

人口老龄化与碳排放强度

——基于劳动供给的中介效应与遮掩效应

刘玲玲

(中共江苏省委党校, 南京 210009)

摘要:基于 2003—2020 年省际面板数据,运用固定效应模型、动态 GMM(广义矩估计)模型分析人口老龄化与碳排放强度之间的关系,应用中介效应模型分析劳动年龄人口、劳动生产率、劳动力质量、劳动参与率在人口老龄化与碳排放强度之间的作用路径。研究结果表明:人口老龄化与碳排放强度之间呈倒“U”形关系;样本期内,劳动年龄人口中介效应不显著;劳动生产率、劳动力质量具有部分中介效应;男性劳动参与率、女性劳动参与率具有遮掩效应。

关键词:人口老龄化;碳排放强度;动态 GMM(广义矩估计)模型;中介效应;遮掩效应

中图分类号:X24 **文献标志码:**A **文章编号:**1671—1807(2023)09—0043—08

温室气体是造成全球变暖的重要因素。作为亚太地区温室气体排放大国,中国积极承担国际责任,力争 2030 年前达到峰值,努力争取 2060 年实现碳中和的目标。人口也是影响一国碳排放量的重要因素,在拥有 14 亿人口的大国中显得尤其重要。中国人口数量、人口结构的变化也将给碳减排造成极大的压力。根据 2020 年第七次人口普查数据显示,中国 60 岁及以上老年人口有 2.63 亿人。联合国在《世界人口展望 2019》的方案中预测中国老年人口在 2026 年将超过 3 亿人,2034 年将超过 4 亿人,2052 年将达到峰值 4.9 亿人。中国自 2000 年就以 10% 的老龄化程度进入老年化社会,2020 年第七次人口普查数据则显示中国老龄化程度达到 18.7%,到 2041 年经预测老龄化程度可能超过 30%,进入重度老龄化社会,成为全球最高的老龄化的社会。老年群体之大,老化速度之快令人深思。中国经济经过多年飞速发展,人口红利功不可没,而人口老龄化的加深对于劳动力供给、低碳发展无疑是一个巨大的挑战。为此本文提出并开展省域人口老龄化在劳动供给视角下影响碳排放的研究,为“双碳”目标下各省份处理好人口老龄化与碳排放关系提供思路。

1 文献综述

学者们很早就对人口老龄化与碳排放之间的

关系进行了研究,但关于两者之间的作用方向学者们有不同的见解。Menz 等^[1]利用 1960—2005 年欧盟 26 个国家的数据进行的研究表明,随着老年人口和 1960 年后出生人口份额的增高,碳排放在不断增加。吴昊和车国庆^[2]利用 2004—2015 年数据,从少儿人口比例、劳动人口比例与老年人口比例的角度,通过人口结构分析出劳动人口占比、老年人口比例都会增加碳排放量。李楠等^[3]认为人口老龄化对二氧化碳排放量具有负效应,人口老龄化的加快对长期碳排放有抑制作用。穆怀中和张梦遥^[4]通过将老年抚养比加入 EKC(环境库兹涅茨曲线)模型得出老龄化可以延迟 EKC 拐点的到来,间接缓解老龄化对碳排放增加的压力。随着研究的深入,更多学者认为人口老龄化与碳排放存在非线性关系。刘辉煌和李子豪^[5]从国家与地区角度认为人口老龄化前期生产效应大于消费效应会增加碳排放,老龄化后期生产效应小于消费效应而减少碳排放,最终呈倒“U”形关系。李飞越^[6]通过改进的 KAYA 恒等式,同样认为人口老龄化与碳排放呈倒“U”形关系。但王芳和周兴^[7]认为人口老龄化早期降低生产与消费的碳排放,后期因对医疗护理的需求而增加碳排放,因此人口老龄化与碳排放呈“U”形关系。杨帆和路正南^[8]根据江苏省面板数据,同样得出人口老龄化与碳排放呈“U”形变化的结论。

收稿日期:2022-09-26

作者简介:刘玲玲(1996—),女,江苏盐城人,中共江苏省委党校,硕士研究生,研究方向为人口与环境、区域经济。

关于人口老龄化对碳排放的影响机制研究,学者们多从生产与消费的角度去解释。刘辉煌和李子豪^[5]通过引入人口老龄化与劳动供给的交叉项、人口老龄化与居民消费水平的交互项,得出老龄化主要是通过生产渠道而非消费渠道对碳排放产生影响。刘健强和马晓钰^[9]运用动态SDM模型进行实证分析,认为人口老龄化通过产业结构升级有助于释放人口老龄化的“碳减排效应”。相对于生产角度,学者们更愿意从消费角度去解释。李建森和张真^[10]认为相对于生产,老年人特有的消费结构增加了能源密集型产业的消费,老龄化通过消费对碳排放的影响程度更高。罗栋桑等^[11]认为消费结构的升级会影响碳排放,而消费结构升级主要通过扩大非物质消费与扩大服务业来积极影响碳减排。刘晓敏和李新爱^[12]通过对2002—2017年省级面板数据的实证,认为消费效应在人口老龄化与碳排放的关系中起到部分中介效应,而生产效应不够显著。

综上,学者们对于人口老龄化与碳排放的探索,更多关注的是线性关系与非线性关系以及人口老龄化是如何通过消费渠道影响碳排放,人口老龄化从生产渠道对碳排放的研究多集中在产业结构升级,从劳动供给角度、碳排放强度角度来看缺少系统性作用路径的研究,而人口老龄化最直接的影响就是劳动供给的变化^[13],因此,人口老龄化如何通过影响劳动供给再影响碳排放强度以及影响程度的具体测度都是值得探讨的。本文将劳动年龄人口、劳动生产率、劳动力质量、男性劳动参与率、女性劳动参与率作为中介变量,居民富裕水平、城镇化率等作为控制变量,分析基于劳动供给视角下,人口老龄化对碳排放强度的影响方式及作用路径,为“双碳”目标下,处理好人口老龄化与碳排放之间的关系提供一定的参考。

2 理论机制探讨与研究假设

人口作为影响碳排放的重要因素,人口老龄化程度的加深必会通过影响人口因素而对碳排放强度产生影响,其中人口老龄化的加重直接改变了劳动力供给,劳动力供给的大小与结构影响着碳排放强度的大小。因此基于劳动供给视角,人口老龄化会从以下几个渠道影响碳排放:

1)劳动年龄人口。因计划生育的实施,我国人口出生率在很短时间迅速下降,随着时间的推移,这部分人口成长为劳动力年龄人口(15~64岁),相

较于计划生育前,劳动年龄人口有了显著的下降,劳动力人口是除少儿群体、老年退休群体外唯一通过生产产生碳排放的群体,因此理论上劳动年龄人口的下降会从通过减少劳动力人口减少碳排放,缓解碳减排压力。但在我国现阶段,部分有退休金的人在退休年纪接受返聘继续留在工作岗位,而很多没有退休金的人也会迫于生活压力继续找工作,因此,在实际情况下,劳动年龄人口下降在一定时期内对碳排放强度的影响并不显著。

2)劳动生产率。基于生命周期理论,生产者随着年龄的增加,生理上身体机能会逐步下降,精力不够,难以适应快节奏的工作需求,年纪上长容易生病请假影响工作进程,思想上,创新能力以及业务能力下降,容易固守已有的思维模式与生产习惯,难以接受先进的生产技术而造成生产力的下降,因此老龄化程度的加深会降低整个社会的劳动生产率^[14]。劳动生产率的下降意味着劳动效率的减少,同样的资源禀赋只能生产更少的产品,生产同样的产品需要更多的资源禀赋,从而增加碳排放强度。

3)劳动力质量。随着老龄化程度的加深,我国人口金字塔慢慢呈倒三角形态,老龄化的增加会使拥有丰富工作经验以及工作熟练度的劳动力退出劳动力市场,这部分劳动人口退出的数量越来越多,导致接力劳动力中熟练程度高的群体不足,因此总体劳动力质量在下降。同时,对于经济欠发达地区,留守老人较多,老人的增多会增加医疗消费支出挤占已有的教育资源,使得家庭成员把不多的收入和时间更多地用来赡养老人,从而使少年群体缺少足够的教育,导致劳动力质量的下降。而对于经济发达地区,教育经费“挤出”效应并不明显,但计划生育的实施、高校的扩张,使得条件较好的家庭更注重孩子的高等教育,输出了更多的文化性人才,忽视了高职教育,缺少技术人才培养,从而造成劳动力市场上的大学生就业难,技术人才市场用工难,结构上降低了劳动力质量。劳动力质量的下降意味着劳动生产率的下降,从而增加了碳排放强度。

4)劳动参与率。人口老龄化的加深意味着家庭平均赡养老人增多,在中国目前养老产业并不发达的情况下,赡养老人的工作主要由家庭成员负担,因此会将家庭成员被“挤出”劳动力市场,降低男女社会劳动参与率。在男女平等的社会思想下,更多女性选择参与社会工作,男性也更多地承担家

庭责任。随着老龄化的加深,会出现越来越多丧失行动能力而需要贴身照顾的老人,“挤出”效应也将越来越大^[15],因此会有更多的男性选择照顾家庭,人口老龄化的增加会对男性劳动参与率产生更大的影响。劳动参与率的下降意味着参与生产劳动的人口下降,从而从生产角度减少了碳排放强度。

据此,本文提出如下研究假设。

H1:劳动年龄人口的减少对碳排放强度影响不大。

H2:人口老龄化会通过减少劳动生产率来增加碳排放强度。

H3:人口老龄化会通过减少劳动力质量来增加碳排放强度。

H4:人口老龄化会通过减少男性、女性劳动参与率来减少碳排放强度。

3 数据说明与模型构建

3.1 变量说明

被解释变量:碳排放强度。碳排放强度相对于碳排放量,能更好地反映碳排放量与GDP之间的动态关系。选取煤炭、焦炭、原油等21种能源消费量,根据IPCC公布的能源碳排放系数,估算出碳排放量并计算碳排放强度,具体公式如下:

$$CO_2 = \sum_{i=1}^{21} E_i \times CEF_i, \\ CI = CO_2 / GDP.$$

式中:CO₂为碳排放量;E_i为第*i*种能源的消费量;CEF_i为第*i*种能源的碳排放系数;CI为碳排放强度。

核心解释变量:人口老龄化。根据国际惯例,将65岁以上人口所占的比例来衡量的一个国家的老龄化水平。

控制变量:用富裕水平替代STIRPAT模型中人均财富A,富裕水平的计算方式及赋值大小参考郑石明等^[16]的共同富裕评价指标体系下富裕度子系统。用专利授权数量替代STIRPAT模型中的技术水平T,专利授权数量的大小在一定程度上反映当地的技术创新水平。其他控制变量有城镇化率、能源结构、开放程度与产业结构。

中介变量:中介变量包括劳动年龄人口、劳动生产率、劳动力质量、男性劳动参与率^①、女性劳动参与率。具体变量说明见表1。

3.2 数据来源

选取2003—2020年中国30个省(自治区、直辖市)(因数据缺失,未包含西藏地区和港澳台地区)面板数据,其中各变量来自《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国人口与就业统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》及各省统计年鉴、中国碳核算数据库(CEADS)。在实证中各变量取对数以去除异方差。各变量描述性统计见表2。

表 1 变量说明

变量类型	细分变量	变量符号	变量计算
被解释变量	碳排放强度	ci	碳排放量/GDP
核心解释变量	老年人口占比	or	65岁以上老年人口占比
控制变量	富裕水平	al	人均GDP、城镇人均可支配收入、农村人均可支配收入、城镇单位人均工资加权计算
	专利授权数量	nopa	各省专利授权数量统计
	城镇化率	ur	城镇人口占总人口之比
	能源结构	es	煤炭消耗量与其他能源消耗量之比
	开放程度	open	地区进出口总额与地区名义GDP总额之比
	产业结构	inds	第三产业生产总值与地区生产总值之比
中介变量	劳动年龄人口数量	wp	15~64岁人口占总人口之比
	劳动生产率	lfpr	GDP/年末就业总人口
	劳动力质量	lq	平均受教育年限=(文盲人数×0+小学学历人数×6+初中学历人数×7+高中和中专学历人数×12+大专学历人数×15+本科学历人数×16+研究生学历×19)/6岁以上人口总数
	男性劳动参与率	mer	年末男性就业人数/15岁以上人口
	女性劳动参与率	fer	年末女性就业人数/15岁以上人口

①根据《中国人口与就业统计年鉴》2020年人口普查和劳动力调查制度说明及主要指标解释,劳动力指年满16周岁,有劳动能力,参加或要求参加社会经济活动的人员。由于统计年鉴未直接公布16岁以上分性别劳动年龄人口,将15岁以上劳动人口近似作为劳动人口,此数据在《中国人口与就业统计年鉴》中“各地区分性别的15岁以上文盲人口”可获得。男女就业人数由《中国人口与就业统计年鉴》中“分地区就业人员数”“全国分地区就业人员受教育程度构成”相关数据计算获得。

表 2 变量描述性统计

变量	单位	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
ci	万 t/元	540	2.32	1.59	0.24	12.42
or	%	540	9.87	2.31	5.43	17.42
al	%	540	23.33	14.96	3.91	89.14
nopa	件	540	5 194.42	9 890.67	17	70 695
ur	%	540	53.39	14.24	24.77	89.60
es	%	540	43.16	15.72	0.80	80.23
open	%	540	31.46	36.92	0.76	171.12
inds	%	540	46.05	9.20	29.80	83.90
wp	%	540	72.94	3.75	63.38	83.85
lfpr	%	540	4.93	3.26	0.64	20.28
lq	年	540	8.78	1.03	6.04	12.78
mer	%	540	36.87	3.82	26.96	51.88
fer	%	540	29.51	4.14	18.93	40.81

3.3 模型构建

3.3.1 基准模型构建

根据 STIRPAT 可拓展的随机性的环境影响评估模型检验人口老龄化对碳排放强度的影响,设定基准回归模型:

$$\ln CI_{it} = a_0 + a_1 \ln or_{it} + a_2 \ln al_{it} + a_3 \ln nopa_{it} + a_4 \ln ur_{it} + a_5 \ln es_{it} + a_6 \ln open_{it} + a_7 \ln inds_{it} + \epsilon_{it1}$$
 (1)

式中: i 为省份; t 为年份; ϵ 为误差项; a_0 为常数项; $a_1 \sim a_7$ 为回归系数。考虑到人口老龄化对碳排放强度可能存在的非线性关系,在方程中加入人口老龄化的平方项:

$$\ln CI_{it} = b_0 + b_1 \ln or_{it} + b_2 \ln^2 or_{it} + b_3 \ln al_{it} + b_4 \ln nopa_{it} + b_5 \ln ur_{it} + b_6 \ln es_{it} + b_7 \ln open_{it} + b_8 \ln inds_{it} + \epsilon_{it2}$$
 (2)

式中: b_0 为常数项; $b_1 \sim b_8$ 为回归系数。

3.3.2 中介效应模型构建

为揭示人口老龄化从劳动供给角度影响碳排放的传导机制,本文采用中介效应模型对中介变量的传导机制进行检验。中介效应模型设置如下:

$$\ln CI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln or_{it} + \alpha_2 X_{it} + \epsilon_{it3}$$
 (3)

$$\ln W_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln or_{it} + \beta_2 X_{it} + \epsilon_{it4}$$
 (4)

$$\ln CI_{it} = \delta_0 + \delta_1 \ln or_{it} + \delta_2 W_{it} + \delta_3 X_{it} + \epsilon_{it5}$$
 (5)

式中: W_{it} 为中介变量,包括劳动年龄人口数量、劳动生产率、劳动力质量、男性劳动参与率、女性劳动参与率; X_{it} 为式(1)中的控制变量,包括财富水平、专利授权量、城镇化率、能源结构、开放程度、产业结构; α 、 β 、 δ 为回归系数; ϵ 为随机误差项。

在中介效应检验中,常用的方法有逐步检验回归系数法、Sobel 检验法、Bootstrap 检验,参考温忠麟等^[17]的中介效应检验步骤,本文在采用逐步回归法的基础上,对不显著的变量进行 Bootstrap 法检验。逐步检验回归系数法的中介效应存在的前提是:若 α_1 、 β_1 、 δ_2 显著且不为 0,则存在中介效应,而存在中介效应的结果也有 3 种,第 1 种,当 $\delta_1 = 0$ 时,为完全中介效应。第 2 种,当 δ_1 不为 0,且 $\beta_1 \delta_2$ 与 δ_1 同号,则为部分中介效应,报告中介效应占比为 $\beta_1 \delta_2 / (\beta_1 \delta_2 + \delta_1)$ 。第 3 种, δ_1 不为 0, α_1 不显著或当 $\beta_1 \delta_2$ 与 δ_1 异号,则为遮掩效应,报告占比为 $|\beta_1 \delta_2 / \delta_1|$ 。

4 实证检验

4.1 基准回归

进行实证分析前,通过 ht 检验、KAO(Kaiser-Meyer-Olkin)检验,确定各变量之间存在协整关系,可直接使用原数据回归,采用 STATA17.0 进行基准回归、动态回归与中介效应检验。基准回归结果见表 3。

表 3 基准回归结果

解释变量	模型(1)			模型(2)		
	OLS	RE	FE	OLS	RE	FE
$\ln or$	-0.532*** (0.083)	0.104 (0.062)	0.153** (0.063)	-6.666*** (0.981)	0.728 (0.594)	1.199** (0.591)
$(\ln or)^2$				1.337*** (0.213)	-0.134 (0.126)	-0.223* (0.125)
$\ln al$	-0.305*** (0.052)	-0.471*** (0.038)	-0.480*** (0.038)	-0.329*** (0.050)	-0.473*** (0.038)	-0.485*** (0.038)

续表 3

解释变量	模型(1)			模型(2)		
	OLS	RE	FE	OLS	RE	FE
ln nopa	-0.117*** (0.016)	-0.004 (0.012)	0.007 (0.012)	-0.100*** (0.016)	-0.005 (0.012)	0.008 (0.012)
ln ur	0.701*** (0.124)	-0.124 (0.123)	-0.185 (0.128)	0.742*** (0.120)	-0.138 (0.125)	-0.216* (0.129)
ln es	0.483*** (0.038)	0.308*** (0.026)	0.307*** (0.026)	0.503*** (0.037)	0.303*** (0.026)	0.298*** (0.026)
ln open	-0.130*** (0.025)	-0.072*** (0.022)	-0.060*** (0.022)	-0.138*** (0.024)	-0.067*** (0.022)	-0.048** (0.023)
ln inds	0.002 (0.115)	-0.046 (0.087)	-0.073 (0.087)	-0.069* (0.111)	-0.022 (0.089)	-0.037 (0.089)
常数项	-0.566 (0.549)	1.565** (0.483)	1.715*** (0.498)	6.395*** (-1.23)	0.828 (0.834)	0.494 (0.847)
adj. R ²	0.744	0.876	0.876	0.762	0.876	0.877
LM 检验	2 254.56 (0.000 0)			2 022.86 (0.000 0)		
豪斯曼检验	22.76 (0.003 7)			29.76 (0.000 5)		

注：括号内为标准误；*、**、***分别表示各变量在 10%、5%、1%的水平上显著。

根据 LM 检验,两个公式均显示选择随机效应比 OLS 回归更有效,根据 Hausman 检验,模型(1)、模型(2)均显示选择固定效应模型比随机效应模型更有效,且固定效应下人口老龄化对碳排放强度的一次项系数均为正,人口老龄化与碳排放强度之间存在显著的倒“U”形关系。人口老龄化初期,人口老龄化主要由预期寿命延长与生育率下降引起,此时劳动力人口稳步增长,劳动力人口是通过生产产生二氧化碳的主要群体,结合粗放式的生产方式,劳动力人口的增加会增加碳排放,从而提高了碳排放强度,而随着人口老龄化的加深,劳动人口呈下降趋势,无论从生产还是消费都减少了碳排放量,产业结构的升级使人才需求由劳动密集型向知识技术密集型转变,劳动人口的下降并未减少 GDP 的增长,因此会增加减少碳排放强度。

4.2 稳健性检验

表 3 中 OLS 回归系数与 FE 回归系数相反且系数差距较大,RE 回归不显著,考虑到碳排放一阶滞后项对碳排放的影响,同时为了让人口老龄化对碳排放强度的回归结果更加稳定,对上述结论进行稳健性检验。

1)更换回归模型,引用差分广义矩估计(DIFF-GMM)和系统广义矩估计(SYS-GMM)估计方法进行回归,结果见表 4,模型中 AR(1)检验均小于 0.05,AR(2)检验均大于 0.05,表明残差序列存在一阶自相关,拒绝二阶及以上自相关,且 Hansen 检验均大于0.1,表明工具变量选取不存在过度识别

表 4 稳健性检验

变量	DIFF-GMM	SYS-GMM	更换被解释变量	更换解释变量
L. ln CI	0.555*** (0.118)	1.020*** (0.053)		
ln or	2.771*** (1.035)	0.786** (0.389)	1.431*** (0.523)	1.598*** (0.484)
(ln or) ²	-0.531** (0.223)	-0.154* (0.088)	-0.355*** (0.111)	-0.300*** (0.092)
Xit	Yes	Yes	Yes	Yes
FE			Yes	Yes
adj. R ²			0.868	0.877
AR(1)	-2.45 [0.014]	-2.93 [0.003]		
AR(2)	-1.93 [0.054]	-1.96 [0.051]		
Hansen	0.152	0.568		

注：括号内为标准误；*、**、***分别表示各变量在 10%、5%、1%的水平上显著。

问题,证明了工具变量的有效性。在加入控制变量的情况下,差分广义矩估计、系统广义矩估计与固定效应系数符号一致,系统广义矩阵较差分广义矩阵可以更好地解决由弱工具变量产生的大的有限样本偏差,且动态 GMM 检验结果应在 OLS 与 FE 检验结果的之间才能证明结果的有效性,所以 SYS-GMM 较 DIFF-GMM 检验结果更有解释力度。由 SYS-GMM 检验结果可知,人口老龄化与碳排放强度一阶正相关,二阶负相关,呈倒“U”形态,且一阶系数 0.786 在 OLS 回归系数(-6.666)与 FE 回归系数(1.199)之间,证明了回归系数符号与原结论基本一致。

2) 更换被解释变量, 将被解释变量碳排放强度替换为碳排放量, 回归系数仍是一阶正相关, 二阶负相关, 与原结论一致。

3) 更换解释变量, 将解释变量 65 岁以上老年人口占比替换为老年人口抚养比, 替换后的系数符号仍与原结果一致。

4.3 中介效应检验

采用固定效应模型进行中介效应检验与分析, 回归结果见表 5。

4.3.1 劳动年龄人口中介效应的检验结果与影响

由表 5 可知, 人口老龄化通过劳动年龄人口影响碳排放强度效应不显著, $\beta_1 = -0.157$, 即人口老龄化每增长一个单位就会减少 0.157 个单位的劳动年龄人口, δ_2 不显著, 说明劳动年龄人口在逐步回归检验法下中介效应并不显著。为进一步探讨人口老龄化是否会通过影响劳动年龄人口进而影响碳排放强度, 进行 Bootstrap 检验, 结果显示在 95% 的置信区间内, 经过偏差调整的下限为 -0.065, 上限为 0.084, 包含 0, 说明在样本期间内, 人口老龄化不会通过劳动年龄人口效应影响碳排放强度, 假设 1 成立。

4.3.2 劳动生产率中介效应的检验结果与影响

由表 5 可知, 人口老龄化会通过降低劳动生产

率来增加碳排放强度, $\delta_1 = 0.107$, 即人口老龄化对碳排放强度的直接效应为 0.107, 人口老龄化每提升 1 个单位, 碳排放强度直接增加 0.107 个单位; $\beta_1 = -0.073$, $\delta_2 = -0.633$ (图 1), 人口老龄化每增加一个单位, 劳动生产率减少 0.073 个单位, 劳动力效率每增加一个单位, 碳排放强度减少 0.633 个单位, 即人口老龄化对碳排放强度的间接效应为 $\beta_1 \delta_2 = 0.046$, $\beta_1 \delta_2$ 与 δ_1 同号, 间接效应与直接效应作用方向相同, 且直接效应 0.107 小于总效应 0.153, 则劳动生产率在该中介效应模型中表现为部分中介, 中介效应占比为 $\beta_1 \delta_2 / (\beta_1 \delta_2 + \delta_1) = 30.20\%$, 假设 2 成立。

4.3.3 劳动力质量中介效应的检验结果与影响

由表 5 可知, 人口老龄化会通过降低劳动力质

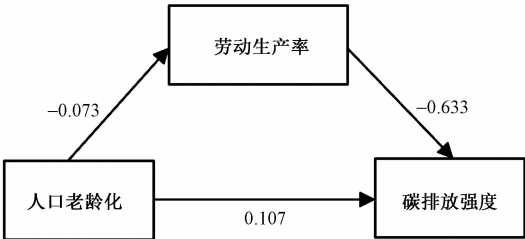


图 1 人口老龄化-劳动生产率-碳排放强度部分中介效应路径

表 5 中介效应检验结果

变量	基准回归	劳动年龄人口		劳动力效率		劳动力质量		男性劳动参与率		女性劳动参与率	
	ln CO ₂	ln wp	ln Y	ln lfpr	ln Y	ln lq	ln Y	ln mer	ln Y	ln fer	ln Y
W _j			-0.014 (-0.04)		-0.633*** (-10.73)		-0.802*** (-3.44)		0.492*** (4.87)		0.376*** (4.52)
ln or	0.153** (2.45)	-0.157*** (-19.90)	0.151* (1.81)	-0.073* (-1.72)	0.107* (1.89)	-0.034*** (-2.83)	0.126** (2.03)	-0.122*** (-4.50)	0.213*** (3.42)	-0.056* (-1.70)	0.174*** (2.83)
ln al	-0.480*** (-12.52)	0.048*** (9.80)	-0.479*** (-11.44)	0.854*** (32.65)	0.061 (0.99)	0.079*** (10.83)	-0.417*** (-9.89)	0.153*** (9.24)	-0.555*** (-13.69)	0.132*** (6.55)	-0.530*** (-13.51)
ln nopa	0.007 (0.54)	0.001 (0.92)	0.007 (0.54)	0.019** (2.28)	0.019* (1.68)	0.004 (1.60)	0.010 (0.79)	-0.004 (-0.72)	0.008 (0.71)	-0.011* (-1.78)	0.011 (0.91)
ln ur	-0.185 (-1.45)	-0.022 (-1.39)	-0.185 (-1.45)	0.728*** (8.36)	0.276** (2.24)	0.068*** (2.81)	-0.130 (-1.02)	-0.388*** (-7.03)	0.006 (0.04)	-0.608*** (-9.04)	0.044 (0.32)
ln es	0.307*** (11.90)	0.026*** (7.97)	0.308*** (11.22)	-0.007 (-0.41)	0.303*** (12.99)	-0.008* (-1.70)	0.301*** (11.74)	0.043*** (3.81)	0.286*** (11.18)	0.018 (1.30)	0.301*** (11.85)
ln open	-0.060*** (-2.68)	-0.005* (-1.74)	-0.060*** (-2.68)	0.079*** (5.18)	-0.010 (-0.48)	-0.004 (-0.97)	-0.063*** (-2.86)	-0.033*** (-3.43)	-0.044** (-1.98)	-0.010 (-0.81)	-0.056** (-2.57)
ln inds	-0.073 (-0.84)	-0.098*** (-8.91)	-0.075 (-0.80)	-0.508*** (-8.55)	-0.395*** (-4.69)	0.004 (0.24)	-0.070 (-0.82)	0.031 (0.81)	-0.088 (-1.04)	-0.032 (-0.69)	-0.061 (-0.72)
常数项	1.715*** (3.44)	4.876*** (77.47)	1.783 (0.99)	-1.851*** (-5.45)	0.542 (1.17)	-0.034*** (-2.83)	3.112*** (4.88)	4.810*** (22.35)	-0.649 (-0.94)	5.676*** (21.66)	-0.419 (-0.62)
F	507.0***	54.27***	81.89***	2974***	558.6***	67.32***	84.38***	29.78***	466.6***	21.53***	463.3***
adj. R ²	0.876	0.603	0.876	0.976	0.899	0.849	0.879	0.293	0.881	0.231	0.881

注: 括号内为标准误; *、**、*** 分别表示各变量在 10%、5%、1% 的水平上显著。

量来增加碳排放强度， $\delta_1 = 0.126$ ，即人口老龄化对碳排放强度的直接效应为 0.126，人口老龄化每提升 1 个单位，碳排放强度直接增加 0.126 个单位； $\beta_1 = -0.034$ ， $\delta_2 = -0.802$ （图 2），人口老龄化每增加一个单位，劳动力质量减少 0.034 个单位，劳动力质量每增加一个单位，碳排放强度减少 0.802 个单位，即人口老龄化对碳排放强度的间接效应为 $\beta_1 \delta_2 = 0.027$ ， $\beta_1 \delta_2$ 与 δ_1 同号，间接效应与直接效应作用方向相同，且直接效应 0.126 小于总效应 0.153，则劳动力质量在中介效应模型中表现为部分中介，中介效应占比为 $\beta_1 \delta_2 / (\beta_1 \delta_2 + \delta_1) = 17.82\%$ ，假设 3 成立。

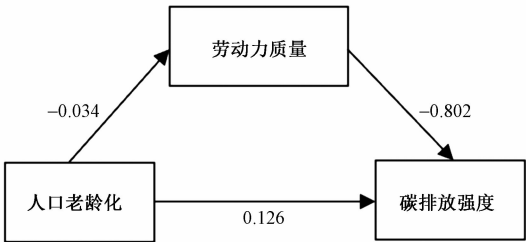


图2 口老龄化-劳动力质量-碳排放强度部分中介效应路径

4.3.4 男性劳动生产率中介效应的检验结果与影响

由表 5 可知，人口老龄化会通过降低男性劳动参与率来减少碳排放强度， $\delta_1 = 0.213$ ，即人口老龄化对碳排放强度的直接效应为 0.213，人口老龄化每提升 1 个单位，碳排放强度直接增加 0.213 个单位； $\beta_1 = -0.122$ ， $\delta_2 = 0.492$ （图 3），人口老龄化每增加一个单位，男性劳动参与率减少 0.122 个单位，男性劳动参与率每增加一个单位，碳排放强度增加 0.492 个单位，即人口老龄化对碳排放强度的间接效应为 $\beta_1 \delta_2 = -0.060$ ， $\beta_1 \delta_2$ 与 δ_1 异号，间接效应与直接效应作用方向相反，且直接效应 0.213 大于总效应 0.153，则男性劳动参与率在中介效应模型中表现为遮掩效应，遮掩效应占比为 $|\beta_1 \delta_2 / \delta_1| = 28.17\%$ 。

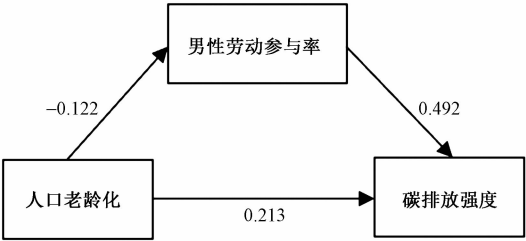


图3 人口老龄化-男性劳动参与率-碳排放强度遮掩效应路径

4.3.5 女性劳动参与率中介效应的检验结果与影响

由表 5 可知，人口老龄化会通过降低女性劳动参与率来减少碳排放强度， $\delta_1 = 0.174$ ，即人口老龄化对碳排放强度的直接效应为 0.174，人口老龄化每提升 1 个单位，碳排放强度直接增加 0.174 个单位； $\beta_1 = -0.056$ ， $\delta_2 = 0.376$ （图 4），人口老龄化每增加一个单位，女性劳动参与率减少 0.056 个单位，女性劳动参与率每增加一个单位，碳排放强度增加 0.376 个单位，即人口老龄化对碳排放强度的间接效应为 $\beta_1 \delta_2 = -0.021$ ， $\beta_1 \delta_2$ 与 δ_1 异号，间接效应与直接效应作用方向相反，且直接效应 0.174 大于总效应 0.153，则女性劳动参与率在中介效应模型中表现为遮掩效应，遮掩效应占比为 $|\beta_1 \delta_2 / \delta_1| = 12.10\%$ ，假设 4 成立。

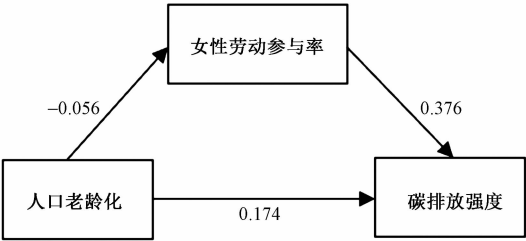


图4 人口老龄化-女性劳动参与率-碳排放强度遮掩效应路径

5 结论与建议

5.1 结论

从劳动供给角度，对人口老龄化、劳动年龄人口、劳动生产率、劳动力质量、男性劳动参与率、女性劳动参与率、碳排放强度之间存在的内在关系进行理论分析与实证检验，研究发现：

1)人口老龄化与碳排放强度之间的总效应一阶系数为正，二阶系数为负，总体呈倒“U”形。意味着在人口老龄化初期，人口老龄化的增加会增加碳排放强度，随着老龄化程度的加深，人口老龄化会减少碳排放强度。

2)样本期内，人口老龄化不通过劳动年龄人口影响碳排放强度。

3)样本期内，人口老龄化与劳动生产率负相关，劳动生产率与碳排放强度负相关，且人口老龄化通过劳动生产率对碳排放强度的直接效应小于总效应，因此劳动生产率在人口老龄化与碳排放强度之间具有部分中介效应，为 30.20%。

4)样本期内，人口老龄化与劳动力质量负相关，劳动力质量与碳排放强度负相关，且人口老龄

化通过劳动生产率对碳排放强度的直接效应小于总效应,因此劳动力质量在人口老龄化与碳排放强度之间具有部分中介效应,为 17.82%。

5)样本期内,人口老龄化与男性劳动参与率负相关,男性劳动参与率与碳排放强度正相关,且人口老龄化通过男性劳动参与率对碳排放强度的直接效应大于总效应,因此男性劳动参与率在人口老龄化与碳排放强度之间具有遮掩效应,为 28.17%。

6)样本期内,人口老龄化与女性劳动参与率负相关,女性劳动参与率与碳排放强度正相关,且人口老龄化通过女性劳动参与率对碳排放强度的直接效应大于总效应,因此女性劳动参与率在人口老龄化与碳排放强度之间具有遮掩效应,为 12.10%。相较于男性劳动参与率,人口老龄化对女性劳动参与率影响较小,,分别为-0.122、-0.056,女性劳动参与率对碳排放强度的影也更小,分别 0.492、0.376。

5.2 建议

重视人口老龄化对碳排放强度的影响,在劳动年龄人口下降的趋势下,加强教育与技能培训,提高劳动力效率与劳动力质量,提升劳动力正向的边际效益,在保持经济稳定增长的前提下减少碳排放量。同时关注男性劳动参与率与女性劳动参与率,大力发展养老产业与老年人福利设施建设,在人口老龄化通过劳动参与率的“挤出效应”减少碳排放量与 GDP 负影响之间达到一个均衡点。

参考文献

[1] 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.

[2] 吴昊,车国庆. 中国人口年龄结构如何影响了地区碳排放?: 基于动态空间 STIRPAT 模型的分析[J]. 吉林大学社会科学学报, 2018, 58(3): 67-77, 204-205.

[3] 李楠,邵凯,王前进. 中国人口结构对碳排放量影响研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2011, 21(6): 19-23.

[4] 穆怀忠,张梦遥. 人口老龄化、经济增长与环境污染关系研究[J]. 经济问题探索, 2016(9): 11-17.

[5] 刘辉煌,李子豪. 中国人口老龄化与碳排放的关系: 基于因素分解和动态面板的实证分析[J]. 山西财经大学学报, 2012, 34(1): 1-8.

[6] 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(4): 9-18.

[7] 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(2): 47-56, 111.

[8] 杨帆,路正南. 城镇化进程中人口结构对碳排放的影响分析: 以江苏省为例[J]. 物流工程与管理, 2019, 41(4): 130-135.

[9] 刘健强,马晓钰. 人口老龄化、产业结构升级与碳排放: 基于 STIRPAT 模型的空间计量分析[J]. 金融与经济, 2021(7): 54-62.

[10] 李建森,张真. 上海市人口老龄化对碳排放的影响研究[J]. 复旦学报(自然科学版), 2017, 56(3): 273-279, 289.

[11] 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, 38(9): 89-93.

[12] 刘晓敏,李新爱. 老龄化与碳排放: 消费效应还是生产效应?: 基于 2002—2017 年中国省级面板数据的实证研究[J]. 科技和产业, 2021, 21(3): 54-60.

[13] 呼倩. 中国人口老龄化的劳动供给效应: 基于省级面板数据的分析[J]. 广东财经大学学报, 2019, 34(4): 33-48.

[14] 周浩,刘平. 中国人口老龄化对劳动力供给和劳动生产率的影响研究[J]. 理论学刊, 2016(3): 106-110.

[15] 周祝平,刘海斌. 人口老龄化对劳动力参与率的影响[J]. 人口研究, 2016, 40(3): 58-70.

[16] 郑石明,邹克,李红霞. 绿色发展促进共同富裕: 理论阐释与实证研究[J]. 政治学研究, 2022(2): 52-65, 168-169.

[17] 温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.

Population Aging and Carbon Emission Intensity:
Mediating and masking effects based on labor supply

LIU Lingling

(Jiangsu Provincial Party School of CPC, Nanjing 210009, China)

Abstract: Based on the inter-provincial panel data from 2003 to 2020, using fixed-effects model and dynamic GMM(generalized method of moments) model, the relationship between population aging and carbon emission intensity is analyzed. The role of working-age population, labor productivity, labor quality and labor participation rate in the path between population aging and carbon emission intensity is analyzed by using mediating effect model. The results show that the relationship between population aging and carbon emission intensity is inverted U-shaped. The mediating effect of working age population is not significant, labor productivity and labor quality have partial mediating effects, male labor participation rate and female labor participation rate have masking effects.

Keywords: population aging; carbon emission intensity; dynamic GMM(generalized method of moments) model; mediating effect; masking effect