凡,庄贵阳. “双碳”目标下低碳消费的作用机制和推进政策[J]. 北京工业大学学报(社会科学版), 2022, (1): 70-82.
- [2]曹庆仁,李莹,康伟. 北京市居民消费支出与碳排放的脱钩关系及影响因素研究[J]. 重庆理工大学学报(自然科学), 2020, (2): 228-234.
- [3]柴士改. 中国居民消费结构对居民消费碳排放系数的阈值协整效应[J]. 软科学, 2016, (1): 81-85.
- [4]陈梦根. 地区收入、食品价格与恩格尔系数[J]. 统计研究, 2019, (6): 28-41.
- [5]陈梦根,战楠,周元任. 恩格尔定律统计测度研究:理论反思与方法比较[J]. 统计与信息论坛, 2023, (11): 3-16.
- [6]陈文宇,朱隆斌. 基于 CLA 模型家庭能耗直接碳排放量研究——以南京市浦口区为例[J]. 住宅科技, 2019, (2): 35-39.
- [7]陈向阳. 人口、消费的规模与结构对碳排放的影响:理论机制与实证分析[J]. 环境经济研究, 2021, (3): 8-24.
- [8]陈英姿,胡亚琪. 人口老龄化对家庭碳排放的影响路径研究[J]. 人口学刊, 2022, (5): 99-112.

- [9]丁凡琳, 陆军, 赵文杰. 城市居民生活能耗碳排放测算及空间相关性研究——基于 287 个地级市的数据[J]. 经济问题探索, 2019, (5): 40–49.
- [10]方福前. 中国居民消费潜力及增长点分析——基于 2035 年基本实现社会主义现代化的目标[J]. 经济学动态, 2021, (2): 50–64.
- [11]付云鹏, 马树才, 宋宝燕. 中国城乡居民消费碳排放差异及影响因素——基于面板数据的实证分析[J]. 经济问题探索, 2016, (10): 43–50.
- [12]黄韞慧, 杨璐. “双碳”背景下的绿色消费转型: 动因、困境与路径[J]. 江海学刊, 2023, (4): 79–85.
- [13]林毅夫, 姜烨. 发展战略、经济结构与银行业结构: 来自中国的经验[J]. 管理世界, 2006, (1): 29–40.
- [14]罗栋桑, 沈维萍, 胡雷. 城镇化、消费结构升级对碳排放的影响——基于省级面板数据的分析[J]. 统计与决策, 2022, (9): 89–93.
- [15]苏冰涛. 中国城乡居民食品消费碳足迹的变化趋势[J]. 中国人口·资源与环境, 2023, (3): 13–22.
- [16]田成川, 曾红鹰, 刘之杰, 等. 中国碳普惠发展与实践案例研究报告[R]. 生态环境部宣传教育中心, 2022.
- [17]王长波, 胡志伟, 周德群. 中国居民消费间接 CO₂ 排放核算及其关键减排路径[J]. 北京理工大学学报(社会科学版), 2022, (3): 15–27.
- [18]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, (7): 1201–1212.
- [19]尹世杰. 消费经济学[M]. 北京: 高等教育出版社, 2007.
- [20]张艳芳, 张宏运. 陕西省居民消费碳排放测算与分析[J]. 陕西师范大学学报(自然科学版), 2016, (2): 98–105.
- [21]赵玉焕, 李玮伦, 王淞. 北京市居民消费间接碳排放测算及影响因素[J]. 北京理工大学学报(社会科学版), 2018, (3): 33–44.
- [22]周少甫, 林享. 消费结构升级对碳排放强度的影响研究——基于省级空间面板数据模型的分析[J]. 生态经济, 2019, (1): 24–29.
- [23]祝合良, 赵乔. 数字普惠金融与消费升级研究[J]. 商业经济与管理, 2024, (5): 25–39.
- [24]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, (9): 68–81.
- [25]Ballester J, Quijal-Zamorano M, Turrubiates R F M, et al. Heat-related mortality in Europe during the summer of 2022[J]. *Nature Medicine*, 2023, 29(7): 1857–1866.
- [26]Callahan C W, Mankin J S. Globally unequal effect of extreme heat on economic growth[J]. *Science Advances*, 2022, 8(43): eadd3726.
- [27]Das A, Paul S K. CO₂ emissions from household consumption in India between 1993-94 and 2006-07: A decomposition analysis[J]. *Energy Economics*, 2014, 41: 90–105.
- [28]Duarte R, Mainar A, Sánchez-Chóliz J. The impact of household consumption patterns on emissions in Spain[J]. *Energy Economics*, 2010, 32(1): 176–185.
- [29]Ehrlich P R, Holdren J P. Impact of population growth: Complacency concerning this component of man’s predicament is unjustified and counterproductive[J]. *Science*, 1971, 171(3977): 1212–1217.
- [30]Liu X R, Sun T, Feng Q. Dynamic spatial spillover effect of urbanization on environmental pollution in China considering the inertia characteristics of environmental pollution[J]. *Sustainable Cities and Society*, 2020, 53: 101903.
- [31]Ma R F, Zheng X Q, Zhang C X, et al. Distribution of CO₂ emissions in China’s supply chains: A sub-national MRIO analysis[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2022, 345: 130986.
- [32]Meng W L, Yuan G C, Sun Y P. Expansion of social networks and household carbon emissions: Evidence from household survey in China[J]. *Energy Policy*, 2023, 174: 113460.

- [33]Poumanyong P, Kaneko S. Does urbanization lead to less energy use and lower CO₂ emissions? A cross-country analysis[J]. *Ecological Economics*, 2010, 70(2): 434–444.
- [34]Wang K L, Zheng L J, Zhang J Z, et al. The impact of promoting new energy vehicles on carbon intensity: Causal evidence from China[J]. *Energy Economics*, 2022, 114: 106255.
- [35]Yuan B L, Ren S G, Chen X H. The effects of urbanization, consumption ratio and consumption structure on residential indirect CO₂ emissions in China: A regional comparative analysis[J]. *Applied Energy*, 2015, 140: 94–106.

Consumption Upgrading, Carbon Emissions, and the Achievement of China's Carbon Peak Target

Sun Hao¹, Gui Heqing², He Wei³

(1. *Modern Business Research Center, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China;*

2. *School of Business, Liaocheng University, Liaocheng 252000, China;*

3. *Institute of Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100836, China)*

Summary: To identify the impact of consumption on the carbon peak target, it is necessary to accurately identify the comprehensive effects of improved consumption level and consumption structure upgrading on carbon emissions. Theoretically, the increase in the consumption level leads to an increase in carbon emissions, and the impact of consumption structure upgrading on carbon emissions is uncertain. The paper uses more reliable basic data and more refined methods to account for provincial carbon emissions. The accounting results show that China's provincial carbon emissions have grown rapidly and exhibit significant spatial correlation.

The empirical results show that a significant increase in the resident consumption level leads to a substantial increase in carbon emissions, with carbon emissions increasing by 1.03% for every 1% increase in resident consumption expenditures. Meanwhile, a significant reduction in the resident consumption structure leads to a substantial reduction in carbon emissions, with carbon emissions decreasing by 3.75% for every 1% decrease in the Engel coefficient. Specifically, in the context of China's consumption upgrading practice, the increase in carbon emissions caused by an increase in resident consumption expenditures is much higher than the reduction in carbon emissions caused by a decrease in the Engel coefficient, leading to an increase in carbon emissions in the consumption sector in China.

Based on the predicted growth of China's resident consumption expenditures and the decline of the Engel coefficient, as well as the carbon emission effects of improved consumption level and consumption structure upgrading, the total carbon emission effect of current resident consumption upgrading restricts the realization of the carbon peak target. Achieving the carbon peak target faces real challenges, and China needs to promote consumption upgrading that is compatible with the carbon peak target. In order to expand domestic demand, promote consumption, and achieve the carbon peak target, China should vigorously advocate green and low-carbon consumption, actively lead the upgrading of resident consumption structure, and accelerate the adjustment and optimization of industrial and energy structures.

Key words: consumption upgrading; carbon emissions; carbon peak target; carbon emissions accounting

(责任编辑 康健)