

人口老龄化对家庭碳排放的影响

——来自中国微观家庭的证据

蔡乌赶, 林晓雯

(福州大学 经济与管理学院, 福建 福州 350108)

[摘要] 人口问题和环境问题已经成为人类社会面临的重大挑战。人口老龄化已成为中国长期不可逆转的趋势, 其对家庭碳排放的影响不容忽视。基于消费者生活方式方法(CLA)理论框架, 文章采用中国国家家庭追踪调查数据库(CFPS)数据, 运用最小二乘法和工具变量法, 从微观家庭的视角探究人口老龄化对家庭碳排放的影响。结果表明: 人口老龄化通过降低家庭消费规模、改变家庭消费结构及消费偏好, 进而影响家庭碳排放, 总体而言, 人口老龄化对家庭碳排放的净效应为正; 家庭成员间的决策互动将决定人口老龄化对家庭碳排放的影响程度, 在户主为老年人的家庭中, 老龄化对碳排放的促进作用更为显著; 人口老龄化对碳排放的影响存在城乡和地区差异。

[关键词] 人口老龄化; 家庭碳排放; CLA 理论框架; CFPS

[中图分类号] X24

[文献标识码] A

[文章编号] 1671-6973(2023)02-0018-11

一、引言

温室气体大量排放引发的气候问题严重威胁到人类的生存, 绿色低碳发展已成为国际社会的共识。作为世界碳排放大国, 我国承诺力争在 2030 年前碳达峰, 2060 年前实现碳中和。为实现“双碳”目标, 我国积极推进减排工作, 向低污染、低能耗、低排放的经济发展方式转变。长期以来, 有关碳排放问题的研究更多地集中于工业生产层面, 但随着城镇化的推进及新消费时代的到来, 家庭部门已成为碳排放的重要增长源。我国居民消费引致的碳排放占排放总量的 40%~50%, 消费侧的减排关系到我国总体减排目标的实现^[1]。据第七次全国人口普查数据, 60 岁及以上人口约占全国人口的 18.70%, 相比 2010 年上升了 5.44 个百分点。我国已进入深度老龄化社会, 其所引发的收入分配改变及消费特征转变将深刻影响我国家庭碳排放的态势。因此, 在老龄化和气候变化的双重压力背景下, 深入探究人口老龄化对家庭碳排放的影响对我国实现人口、经济与环境的协调发展具有重要意义。

[收稿日期] 2022-08-10

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“环境规制对企业生态创新的影响: 机理、效应及对策研究”(71974032)。

[作者简介] 蔡乌赶(1979-), 女, 福建泉州人, 福州大学经济与管理学院教授、博士生导师, 主要研究方向为资源环境经济与政策; 林晓雯(1997-), 女, 福建漳州人, 福州大学经济与管理学院硕士研究生, 研究方向为资源环境经济与政策。

国内外关于人口老龄化对碳排放的影响研究十分丰富,但研究结论尚不一致。部分学者认为人口老龄化抑制了碳排放,例如: Dalton 等运用 PET 模型模拟了不同人口情景下的碳排放路径,发现在低人口情形下,人口老龄化具有减排效应^[2];彭希哲和朱勤、马晓钰等学者基于拓展的 STIR-PAT 模型分解碳排放的人口影响因素,发现人口老龄化通过降低劳动力供给和消费水平减少了碳排放^[3-4];刘娟、莫惠斌和王少剑进一步考虑了碳排放的空间相关性,指出人口老龄化降低了碳排放^[5-6]。与上述宏观研究视角不同,童玉芬和周文通过中国家庭金融调查数据库的截面数据分析得出了类似结论^[7]。与之相反,尹向飞、Zhang 和 Tan 的研究表明人口老龄化对碳排放具有正向影响,但未明晰二者之间的作用机制^[8-9]。在此基础上, Menz 和 Welsch 从生命周期视角研究发现老年群体对住房照明和取暖能源的高需求导致了碳排放的增加^[10]。Yang 等则认为人口老龄化主要通过缩小家庭规模来增加碳排放^[11]。

与上述线性观点不同,“非线性关系论”认为人口老龄化对碳排放存在复杂的作用机制。Yang 和 Wang 运用门限面板模型,发现当老龄化超过 0.12737 的阈值后,其对碳排放的负向影响随之增大^[12]。王钦池、王芳和周兴结合跨国数据证实人口老龄化与碳排放之间存在“U 型”关系^[13-14];李飞越、Zhang 等人则指出两者之间呈现“倒 U 型”关系^[15-16];而杨恺钧和杨甜甜认为两者之间是更为复杂的“N 型”关系^[17]。此外,学者们基于老龄化成因、城乡及地区等视角,进一步研究发现人口老龄化对碳排放的非线性影响存在异质性^[18-20]。

通过文献梳理发现,当前研究尚未系统剖析人口老龄化对家庭碳排放的影响机制;多数学者聚焦于国家、区域或者城市层面探究两者之间的关系,家庭层面的探讨仍属有限,这忽略了家庭间的差异性及其家庭成员的互动,不能为解决“为什么”的问题提供新的思路;既有研究主要采用宏观数据或者纯截面数据,前者在汇总的过程中需要很多不切实际的假定,后者则很难有效避免个体差异及时间变化所产生的内生性问题,容易导致研究结论偏误。基于此,本文根据消费者生活方式方法(Consumer Life Approach,简称 CLA)理论框架,采用中国家庭追踪调查数据库(China Family Panel Studies,简称 CFPS)数据,从微观家庭的视角考察人口老龄化对家庭碳排放的作用机制和影响效应,以期政府制定更为科学、细化的碳减排政策提供参考。

本文的边际贡献主要体现在三个方面:第一,本文基于消费者生活方式方法(CLA)理论框架,从家庭特征、个体决策互动及外部环境三个新视角剖析人口老龄化对家庭碳排放的影响机制,更为全面系统地阐释老龄化对家庭碳排放的作用机理;第二,家庭是人们从事经济活动和进行社会交往的基本单位,以家庭为研究对象不仅考虑到了家庭间的差异,而且克服了宏观研究的视野限制,丰富了对影响家庭碳排放因素的认知;第三,本文以 2012 年、2014 年、2016 年及 2018 年四年的中国家庭追踪调查数据为基础,构造面板数据集,提高了实证结果的解释力。

二、理论分析与研究假设

Bin 和 Dowlatabadi 在 2005 年提出的 CLA 理论框架被广泛运用于家庭生活碳排放的分析^[21],在该理论框架下,家庭特征、个体决策和外部环境通过影响消费决策作用于消费模式,从而影响家庭碳排放。就家庭特征而言,不同年龄段的人群消费习惯各异,有着不同的能源需求。作为家庭基本特征之一的人口老化可能通过消费规模、消费结构、消费偏好等影响家庭碳排放。

首先,家庭人口老化通过改变家庭的可支配收入和消费储蓄决策来决定家庭的消费规模,进而

改变家庭碳排放量。从家庭可支配收入的总体水平来看,随着家中老年成员退休,家庭可支配收入随之减少,消费水平有所下降,进而抑制了碳排放。而就家庭内的收入分配而言,依照生命周期理论,个人以一生的预期收入进行跨期消费储蓄决策,储蓄与年龄呈现“倒U”型关系。人们老年时期的收入主要源于早期积蓄,因此,在老年阶段个人收入中的消费占比将有所提升。但近年来许多学者的实证检验结果表明,老年人出于预防动机、赠予动机、竞争性储蓄等多方面原因,中国存在着与生命周期理论不相符的“年龄—储蓄之谜”^[22-23]。综上所述,家庭人口老化一定程度上减少了家庭收入,但其对消费储蓄决策的影响具有不确定性,即从消费规模看,人口老龄化对碳排放的影响具有不确定性。

其次,不同年龄段的人群消费需求各异,老龄化将影响家庭的消费结构进而改变家庭的碳足迹。相较于年轻人,老年人尽管外出活动较为有限,出行方式也以公共交通为主,但老年人有着较高的住房照明和取暖的能源需求^[24],并且他们倾向于将收入投资于住房、饮食以及医疗保健等能源密集型产品^[10]。因此,人口老龄化增加了碳排放。

最后,就消费偏好而言,低碳绿色的消费偏好表现为消费者对低碳产品的喜好远大于高碳产品,从而有利于碳排放的降低。而低碳消费偏好主要取决于消费者的认知和情感两个方面^[25]。从认知视角来看,大众传媒的发展使得年轻人比老年人更容易接收到关于环境的信息,且年轻人大都接受过正式的环境教育,因此通过这些正式或非正式的渠道,年轻人可能比老年人掌握更多的低碳知识^[26]。就情感方面而言,由于环境改善周期性长、见效慢,使得老年人的环保意愿并不强烈。老年人无法及时享受到环境改善的益处,缺乏为未来高质量环境承担现时支付的动力。老年群体的这一倾向致使其更少关注到能源利用效率,在新能源低碳产品的购买和使用上偏向于保守的态度^[27]。总之,环保知识的匮乏和环保意愿的欠缺使得老年群体并未有明显的低碳偏好,因此,人口老龄化增加了碳排放。

综上,人口老龄化通过消费规模、消费结构及消费偏好作用于家庭碳排放,其对家庭碳排放的影响具有不确定性。基于此,本文提出如下假设。

假设 1a:人口老龄化抑制了家庭碳排放。

假设 1b:人口老龄化促进了家庭碳排放。

以上的分析体现了老年群体的消费特征。若以家庭为研究对象,我们不能仅考虑老年人与青年人的群体差异,必须进一步分析老年人的消费习惯将如何并且多大程度上影响整个家庭的消费决策,这意味着从关注家庭结构向探究家庭成员间的决策互动转变。家庭权力关系理论表明,家庭权力包括了对家庭财产的支配权和个人消费的自主权等^[28]。家庭成员承担着不同的家庭角色,因而掌握着不同的资源,导致家庭成员之间存在不平等的权力关系,这也将进一步决定消费决策进而影响家庭的碳排放。家庭权力关系涉及不同家庭成员之间的动态博弈,如果在这个博弈过程中,家庭中的老年成员具有更高的相对权力,则其个人的消费模式将更大程度地影响家庭的消费决策。基于此,本文提出如下假设。

假设 2:老年人对家庭经济支配权力越大,则其对家庭消费决策的影响越大,家庭碳排放更大程度上受家庭内老年成员的影响。

此外,在 CLA 理论框架中,家庭特征对碳排放的影响并非孤立,地区特征等外部环境将通过个体实施成本、社会参照规范和制度技术情境三个方面影响两者之间的关系^[29]。绿色偏好作

为重要的地区特征之一,将导致人口老龄化对碳排放的影响存在地区差异。公共交通是地区交通的重要组成部分,其以更少的能源消耗承载更多的客运量,有效抑制了车辆能源消费的增长,能较好地体现地区的绿色偏好^[30]。公共交通的完善程度及公共交通的补贴力度直接决定了老年群体低碳出行的个体实施成本。公共出行方式的大力推广与宣传则以一种无形的社会风气促使人们选择公共出行,借以趋向社会参照规范的要求。除此之外,公共交通多层次、高效化的发展决定了公共出行的可得性,是影响公众低碳出行的制度技术情境之一。因此,在公共基础设施更为完善、优惠力度较大的地区,即绿色偏好越强的地区,老龄化有利于碳排放的降低。基于此,本文提出如下假设。

假设 3:在绿色偏好不同的地区,老龄化对家庭碳排放的影响存在差异。

与此同时,建国初期我国工业基础薄弱,为快速提升工业化水平,提出了优先发展重工业的战略。农业哺育工业,城乡二元结构逐渐建立,户籍制度的推行进一步固化了城乡的二元结构。城乡在经济发展水平、生活习惯、公共产品供给等方面存在明显的差异,进而城镇家庭与农村家庭有着不同的特征。城市家庭呈现小型化的趋势,而农村地区则以直系家庭居多。由于社会保障制度不完善,农村家庭主要借助家庭关系资源弥补社会福利和保障的不足^[31]。家庭规模对家庭人均碳排放的影响具有边际效用递减的特征,即随着城市家庭向小型化演化,规模经济逐渐消失,碳排放也随之增加^[32]。然而,农村家庭为了应对未来的各种不确定,对消费支出往往更为保守谨慎,预防储蓄动机强度高于城镇家庭,家庭碳排放较为有限。基于此,本文提出如下假设。

假设 4:老龄化对家庭碳排放的影响存在城乡差异。

三、数据来源、模型设定及样本描述性统计

(一)数据来源

本文所使用的数据主要来自 CFPS 数据库,该数据库是由北京大学中国社会科学调查中心组织实施的一项全国性、综合性的社会追踪调查项目,旨在通过追踪收集个体、家庭、社区三个层次的数据反映中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁。在 2010 年基线调查的基础上,CFPS 每两年进行一次追访。本文以家庭为研究对象,基于 2012 年、2014 年、2016 年及 2018 年这四年的数据构建面板数据集。二氧化碳相关数据来源于 CEADs 数据库,各行业产值的数据则来源于《中国工业统计年鉴》和《中国统计年鉴》。由于《2018 年中国工业统计年鉴》《2019 年中国工业统计年鉴》并未发布,而现已公布的《2020 年中国工业统计年鉴》仅统计了 2019 年的相关数据,此外,《2018 年中国经济普查年鉴》虽然公布了 2018 年中国工业产业相关数据,但该年鉴未统计工业产值等重要指标,鉴于此,本文采用插值法推算 2018 年各产业产值。

(二)模型设定和变量说明

为检验人口老龄化对碳排放的影响,本文构建如下基准回归模型:

$$\ln avac_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \times elderrate_{it} + \beta \times X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it}$$

上式中, i 代表家庭, t 代表年份;被解释变量为家庭人均碳排放的对数形式; $\ln avac$ 表示家庭人均碳排放的对数形式。鉴于数据的可得性,本文借鉴冯玲等的做法^[33],将家庭支出归为食品、衣着、交通通信、医疗保险、教育文化娱乐、家庭设备及用品服务、居住和其他消费八大类(见表 1),使居民的消费活动与生产部门相联系,以此测度家庭碳排放,具体计算公式如下:

$$CE_i = \frac{\sum_i^n IE_{i,n}}{\sum_i^n G_{i,n}} \times X_i$$

上式中, CE_i 表示第*i*类消费项目的碳排放, $IE_{i,n}$ 表示第*i*类消费项目对应的第*n*个产业部门的二氧化碳排放量, $G_{i,n}$ 表示第*i*类消费项目对应的第*n*个产业部门的产值, X_i 表示第*i*类消费项目的支出。

表1 消费支出与生产部门对应表

| 消费支出 | 对应的部门 |
|-----------|--|
| 食品 | 饮料制造、食品加工、食品制造 |
| 衣着 | 服装及其他纤维制品、皮革、毛皮、羽绒及相关产品、纺织工业 |
| 交通通信 | 电子及电子通讯设备、运输设备 |
| 医疗保险 | 医疗及医药产品 |
| 教育文化娱乐 | 文化、教育和体育、造纸及纸制品、印刷 |
| 家庭设备及用品服务 | 电气设备、家具制造、金属制品、塑料制品、木材加工 |
| 居住 | 建筑、非金属矿物产品、电力、蒸汽、热水供应、天然气的生产与供应、自来水的供应 |
| 其他消费 | 烟草加工、批发、零售及餐饮服务 |

核心解释变量 *elderrate* 为人口老龄化,本文将老龄化定义为家庭中 60 岁及以上人口的占比; X 为控制变量的集合,包括家庭人均收入(*fin*)、住房面积(*fq802*)、家庭平均受教育年限(*eduava*)、是否拥有汽车(*car*)、是否为集中供暖(*qn*),其中家庭平均受教育年限以问卷中的家庭成员最高学历进行折算; μ 和 λ 分别为个体固定效应和时间固定效应, ε 为随机误差项。本文对家庭人均收入和住房面积进行上下 1% 的缩尾处理,同时对家庭人均碳排放、家庭人均收入、住房面积取对数。

(三)样本基准情况描述

表 2 为描述性统计结果。经过数据清理,最终纳入研究范围的家庭共计一万四千多户,由于每轮调查存在着不满足条件家庭的退出和基因追踪成员组建的新家庭纳入调查范围等现象,故此本文的数据集为非平衡面板数据。其中,取对数后的家庭人均碳排放的最小值为 0.44,最大值为 13.61,而家庭老龄化的平均值为 25.97%。

表2 描述性统计结果

| 变量名称 | 变量符号 | 变量含义 | 均值 | 最小值 | 最大值 | 样本数 |
|-----------|------------------|-------------|-------|-------|--------|-------|
| 家庭人均碳排放 | <i>lnavac</i> | 数值取对数 | 8.030 | 0.440 | 13.610 | 40308 |
| 人口老龄化 | <i>elderrate</i> | 60 岁及以上人口占比 | 0.260 | 0.000 | 1.000 | 43966 |
| 家庭人均收入 | <i>lnfin</i> | 数值取对数 | 9.180 | 4.610 | 12.000 | 42718 |
| 住房面积 | <i>lnfq802</i> | 数值取对数 | 4.660 | 2.710 | 6.210 | 40350 |
| 家庭平均受教育年限 | <i>eduava</i> | 按个人最高学历折算 | 8.520 | 0.000 | 18.500 | 43966 |
| 是否拥有汽车 | <i>car</i> | 1=是,0=否 | 0.200 | 0.000 | 1.000 | 44318 |
| 是否为集中供暖 | <i>qn</i> | 1=是,0=否 | 0.200 | 0.000 | 1.000 | 44986 |

四、结果与分析

(一)基准回归

为逐步观察各控制变量对核心解释变量的影响及分析变量系数的动态变化趋势,本文采用逐

步回归的方法进行分析。由表 3 可知,逐步加入控制变量后,人口老龄化的估计系数均为正且在 1% 的显著性水平上显著,意味着人口老龄化对家庭碳排放存在显著为正的净效应,假设 1b 成立,而假设 1a 不成立,其原因可能在于老年群体对医疗保健、照明取暖等产品的高需求和较为落后的节能环保理念。考虑控制变量对碳排放的影响,发现家庭人均收入在 1% 的显著性水平上与家庭碳排放正相关,说明随着收入的提高,家庭消费向精细化、高级化的方向发展,家庭的碳足迹也随之增加。住房面积的系数为正,说明碳排放随着住房面积的增加而相应增加。家庭平均受教育年限对碳排放的影响同样是显著正相关的,可能的原因是教育水平通过衣着、交通通信、食品以及文教娱乐消费等增加家庭碳排放。同时,在同等条件下,拥有机动车的家庭碳排放高于其他家庭。集中供暖与碳排放存在正向相关关系,这与荣培君等^[34]研究发现电暖器、热泵空调等为主要采暖方式的能耗远低于集中供暖的结论一致。

表 3 基准回归结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|-------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| elderrate | 0.1023*** (2.72) | 0.1222*** (3.16) | 0.1214*** (3.01) | 0.1317*** (3.25) | 0.1488*** (3.65) | 0.1528*** (3.78) |
| lnfin | | 0.0913*** (13.18) | 0.0879*** (12.06) | 0.0865*** (11.84) | 0.0845*** (11.56) | 0.0829*** (11.43) |
| lnfq802 | | | 0.1531*** (6.15) | 0.1542*** (6.19) | 0.1506*** (6.02) | 0.1502*** (6.05) |
| eduava | | | | 0.0092*** (3.30) | 0.0094*** (3.34) | 0.0086*** (3.09) |
| car | | | | | 0.1083*** (4.92) | 0.0998*** (4.56) |
| qn | | | | | | 0.3616*** (17.50) |
| 常数项 | 7.9985*** (739.04) | 7.1556*** (110.02) | 6.4894*** (48.31) | 6.4155*** (47.11) | 6.4210*** (46.97) | 6.3721*** (46.92) |
| 家庭固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本数 | 37920 | 36461 | 32598 | 32598 | 32434 | 32434 |
| 调整 R ² | 0.4064 | 0.4088 | 0.4122 | 0.412 | 0.4114 | 0.4193 |

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的统计水平上显著;括号内为 t 统计量

(二)稳健性检验

我国现阶段的人口特征很大程度上取决于计划生育政策,人口老龄化理论上具有较好的外生性,但由于可能存在遗漏变量、测量误差等问题,为准确估计基准回归,需要考虑内生性问题。本文借鉴李昊的做法^[35],选取 CFPS 社会库中的“老年活动场所数”作为工具变量,老年活动场所与家庭老年人口数直接相关,但与家庭碳排放并没有很大的相关性,具有较强的外生性。

表 4 显示了以老年活动场所数作为工具变量的回归结果,人口老龄化对碳排放仍是显著的正向影响。为了进一步检验工具变量的合理性,本文计算了 Cragg-Donald Wald 的 F 统计量,实际结果(53.110)大于 Stock 和 Yogo(2002)所建议的在 10% 的显著性水平上拒绝工具变量假设的临界值,在统计意义上不存在弱工具变量的问题。换言之,本文选取的工具变量具有一定的合理性。

为了进一步检验模型设定和回归结果的准确性,本文从以下两个方面进行稳健性检验。首先,

面板数据构建过程中的样本损失可能会对结果产生一定的影响,因此,本文借鉴卢洪友等的做法^[36],分别对2012、2014、2016及2018年四年的横截面数据进行回归,结果如表4所示。尽管不同年份的回归系数存在一定的差异,但人口老龄化仍正向影响家庭碳排放,与基准回归的结果相符。其次,本文用家庭碳排放总量替换人均碳排放,用家庭中老人的总数替换老年人口的占比,结果如表4所示,均表明基准回归的结果较为稳健。

表4 稳健性检验结果

| | IV lnavac | 2012 lnavac | 2014 lnavac | 2016 lnavac | 2018 lnavac | 替换变量 lnctotal |
|-------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| elderrate | 3.9206*** (6.15) | 0.3130*** (12.64) | 0.1605*** (4.81) | 0.3308*** (9.78) | 0.3321*** (9.52) | |
| eldermount | | | | | | 0.0349** (2.48) |
| 常数项 | 3.2046*** (7.80) | 6.0315*** (73.68) | 5.4300*** (44.06) | 3.9813*** (27.66) | 3.9485*** (24.71) | 7.5233*** (55.87) |
| 其他控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 家庭固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本数 | 32434 | 9881 | 9041 | 8646 | 7194 | 32434 |
| 调整 R ² | 0.9638 | 0.2663 | 0.1765 | 0.2169 | 0.2103 | 0.4123 |

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的统计水平上显著; 括号内为 t 统计量

五、进一步讨论

(一) 家庭特征

本文以家庭总资产中存款占比的中位数将家庭分为高、低存款占比两组,回归结果如表5中(1)~(2)列所示,在存款占比低、消费规模高的家庭中,人口老龄化显著促进了碳排放,而对于储蓄率高、消费规模低的家庭,人口老龄化与碳排放的关系并不显著。

为研究消费习惯对碳排放的影响,本文借鉴陈建宝和李坤明的做法^[37],将食品、衣着、居住及交通通讯支出归类为生存型消费,其他消费支出归类为享乐型消费。我们以家庭总支出中享乐型消费占比的中位数将样本分为高、低两组,结果如表5中(3)~(4)列所示,生存型消费高的家庭中人口老龄化和碳排放之间的关系并不显著,而享乐型消费高的家庭中,人口老龄化在1%的显著性水平上增加了家庭碳排放。换言之,老人对医疗保健等用品的高需求增加了家庭部门碳排放。

本文进一步检验家庭环保态度是否会影响两者之间的关系。以问卷“您认为环境保护问题在中国的严重程度如何?”的评分,将家庭分为环保态度保守的家庭与环保态度乐观的家庭,结果如表5中(5)~(6)列所示,在环保态度较为乐观的家庭中,人口老龄化在1%的显著性水平上增加了家庭碳排放。

表5 群体及家庭层面的异质性分析

| | 存款占资产 | | 享乐型消费占比 | | 环保态度 | | 户主年龄 | |
|-----------|-------------------|------------------|------------------|---------------------|---------------------|------------------|----------------------|------------------|
| | (1) 低 | (2) 高 | (3) 低 | (4) 高 | (5) 乐观 | (6) 保守 | (7) 大于等于60岁 | (8) 小于60岁 |
| elderrate | 0.1216* (1.73) | 0.0513 (1.00) | 0.0850 (1.23) | 0.1600*** (2.63) | 0.2779*** (4.24) | 0.0467 (0.62) | 0.9345*** (10.09) | 0.0214 (0.45) |

| | 存款占资产 | | 享乐型消费占比 | | 环保态度 | | 户主年龄 | |
|-------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) 低 | (2) 高 | (3) 低 | (4) 高 | (5) 乐观 | (6) 保守 | (7) 大于等于 60 岁 | (8) 小于 60 岁 |
| 常数项 | 4.6800*** (20.94) | 4.0480*** (18.75) | 5.63934*** (22.25) | 6.97619*** (37.56) | 6.5130*** (27.80) | 6.6062*** (28.54) | 5.8557*** (17.56) | 6.4526*** (41.84) |
| 其他控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 家庭固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本数 | 12958 | 13127 | 13038 | 13279 | 13181 | 12762 | 6683 | 24600 |
| 调整 R ² | 0.4251 | 0.5850 | 0.3700 | 0.5420 | 0.4011 | 0.4264 | 0.5351 | 0.3970 |

注：*、**、***分别代表在 10%、5%、1%的统计水平上显著；括号内为 t 统计量

(二)个体决策互动

根据家庭权力理论,家庭成员承担不同的家庭角色,掌握着不同的资源,使得家庭成员之间的权力关系并不平等,这将进一步影响其消费决策。而家庭成员的权力基础主要是指个体所掌握的资源,如意识层面的权威规范(如孝道)、情感归属和非意识层面的经济基础等^[28]。本文以家庭成员对家庭财务的影响力作为衡量其在家庭中相对权力的变量,将问卷中的“家庭财务回答人”定义为家庭户主,即该户主是最熟悉家庭财务状况且对家庭收入具有较大支配力的家庭成员。我们根据户主是否为老年人将样本分为两组,即户主在 2012 年的年龄大于等于 60 岁和小于 60 岁,结果如表 5 中(7)–(8)列所示,老年人占比在 1%的显著性水平上促进了家庭碳排放。换言之,若户主为老年人,其个人的消费习惯对家庭决策具有更大的影响力,整个家庭的碳排放将增加,而户主为非老年人的情况下,回归结果并不显著,假设 2 得以验证。

(三)外部环境

1. 地区的绿色偏好

我们进一步考察地区的绿色偏好是否有利于降低老龄化对碳排放的负面影响。徐彦坤和祁毓以绿化率衡量地区的绿色偏好^[38],但考虑到绿化率在很大程度上取决于地区林业资源的丰裕度,本文以地区的人均公共交通运营里程数代表地区的绿色偏好,结果如表 6 中(1)–(2)列所示。老龄化与家庭碳排放仍呈现正向的关系,但地区的绿色偏好在一定程度上弱化了人口老龄化给环境带来的负面影响,抑制了碳排放,假设 3 得以验证。

2. 城乡差异

由于中国社会二元结构的特征,城乡差异是研究中需要考量的因素之一。以往的研究中,学者们往往基于行政区划展开研究,但考虑到中国社会城镇化的快速推进,CFPS 数据库采用城乡一体的抽样框,并没有一目了然的城乡划分标准,因此,本文按照行政区域、经济活动和户籍进行划分并分别回归。就居住地而言,CFPS 提供了最常见的行政区域划分形式;就经济活动而言,本文以问卷中“家庭是否从事农业活动”的回答来判断家庭经济活动的属性,实证结果如表 6 中(3)–(8)列所示。无论按照哪种划分标准,城市家庭中老龄化对碳排放的促进作用更为显著,假设 4 得以验证。其原因可能在于,与农村家庭相比,城市家庭的老人收入较高,其休闲娱乐活动更加丰富多彩,因此老龄化对家庭碳排放的促进作用更强。同时,农村居民的预防储蓄动机强度远大于城镇家庭,这种强烈的储蓄动机则源于未来的不确定性。农村家庭不仅有源于未来收入的不确定,还有来自不完善的保障制度所带来的风险。

依照不同的划分方式,以行政区域划分,城乡的系数均显著,两者之间的差异较小,但以经济活动及户籍为划分依据,城乡之间的系数差异更为明显,其原因在于传统的行政划分方式可能已经落后于城镇化的快速发展进程。这也意味着老龄化对碳排放影响的城乡差异主要源于户籍制度及收入渠道。户籍制度对城乡差距的影响更多地体现在社会保障、公共服务等方面^[39]。尽管中国已经建立了全覆盖、多层次的基本社会保险体系,但部分社会保障具有排他性,在养老制度等方面存在明显的城乡差距。就收入渠道而言,农业生产技术科学化的推广在一定程度上降低了农业靠天吃饭的风险,但在中国广大农村地区,分散化的小农户经营仍为主流。总之,这些因素交织造成了农村居民的消费模式更为保守谨慎,因而其碳排放低于城市家庭。

表6 外部环境的异质性分析

| | 绿色偏好 | | 行政划分 | | 经济活动 | | 户籍 | |
|-------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) 低 | (2) 高 | (3) 城市 | (4) 农村 | (5) 城市 | (6) 农村 | (7) 城市 | (8) 农村 |
| elderrate | 0.1759*** (2.73) | 0.1368*** (2.70) | 0.1730*** (3.15) | 0.1696*** (2.77) | 0.1568*** (2.82) | 0.1345** (2.12) | 0.1773*** (2.99) | 0.1518*** (2.72) |
| 常数项 | 6.3212*** (33.79) | 6.3328*** (31.33) | 6.1446*** (31.24) | 6.0728*** (28.94) | 6.5139*** (32.23) | 5.7819*** (26.97) | 5.4241*** (21.25) | 6.4677*** (37.30) |
| 其他控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 家庭固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本数 | 16978 | 15371 | 15213 | 16145 | 14025 | 16121 | 9369 | 21105 |
| 调整 R ² | 0.3586 | 0.4322 | 0.4119 | 0.3058 | 0.4077 | 0.2711 | 0.3819 | 0.3344 |

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的统计水平上显著;括号内为 t 统计量

六、结论与政策启示

中国面临着人口老龄化与环境问题的双重压力,探究老龄化对碳排放的影响具有重要的理论价值和实践意义。本文基于 CLA 理论框架,利用 CFPS 数据库,基于微观家庭的视角分析了人口老龄化对碳排放的影响,聚焦于老年群体及其家庭的消费模式特征,从家庭内部的决策互动进一步分析家庭中老年成员的消费习惯如何影响家庭的消费决策,并从地区的绿色偏好及中国社会二元化的特征出发,研究人口老龄化对碳排放影响的地区及城乡差异。本文得出了以下结论。

总体来说,人口老龄化增加了家庭碳排放。尽管老年人的消费观念更为节俭保守,但由于老年人对医疗保健、照明取暖等产品的高需求和落后的环保意识,使得其净效应为正向。进一步细化分析表明:中青年人在家庭中的经济权力越大,对家庭决策的影响力就越大,从而家庭消费模式更为“环境友好”;家庭的整体环保意识及所在地区的绿色偏向均弱化了老龄化的负面影响;按照不同标准划分的城乡之间存在显著的差异,在城镇家庭中,人口老龄化增加了家庭碳排放,但在农村家庭中,人口老龄化对碳排放促进效应有所减弱。

基于以上的结论,本文提出如下政策启示:

第一,推动医疗、卫生、护理等“银发产业”向绿色方向发展。以“无害化、减量化、资源化”的绿色环保理念为指导,在提升相关服务适老化的同时,应促使其适应绿色低碳的发展新趋势与新要求。

第二,倡导低碳文化,有针对性地对重点群体发力。老年群体的接受意愿和接受能力应作为低

碳环保知识推广宣传的重点考量因素,以新媒体时代为契机,拓展宣传途径,借助短视频等新媒介的迅猛发展之机,助力低碳环保知识在老年群体中的普及。

第三,积极有效地应对人口老龄化所引发的各种挑战,并尽可能规避人口老龄化进程给社会经济发展带来的负面影响。就外部社会环境而言,推动绿色城市建设,推进交通向“绿色化”方向发展,比如完善道路公共交通系统规划、加强城市公共交通配套设施建设等,以期削弱老龄化对环境的负面效应。

第四,关注人口老龄化对家庭碳排放影响的城乡差异。政府应结合城乡家庭实施有区别的减排策略,在保证农村居民“生存与发展排放”的前提下适当限制城镇居民一些“奢侈性排放”,将减排工作与民生工作相协调,避免减排行动对低收入水平家庭生活的不利影响。

[参 考 文 献]

- [1] 彭璐璐,李楠,郑智远,等.中国居民消费碳排放影响因素的时空异质性[J].中国环境科学,2021,41(01):463—472.
- [2] Dalton M, O'Neill B, Prskawetz A, et al. Population aging and future carbon emissions in the United States [J]. Energy Economics, 2008,30(2):642—675.
- [3] 彭希哲,朱勤.我国人口态势与消费模式对碳排放的影响分析[J].人口研究,2010,34(01):48—58.
- [4] 马晓钰,李强谊,郭莹莹.我国人口因素对二氧化碳排放的影响——基于 STIRPAT 模型的分析[J].人口与经济,2013(01):44—51.
- [5] 刘娟.人口因素对城乡居民生活能源碳排放的作用对比研究[J].生态经济,2018,34(05):14—20.
- [6] 莫惠斌,王少剑.黄河流域县域碳排放的时空格局演变及空间效应机制[J].地理科学,2021,41(08):1324—1335.
- [7] 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(03):78—88.
- [8] 尹向飞.人口、消费、年龄结构与产业结构对湖南碳排放的影响及其演进分析——基于 STIRPAT 模型[J].西北人口,2011,32(02):65—69.
- [9] Zhang C, Tan Z. The relationships between population factors and China's carbon emissions: Does population aging matter? [J]. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 2016,65:1018—1025.
- [10] Menz T, Welsch H. Population aging and carbon emissions in OECD countries: Accounting for life-cycle and cohort effects[J]. Energy Economics, 2012,34(3):842—849.
- [11] Yang Y, Zhao T, Wang Y, et al. Research on impacts of population-related factors on carbon emissions in Beijing from 1984 to 2012[J]. Environmental Impact Assessment Review, 2015,55(1):45—53.
- [12] Yang T, Wang Q. The nonlinear effect of population aging on carbon emission-empirical analysis of ten selected provinces in China[J]. Science of the Total Environment, 2020,740:140057.
- [13] 王钦池.基于非线性假设的人口和碳排放关系研究[J].人口研究,2011,35(01):3—13.
- [14] 王芳,周兴.人口结构、城镇化与碳排放——基于跨国面板数据的实证研究[J].中国人口科学,2012(02):47—56.
- [15] 李飞越.老龄化、城镇化与碳排放——基于 1995—2012 年中国省级动态面板的研究[J].人口与经济,2015(04):9—18.
- [16] Zhang Y J, Bian X J, Tan W P, et al. The indirect energy consumption and CO₂ emission caused by household consumption in China: An analysis based on the input-output method[J]. Journal of Cleaner Production, 2017,163(10):69—83.
- [17] 杨恺钧,杨甜甜.老龄化、产业结构与碳排放——基于独立作用与联动作用的双重视角[J].工业技术经

- 济,2018,37(12):115—123.
- [18] Li W, Qi X, Zhao X. Impact of population aging on carbon emission in China: A panel data analysis[J]. Sustainability, 2018,10(7):2458.
- [19] 刘丰,王维国.人口年龄结构变动对碳排放的影响——基于生育率和预期寿命的跨国面板数据[J].资源科学,2021,43(10):2105—2118.
- [20] 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, 2021,100:105356.
- [21] Bin S, Dowlatabadi H. Consumer lifestyle approach to US energy use and the related CO₂ emissions[J]. Energy Policy, 2005,33(2):197—208.
- [22] 昌忠泽,姜珂.储蓄动机与老年人储蓄之谜——兼论政府支出的调节效应[J].经济学动态,2021(04):68—87.
- [23] 于森,高宇宁,胡鞍钢.中国家庭储蓄率反生命周期之谜——基于竞争性储蓄视角的分析[J].中国人口·资源与环境,2021,31(03):33—42.
- [24] Oneill B C, Dalton M, Fuchs R, et al. Global demographic trends and future carbon emissions[J]. Proceedings of the National Academy of Sciences, 2010,107(41):17521—17526.
- [25] 杜建国,徐玉环.环境亏欠感对绿色产品消费的影响研究[J].西安交通大学学报(社会科学版),2022,42(04):86—96.
- [26] 洪大用,范叶超,邓霞秋,等.中国公众环境关心的年龄差异分析[J].青年研究,2015(01):1—10.
- [27] Willis K, Scarpa R, Gilroy R, et al. Renewable energy adoption in an ageing population: Heterogeneity in preferences for micro-generation technology adoption[J]. Energy Policy, 2011,39(10):6021—6029.
- [28] 应天煜,唐婧怡,王开帅,等.家庭权力关系视角下的老年人商业养老服务消费决策模式研究[J].浙江大学学报(人文社会科学版),2020,50(04):47—60.
- [29] 王建明,王俊豪.公众低碳消费模式的影响因素模型与政府管制政策——基于扎根理论的一个探索性研究[J].管理世界,2011(04):58—68.
- [30] 林伯强,杜之利.中国城市车辆耗能与公共交通效率研究[J].经济研究,2018,53(06):142—156.
- [31] 王跃生.中国城乡家庭结构变动分析——基于2010年人口普查数据[J].中国社会科学,2013(12):60—77.
- [32] 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(02):299—307.
- [33] 冯玲,吝涛,赵千钧.城镇居民生活能耗与碳排放动态特征分析[J].中国人口·资源与环境,2011,21(05):93—100.
- [34] 荣培君,张丽君,杨群涛,等.中小城市家庭生活用能碳排放空间分异——以开封市为例[J].地理研究,2016,35(08):1495—1509.
- [35] 李昊.人口老龄化、医疗负担与微观人力资本投资[J].统计与决策,2021,37(02):88—92.
- [36] 卢洪友,余锦亮,杜亦譔.老年父母照料家庭与成年子女劳动供给——基于CFPS微观数据的分析[J].财经研究,2017,43(12):4—16.
- [37] 陈建宝,李坤明.收入分配、人口结构与消费结构:理论与实证研究[J].上海经济研究,2013,25(04):74—87.
- [38] 徐彦坤,祁毓.环境规制对企业生产率影响再评估及机制检验[J].财贸经济,2017,38(06):147—161.
- [39] 邹一南.城镇化的双重失衡与户籍制度改革[J].经济理论与经济管理,2014(02):39—49.

(责任编辑:蒋萍)

(下转第51页)