

人口年龄结构影响了中国碳排放吗？ ——基于 30~49 岁人口的实证研究

田成诗, 郝 艳

摘 要: 基于 1990 年、1995 年、2000 年、2005 年和 2010 年面板数据, 利用扩展的 STIRPAT 模型实证分析 30~49 岁年龄人口比重对我国碳排放的影响。结果显示, 30~49 岁年龄人口比重、人口规模、人均 GDP 和城市化率对碳排放有显著正影响。在此基础上, 考虑到人口年龄结构具有内生性的可能, 又引入滞后出生率为工具变量做两阶段最小二乘估计。结果显示, 30~49 岁年龄人口比重对碳排放的影响效应有所减小, 但仍高于人口规模、城市化率对碳排放的影响。因此, 降低碳排放不仅要考虑技术层面, 也应关注人口年龄结构尤其是主要工作人口即 30~49 岁年龄人口的影响。

关键词: 人口年龄结构; 碳排放; 30~49 岁年龄人口比重; 两阶段最小二乘

中图分类号: F124.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2016)05-0042-10

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.2016.05.005

近年来, 国内外学者已将人口地理密度和规模等作为解释变量纳入碳排放预测模型, 但对人口年龄结构的重视不够。人口年龄结构从生产和消费两个渠道共同影响着碳排放, 就生产渠道来说, 生产随就业或劳动年龄人口增加而增长; 从消费渠道来说, 人类消费随年龄的增加而增长, 在主要工作年龄阶段其消费达到顶峰, 随后缓慢下降。本文将研究集中于主要工作年龄人口结构上, 根据人口学理论及中国实际, 将人口主要工作年龄设定为 30~49 岁, 对其碳排放效应开展研究。这将有助于揭示碳排放的内在机制以及是否应将人口年龄结构纳入未来碳排放预测。同时, 从未来碳减排责任和与国际谈判角度来讲, 对人口年龄结构的碳排放效应的预研也是必要的。

一、文献综述

近年来, 国外学者已明确将人口年龄结构纳入碳排放研究中。Liddle 等将人口年龄划分为 20~34 岁、35~49 岁、50~64 岁、65~79 岁四个年龄组研究人口年龄分布对碳排放的影响, 研究表明, 人口年龄结构对碳排放影响显著^[1]。Fan 等的研究表明, 工作年龄人口 (15~64 岁) 占总人口的比重与碳排放量在高收入国家呈负相关关系, 在低收入国家呈正相关关系^[2]。Shi 在碳排放模型中加入了劳动年龄人口比重后的实证分析表明, 劳动年龄人口比重与碳排放呈正相关关系^[3]。Dalton 分析发现, 在未来人口压力较小的假设下, 人口老龄化将对碳排放起抑制作用且抑制效果超过技术进步^[4]。Tobi-

基金项目: 国家社科基金重大项目“基于增加值率的中国经济增长质量研究”(14ZDB130); 辽宁省社科基金项目“新一轮东北振兴背景下辽宁海陆经济协调发展及对策研究”(L15BJY017)

作者简介: 田成诗, 东北财经大学统计学院教授、博士生导师 (辽宁 大连 116025); 郝艳, 东北财经大学统计学院硕士研究生

as 等对欧盟 26 个国家所做的实证分析显示, 碳排放随老年人口的增加而增加。他们认为, 研究碳排放驱动因素时, 没有理由将年龄因素排除于结构模型^[5]。Cole 等利用静态面板数据分析了人口与碳排放的关系。分析表明, 15~64 岁人口比重与碳排放存在正相关关系^[6]。Cutler 等认为, 人口老龄化问题会引起总储蓄率下降、人均资本和消费增高, 进而转化为更高碳排放^[7]。

国内学者近年来在人口年龄对碳排放的驱动作用研究方面也取得一定进展。马晓钰等认为, 影响碳排放的最主要原因是人口规模, 其次是城市化水平和人口年龄结构。其所说的人口年龄结构为 15~64 岁人口占总人口的比重^[8]。王星等发现, 劳动年龄人口对碳排放的驱动最显著, 其劳动年龄人口指的是 15~64 岁人口^[9]。彭希哲认为, 人口年龄结构的变化对我国碳排放的影响已超过人口规模^[10]。王芳基于跨国面板数据的研究指出, 人口年龄结构尤其是人口老龄化程度对碳排放的影响呈倒“U”型^[11]。付云鹏认为, 人口年龄结构(15~64 岁)对碳排放的影响为负效应且小于人口规模对碳排放的影响^[12]。宋杰鲲认为, 人口年龄结构对碳排放有一定影响, 15~64 岁人口占总人口比重越大, 消费能源和资源就越多, 而人口年龄对碳排放的影响具有不确定性^[13]。尽管多数学者认为, 人口老龄化有利于减少碳排放, 但也有部分学者得出了相反结论。李楠等的研究表明, 人口老龄化对碳排放有负影响, 从长期看, 老龄化速度加快没有对碳排放起抑制作用^[14]。刘辉煌等认为, 人口老龄化是近年来中国人均碳排放增加的重要原因^[15]。

综上所述, 目前在碳排放的人口年龄结构效应方面的研究多是按 0~14 岁、15~64 岁以及 65 岁以上的分类原则将人口划分为少年人口、中年人口和老年人口来研究不同年龄阶段的碳排放效应, 只能了解较大范围年龄段的人口年龄结构的碳排放效应, 对影响碳排放最为明显的主要工作年龄段的研究较少, 即使有也是将工作年龄人口定义为 15~64 岁, 范围大且不符合我国社会生产生活实际。同时, 在研究技术方面, 由共同影响因素所导致的自变量和因变量的自相关性使得最小二乘估计出现较大偏差问题在国内文献中也较少考虑, 一定程度上影响了实证分析的有效性。基于此, 本文将工作人口年龄限定为 30~49 岁, 研究我国主要工作年龄人口结构对碳排放的影响; 同时考虑了人口年龄结构的内生性, 引入滞后出生率为工具变量, 采用两阶段最小二乘估计 30~49 岁年龄人口分布对碳排放的影响, 从而保证了分析结果的客观性。

二、理论框架、模型设定与数据来源

(一) 理论框架与模型设定

尽管本文的主要目的是研究人口年龄结构的碳排放效应, 但若只对人口年龄结构和碳排放二者做简单回归, 会由于异方差等导致参数估计的偏误, 故需要建立多因素理论模型。在碳排放驱动因素研究中, 应用最广泛的是 Dietz 等提出的 STIRPAT 模型^[16]:

$$I = \alpha P^\beta A^\gamma T^\lambda \mu \quad (1)$$

其中, I 为环境所受的影响, 通常用碳排放量表示; P 为人口规模, A 为经济发展水平, T 为技术水平。 α 、 β 、 γ 、 λ 为未知参数, μ 为随机扰动。

对 STIRPAT 模型两边取对数, 得:

$$\ln I = \ln \alpha + \beta \ln P + \gamma \ln A + \lambda \ln T + \ln \mu \quad (2)$$

由于式 (2) 忽略了人口年龄结构等对碳排放的影响, 故继续将对数 STIRPAT 模型做如下扩展:

$$\ln CO_{2i,t} = c + \gamma \omega s_{i,t} + \theta \ln p_{i,t} + \beta \ln GDP_{i,t} + \chi P_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, $\ln CO_{2i,t}$ 为 i 地区第 t 年碳排放量的对数值, $\omega s_{i,t}$ 为 i 地区第 t 年的 30~49 岁人口占该地区总人口的比重, $\ln p_{i,t}$ 为 i 地区第 t 年人口规模的对数值, $\ln GDP_{i,t}$ 为 i 地区第 t 年人均 GDP 的对数值, $P_{i,t}$ 为 i 地区第 t 年的城市化率, $\varepsilon_{i,t}$ 为未考虑的随机因素对碳排放的影响。式 (3) 中, 碳排

放量和 30~49 岁人口占该地区总人口的比重分别为因变量和自变量, 人口规模、人均 GDP 和城市化率为控制变量。

由于在实证分析中, 我们使用的是面板数据, 故在式 (3) 的基础上, 分别设定固定时间效应、固定个体效应及固定时间个体效应模型:

$$\ln CO_{2i,t} = c + \rho_t + \gamma ws_{i,t} + \theta \ln tp_{i,t} + \beta \ln GDP_{i,t} + \chi P_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$\ln CO_{2i,t} = c + \alpha_i + \gamma ws_{i,t} + \theta \ln tp_{i,t} + \beta \ln GDP_{i,t} + \chi P_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$\ln CO_{2i,t} = c + \rho_t + \alpha_i + \gamma ws_{i,t} + \theta \ln tp_{i,t} + \beta \ln GDP_{i,t} + \chi P_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (6)$$

考虑到可能存在时间等某些不包含在回归模型中的因素会同时影响碳排放和人口年龄结构, 如较长的经济繁荣就可能引起交通或房地产消费等增加, 进而导致碳排放增加; 同时, 经济繁荣会吸引更多年轻人的迁移和流入, 导致人口年龄结构的变化。这些排除在模型外的共同因素可能导致式 (3) 中因变量与自变量产生自相关, 自相关会使最小二乘估计误差增大, 参数估计有偏且为非一致估计。为解决上述可能存在的问题, 我们寻找人口年龄结构的工具变量。由于 30~49 岁年龄人口比重取决于过去人口出生率, 且碳排放不受过去人口出生率的影响; 同时, 理论模型中的控制变量与过去人口出生率的相关性也不强, 故将过去人口出生率作为工具变量是合适的。为此, 引入 10 年前、20 年前和 30 年前人口出生率为 30~49 岁年龄人口比重的工具变量, 得到:

$$ws_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_i + \lambda_1 birth10_{i,t} + \lambda_2 birth20_{i,t} + \lambda_3 birth30_{i,t} + \theta \ln tp_{i,t} + \beta \ln GDP_{i,t} + \chi P_{i,t} + \nu_{i,t} \quad (7)$$

其中, 工具变量 $birth10$ 、 $birth20$ 和 $birth30$ 分别为各地区 t 年前 10 年、20 年和 30 年的人口出生率, 其余变量的定义与方程 (3) 相同。

(二) 变量说明和数据来源

由于数据可得性的原因, 本文的样本数据为全国 30 个省市自治区 (除西藏外) 的平衡面板数据, 样本期为 1990 年、1995 年、2000 年、2005 年和 2010 年, 分别对应第四次、第五次和第六次全国人口普查和每五年一次的 1% 人口抽样调查年份。

由于我国没有二氧化碳排放量的公开官方数据, 故本文按照地区能源使用量推算。根据 IPCC 和国家发改委能源研究所的规定, 选取煤炭、焦炭、原油、汽油等造成碳排放较大的八种能源核算各省市自治区的碳排放量。能源消费量数据来源于历年的《中国能源统计年鉴》, 且统一折算成万吨标准煤。折算方法参考《中国能源统计年鉴》附表中“各种能源折算成标准煤的参考系数”。

$$CO_2 = \sum_{i=1}^8 E_i \times F_i \quad (8)$$

其中, E_i 为各能源使用量, F_i 为各能源的二氧化碳排放系数。

解释变量 (ws) 为 30~49 岁年龄人口比重, 用各省份 30~49 岁人口占其总人口的比重表示。数据来源于历年的《中国人口统计年鉴》、第四、第五和第六次全国人口普查以及 1995 年和 2005 年的全国 1% 人口抽查数据。

为研究人口年龄结构变动对碳排放的影响, 除了考虑 30~49 岁年龄人口比重之外, 还引入其他可能影响碳排放的变量作为控制变量: (1) 人口规模 (tp)。一般来说, 人口规模越大, 碳排放越多。人口规模为地区年末人口总量, 数据来源于历年《中国人口统计年鉴》。(2) 经济发展水平 (GDP)。经济发展水平的代表指标为人均 GDP。一个地区的经济发展水平越高, 对能源的需求和消费越多, 碳排放量越高。数据来源于历年《中国统计年鉴》。(3) 城市化率 (P)。城市化率反映了一个地区的城市化水平, 城市化水平的提高一般会导致能源消耗的增加。城市化率由非乡村人口占该地区总人口的比重表示, 数据来源于历年《中国人口统计年鉴》。(4) 滞后出生率 ($birth10$ 、 $birth20$ 和 $birth30$)。出生率指标为工具变量, 分别用 10 年前、20 年前、30 年前的每 1 000 人中出生人口数表示, 数据来源于历年《中国人口统计年鉴》。

三、人口年龄结构的碳排放效应的实证分析

(一) 人口年龄结构对碳排放影响的初步分析

我们利用 30~49 岁人口比重与碳排放的散点图初步判断二者是否存在关联。全国的碳排放量与 30~49 岁年龄人口平均比重的关系如图 1 所示。这里年龄人口平均比重为所有样本年份各省市自治区 30~49 岁人口占其总人口比重的均值。由图 1 可见, 我国碳排放量与 30~49 岁人口比重表现出同期增长的趋势。这初步表明, 从总体上看, 30~49 岁人口比重对碳排放有正向的影响作用。

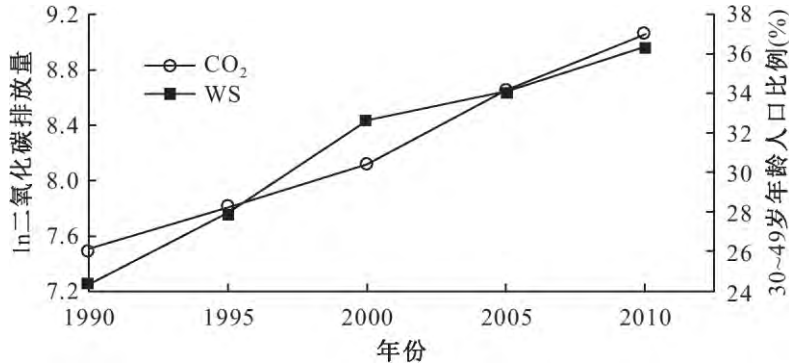


图 1 我国对数碳排放量的均值和 30~49 岁年龄人口平均比重

注: 数据来源于历年《中国能源统计年鉴》、《中国人口统计年鉴》。

考虑到我国地区间在人口年龄结构及碳排放上可能存在较大差异, 故进一步从地区角度考察人口年龄结构变动与碳排放的关系。我国部分地区碳排放和 30~49 岁年龄人口比重的关系如图 2 所示。这里选择北京、河北、山西、广东、河南、贵州、新疆及海南为代表地区, 是由于它们在全国地区中具有某种代表意义。选取北京和河北是考虑到这两个地区的雾霾较为严重; 山西是我国主要煤炭产地; 广东以轻工业和服务业发展为主, 经济发达, 碳排放和人口年龄分布关系可能特殊; 河南为人口和农业大省, 属于工业经济相对不发达的中部地区; 贵州和云南属于经济欠发达的西部地区, 新疆和海南是碳排放相对较少的省份, 对西部地区和以旅游为支柱产业的省份来说可能具有一定参考价值。

由图 2 可见, 对于大部分省份来说, 无论经济发达、农业相对发达、旅游产业发达还是经济欠发达地区, 碳排放与 30~49 岁人口比重均呈同步增长趋势。当然, 个别省市的个别年份除外, 如北京 2010 年的 30~49 岁年龄人口比重减少但碳排放增加。总体来说, 碳排放与 30~49 岁人口比重为同向增加关系, 这进一步表明了 30~49 岁人口比重对碳排放的正向影响。

(二) 人口年龄结构的碳排放效应: 直接分析

1. 模型选择。由于本文的样本数据为面板数据, 故首先通过 Hausman 检验进行模型的固定效应和随机效应的选择。Hausman 检验结果显示, 固定效应模型较为合适^①。这样, 人口年龄结构对碳排放影响有个体固定效应、时点固定效应和个体时点固定效应三个候选模型。时点固定效应模型 (4)、个体固定效应模型 (5) 和个体时点固定效应模型 (6) 的拟合结果如表 1 所示。由表 1 可见, 模型 (4) 中, 城市化率对碳排放的影响不显著, 人均 GDP 对碳排放的影响为负, 与实际情况不符; DW 值为 0.429 8, 存在自相关问题, 模型估计效果不好, 应剔除。模型 (6) 中, DW 值为

^① 由于篇幅所限, 这里没有列出具体的检验结果。

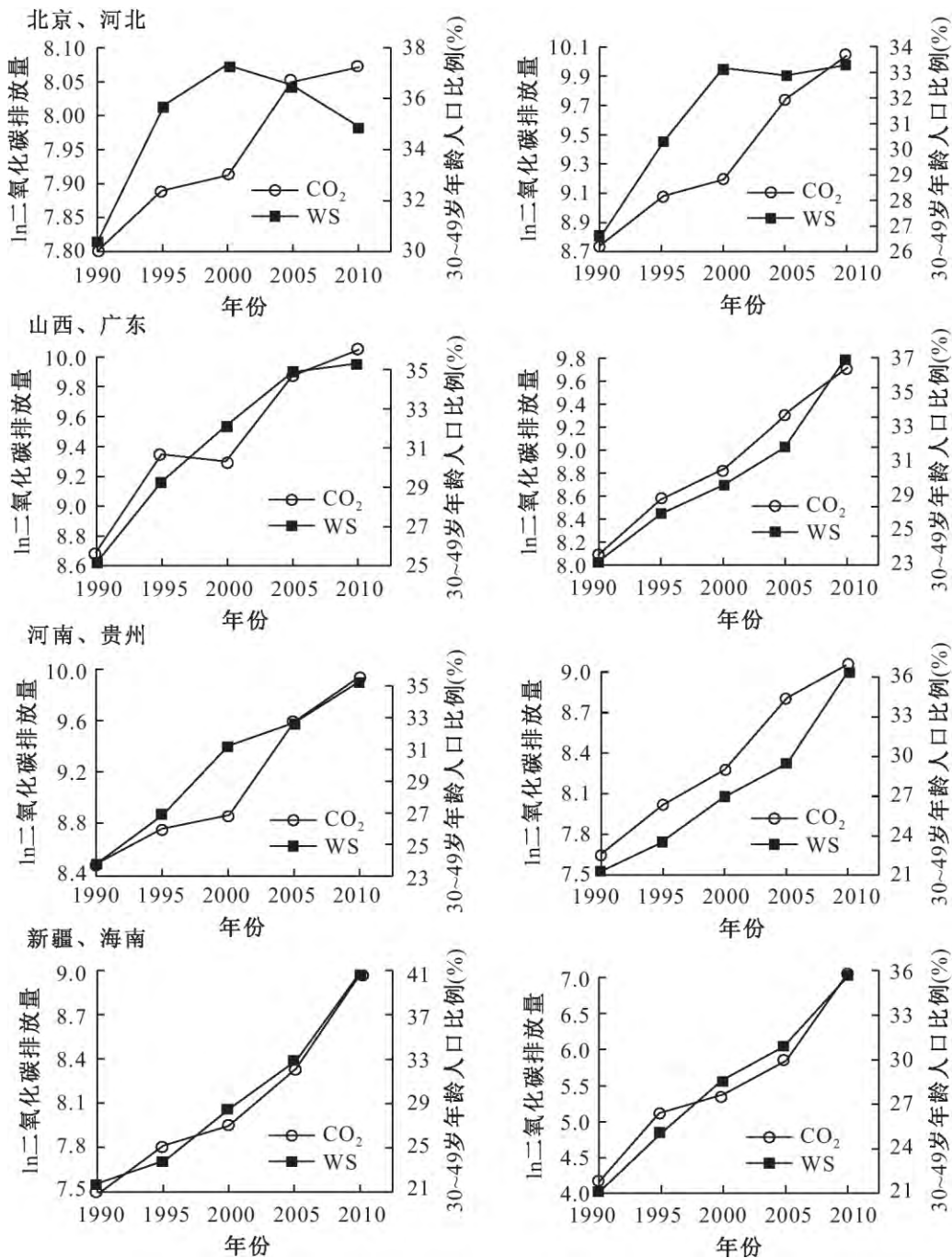


图2 部分省份对数碳排放量和30~49岁年龄人口比重

注: 数据来源于历年《中国能源统计年鉴》和《中国人口统计年鉴》。

1. 460 8, 存在自相关, 模型估计效果不佳, 应剔除。模型 (5) 中, 各变量对碳排放的影响显著且均为正, 符合经济意义; 不存在自相关和多重共线性等问题, 初步认为选择该模型较好。进一步的 F 检验结果也确认了模型 (5) 为最佳模型。

综上, 我们选择模型 (5) 即个体固定效应模型分析 30~49 岁人口比重对碳排放的影响。

2. 结果分析。由表 1 可见, 模型 (5) 的 R^2 为 0.932 7, 拟合效果好。我们所关注的变量 30~

表 1 候选模型的拟合结果

变量	模型 (4)	模型 (5)	模型 (6)
C (常数)	-0.821 7 (-1.925 9)*	1.845 7 (5.556 0)***	0.077 0 (0.356 5)
ωs	0.109 7 (5.257 8)***	0.096 6 (11.936 7)***	0.038 5 (4.188 0)***
$\ln t p$	0.538 3 (11.006 0)***	0.065 0 (4.590 5)***	0.180 6 (7.272 7)***
$\ln GDP$	-0.308 7 (-2.560 0)***	0.094 0 (4.551 6)***	0.419 1 (7.693 1)***
P	0.000 9 (0.238 8)	0.054 3 (11.936 7)***	0.028 1 (4.550 3)***
R^2	0.819 7	0.9327	0.985 1
DW	0.429 8	2.0851	1.460 8
F 统计量	80.155 6	48.678 7	200.178 7

注:***、**、* 分别表示参数在 1%、5%和 10%水平上显著, 括号内数字为 t 统计量; 数据来源于历年《中国统计年鉴》和《中国人口统计年鉴》。

49 岁年龄人口比重以及控制变量人口规模、人均 GDP 和城市化率都对碳排放有正向影响作用且在 1%水平上显著, 它们共同驱动了碳排放的增加。其中, 30~49 岁年龄人口比重每增加 1 个单位, 碳排放增加 0.096 6 个单位; 人口规模每增加 1 个单位, 碳排放增加 0.065 0 个单位; 人均 GDP 每增加 1 个单位, 碳排放增加 0.094 0 个单位; 城市化率每增加 1 个单位, 碳排放增加 0.054 3 个单位。

这些变量对碳排放的正向影响作用不难理解: 人口规模越大, 能源使用量就增加, 二氧化碳排放越多; 人均 GDP 增长意味着经济发展水平的提高, 经济发展离不开能源消耗, 能源消耗越多, 碳排放越多; 城镇化水平提高意味着人民生活水平和消费的增长, 进而导致能源消耗和碳排放增加也是显然的; 30~49 岁人口比重的增加即主要工作年龄人口比重的增加, 进而通过生产行为和消费行为两个渠道导致碳排放增加。值得注意的是, 30~49 岁年龄人口比重相对于人口规模、人均 GDP、城市化率来说, 对碳排放的影响更明显。

(三) 人口年龄结构的碳排放效应: 引入工具变量的分析

为消除潜在的参数估计偏差, 在模型 (5) 的基础上, 我们引入 10 年前、20 年前和 30 年前滞后出生率为工具变量, 采用两阶段最小二乘重新做参数估计。

1. 第一阶段的估计结果。方程 (7) 为两阶段最小二乘的第一阶段, 模型中因变量为 30~49 岁年龄人口比重, 工具变量包括 10 年前、20 年前和 30 年前出生率; 控制变量包括人均 GDP、人口规模和城市化率, 最小二乘估计的第一阶段的拟合结果如表 2 所示。

由表 2 可见, 模型的拟合优度为 0.798 6, 拟合效果较好, 三个工具变量对 30~49 岁年龄人口比

表 2 第一阶段的估计结果

出生率	30~49 岁年龄人口比重	碳排放量
10 年前	0.298 2 (3.432 1)***	0.032 0 (2.095 6)**
20 年前	-0.422 0 (-10.277 5)***	-0.028 2 (-3.903 3)***
30 年前	-0.075 2 (-2.269 0)**	-0.006 5 (-1.108 5)
R^2	0.798 6	0.876 1

注:***、**、* 分别表示参数在 1%、5%和 10%水平上显著, 括号内数字为 t 统计量; 数据来源于历年《中国统计年鉴》和《中国人口统计年鉴》。

重都在 5% 水平上显著。滞后出生率对 30~49 岁年龄人口比重有显著影响, 其中, 10 年前出生率对 30~49 岁年龄人口比重有正向影响, 影响系数为 0.298 2, 即 10 年前出生率每增加 1 个单位, 30~49 岁人口比重增加 0.298 2 个单位; 20 年前、30 年前出生率对 30~49 岁人口比重的影响为负, 影响系数分别为 -0.422 0 和 -0.075 2。作为工具变量的滞后出生率需要具有外生性, 应不受模型中控制变量的影响, 尤其是人均 GDP。如果过去人均 GDP 水平影响过去的出生率和现在的碳排放, 则出生率就不是外生的。在这种情况下, 出生率的回归系数应有相同符号, 但 20 年前、30 年前出生率的系数为负, 10 年前出生率为正, 因此, 人均 GDP 指标并不会影响出生率的外生性。出生率指标为外生的, 表明工具变量的选择是科学的。

由表 2 还可以看出, 滞后出生率对碳排放的影响与第一阶段滞后出生率对 30~49 岁年龄人口比重的影响形式相同, 都是 10 年前出生率为正影响, 20 年前、30 年前出生率为负影响。这表明, 滞后出生率通过对 30~49 岁年龄人口比重的影响间接对碳排放产生影响。所以, 在考虑人口年龄结构对碳排放的影响时, 应将出生率考虑进来。

2. 第二阶段的估计结果。在加入滞后出生率为工具变量后, 重新拟合模型 (5) 的估计结果如表 3 所示。由表 3 可见, 模型的可决系数为 0.927 6, 拟合效果较好。30~49 岁年龄人口比重、人口规模、人均 GDP 和城市化率对碳排放的影响均在 1% 水平上显著。30~49 岁年龄人口比重对碳排放的影响系数为 0.072 7, 30~49 岁人口比重每增加 1 个单位, 碳排放增加 0.0727 个单位, 由于该年龄段是我国人口的主要工作年龄, 消费能力较强, 对碳排放影响最为显著。人口规模对碳排放的影响系数为 0.071 7, 人口规模每增加 1 个单位, 碳排放增加 0.071 7 个单位, 碳排放随着人口规模的增加而增加。人均 GDP 碳排放的影响系数为 0.120 4, 人均 GDP 每增加 1 个单位, 碳排放增加 0.120 4 个单位, 人均 GDP 反映了人们生活水平和经济发展水平, 当人均 GDP 增加时, 生产和消费的增加促使碳排放增加。城市化率对碳排放的影响系数为 0.065 4, 城市化率每增加 1 个单位, 碳排放增加 0.065 4 个单位。现阶段, 我国城市化水平的提高促使碳排放增加。

3. 与未引入出生率的估计结果的区别。在引入滞后出生率的两阶段最小二乘估计下, 30~49 岁年龄人口比重对碳排放的影响系数为 0.072 7, t 统计量为 6.411 6, 在 1% 水平上显著。与一般最小二乘估计相比, 30~49 岁年龄人口比重的碳排放效应估计值减少了 0.023 9, 虽然从数值上看差异很小, 但对碳排放的影响来说是明显的。30~49 岁人口比重每增加 1%, 二者对碳排放影响的差距为 2.39%。这说明, 工具变量通过影响 30~49 岁年龄人口比重进而影响碳排放。引入滞后出生率后, 30~49 岁年龄人口比重对碳排放的影响机理更加准确。首先, 模型可能存在遗漏变量等问题, 在引入工具变量后得到很好解决; 其次, 尽管滞后出生率对碳排放没有直接作用, 但从第一阶段的估计结果看出, 滞后出生率对人口年龄结构的影响是显著的, 所以过去出生率通过影响 30~49 岁年龄人口比重间接对碳排放产生影响。同时, 随着我国生育政策的变化, 出生率会更加明显地影响人口结构进而推动碳排放水平的改变。因此, 加入出生率的两阶段最小二乘估计结果更具说服力, 这也为今后通过出生率预测碳排放变化提供了一定的理论支持。

(四) 稳健性检验

若模型的估计结果随参数设定的变化而变化, 则表明该模型不稳健, 该模型的分析结果可能存

表 3 第二阶段的估计结果

变量	2SLS
C (常数)	1.933 6 (5.594 6)***
ωs	0.072 7 (6.411 6)***
$\ln t p$	0.071 7 (4.835 1)***
$\ln GDP$	0.120 4 (5.232 9)***
P	0.065 4 (5.935 5)***
R^2	0.927 6

注: ***, **, * 分别表示参数在 1%、5% 和 10% 水平上显著, 括号内数字为 t 统计量; 数据来源于历年《中国统计年鉴》和《中国人口统计年鉴》。

在偏差。为验证本文实证分析的有效性, 通过改变年龄和样本容量来验证模型的稳健性。模型的稳健性检验结果如表 4 所示。

表 4 模型的稳健性检验

	碳排放量					
	基线(1)	包括 25~29(2)	包括 50~54(3)	更多年龄组合(4)	更少省份(5)	35 年前出生率(6)
30~49 岁(ws)	0.0727 (6.4116)***	0.0960 (11.5681)***	0.1044 (12.5835)***	— —	0.0716 (11.0587)***	0.0731 (11.4306)***
20~30 岁	—	—	—	-0.1073 (-4.7418)***	—	—
50~65 岁	—	—	—	0.1277 (5.0063)***	—	—
65 岁以上	—	—	—	0.2258 (6.5951)***	—	—
F-统计量	24.7401	45.0546	57.7114	—	42.0107	45.5299
省市自治区个数	30	30	30	30	27	27
观测值个数	150	150	150	150	135	135

注: ***、**、* 分别参数表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著, 括号内数字为 t 统计量; 数据来源于历年《中国统计年鉴》和《中国人口统计年鉴》。

由于不同年龄的人口由于生产、消费所产生的碳排放可能不同, 故我们将自变量 30~49 岁年龄人口比重做年龄划分上的扩展与改变, 但仍采用两阶段最小二乘估计人口年龄结构对碳排放的影响。首先在原年龄段上进行扩展, 将模型 (5) 中年龄段由 30~49 岁扩展到 25~49 岁。两阶段最小二乘回归系数由 0.0727 变为 0.0960; 将年龄段扩展到 30~54 岁, 两阶段最小二乘回归的估计值为 0.1044。然后还对其他年龄段组合: 20~30 岁、50~65 岁以及 65 岁以上作为解释变量进行回归, 但为避免共线性的影响, 更年轻的年龄段 0~19 岁不作考虑。由表 4 可见, 与本文研究的年龄段相近的 25~49 岁、30~54 岁的估计系数虽然发生一定程度的改变, 但变化范围不大, 符号也没有发生改变, 且均在 1% 水平上显著。而将自变量变为与 25~49 岁相差范围偏大的年龄段如 20~30 岁、50~65 岁以及 65 岁以上时, 人口比重对碳排放的影响系数的估计值则变化较大, 20~30 岁年龄人口比重的估计系数的符号甚至发生了改变。上述检验结果表明, 30~49 岁年龄人口比重对碳排放的影响模型稳健性良好。

再将 35 年前出生率作为新的工具变量加入到原工具变量进行两阶段最小二乘, 得出人口年龄结构的碳排放影响系数估计值为 0.0731, 估计结果变化不大。该结果为剔除了部分省份的估计, 因为海南、重庆、天津成立时间较晚, 在工具变量 10 年前、20 年前、30 年前出生率的基础上, 再将 35 年前出生率加为工具变量后, 部分出生率数据缺失, 因此需在原 30 个省市自治区中将这三个省份剔除, 省份缩减为 27 个, 其他变量的定义及数据来源不变。此外, 我们还对不加入新的工具变量, 只剔除海南、重庆和天津后做两阶段最小二乘法估计, 此时影响系数为 0.0716, 估计结果依旧具有稳健性。可以说, 无论剔除部分数据还是加入新的工具变量, 影响系数的估计值均显著, 且符号和参数大小也没有发生明显变化。

多角度的检验表明, 30~49 岁年龄人口比重对碳排放的影响通过了稳健性检验。虽然将某些变量及数据进行改变时, 影响系数的估计值发生变化, 但均显著且统计意义明显, 故有理由利用本文模型做 30~49 岁年龄人口比重对碳排放影响的实证研究。

四、结论与政策启示

(一) 主要结论

1. 30~49岁人口比重的碳排放效应显著且为正。30~49岁年龄人口为我国主要工作人口,此年龄段人口拥有高生产、高消费的特征,对于碳排放增加有重要影响。随着收入水平的提高,30~49岁人口消费能力最强,是社会消费的主力军,消费增长直接或间接地促进了碳排放的增加。稳健性检验显示,加入25~29岁年龄段之后,人口年龄结构对碳排放影响变大,加入50~54岁年龄段后,人口年龄结构对碳排放影响变小,但对碳排放的正向影响没有改变。从而验证了主要工作年龄人口对碳排放的重要影响:该年龄人口的比重越高,则碳排放越高。

2. 滞后出生率通过影响30~49岁人口比重间接影响碳排放。引入滞后出生率后,30~49岁人口比重的碳排放效应系数改变,且10年前出生率为正效应,20年前和30年前出生率为负。这表明生育政策的调整对于未来碳排放有显著影响。

3. 30~49岁人口比重对碳排放的影响超过人口规模和城市化率,成为影响碳排放的主要因素。在经济发展初期及高速发展时期,人口规模等因素对碳排放推动作用明显,但随着经济发展趋于平稳,人口规模等因素的影响相对减弱,人口年龄结构的影响则趋于增强,特别是主要工作年龄人口。

(二) 政策启示

1. 转变消费模式,减少消费所带来的碳排放。30~49岁人口是我国高消费群体,对碳排放影响显著,但依靠减少消费来缓解碳排放增加不仅违背消费者意愿,从促进经济增长转型的角度来说也不可取,因此转变和调整消费模式极为关键。

对于政府来说,应加大鼓励消费者使用低碳产品的力度,对使用环保型产品给予税收优惠或财政补贴。例如,瑞典自2007年开始就对环保型汽车消费者给予每辆约10 000元的补贴。政府还加大公共财政投入,尽力扩大公共交通的规模和便捷性,有效降低碳排放。一直以来,日本大力倡导节能交通体系的建设,如今日本约有27%的交通为轨道运输,最大限度地减少了碳排放。此外,政府还应加大低碳消费方式的宣传力度,倡导居民特别是30~49岁人群树立低碳消费理念,提高环保意识。

对于企业来说,应加大社会服务意识和市场意识,勇于承担建立低碳社会的责任。尤其针对30~49岁人群高收入、高消费的特点,多生产适宜该人群的节能绿色产品。瑞典的许多企业就将环境因素考虑进产品研发中,并建立循环经济体系,大力生产低碳产品,为降低本国碳排放发挥了重要作用。

2. 合理规划大中城市的人口密度,建立城市圈,引导产业人口流动。随着我国城市化进程的加快,部分大中城市人口总量特别是产业人口数量急剧增加,大量的产业人口尤其是主要工作年龄人口集中于城市中心,交通、居住等消费必然导致能源消耗和碳排放增加,这对城市环境特别是大气环境极其不利。

针对这些问题,应借鉴国外成功经验,在城市发展和规划中,密切关注城市人口规模特别是主要工作人口规模,科学引导产业人口流动,减轻大中城市的人口、环境压力。日本在城市化过程中,采取了大力发展卫星城市,积极引导人口、产业疏散等措施,减轻了都市圈的环境压力。韩国先后四次编制国土综合规划和两次首都圈整备计划,制定实施都市计划和地方都市圈战略,积极引导人口、产业和机构扩散,缓解了首都圈人口的过度集聚。

3. 将人口年龄结构因素纳入环境政策制定及碳排放预测中。政府应高度关注人口年龄结构变动对未来碳排放的影响,在能源、环境政策制定中应将人口年龄结构因素考虑在内。此外,在未来

碳排放的预测中,应将人口老龄化、主要工作年龄人口比重降低的人口转变趋势考虑在内。可以预计,随着老龄化程度的加快,主要工作年龄人口的比重的明显降低会减少中国的碳排放,人口因素将降低中国在国际碳减排中的责任。这一点,在碳减排的国际谈判应加以强调。

参考文献

- [1] Liddle, B. Age-structure, urbanization and climate change in developed countries: Revisiting STIRPAT for disaggregated population and consumption related environmental impacts[J]. *Population and Environment*, 2010, (5).
- [2] Fan, Y., L. C. Liu, G. Wu, et al. Analyzing impact factors of CO₂ emissions using the STIRPAT model[J]. *Environmental Impact Assessment Review*, 2006, (4).
- [3] Shi, A. Q. The impact of population pressure on global carbon dioxide emissions, 1975—1999: Evidence from pooled cross-country data[J]. *Ecological Economics*, 2003, (1).
- [4] Dalton, M., L. Jiang, S. Pachauri, et al. *Demographic Change and Future Carbon Emissions in China and India*[Z]. New York: Population Association of America Annual Meeting, 2007.
- [5] Tobias, M., H. Welsch. Population aging and carbon emission in OECD countries: Accounting for life-cycle and cohort effects[J]. *Energy Economics*, 2012, (3).
- [6] Cole, M. A., E. Neumayer. Examining the impacts of demographic factors on air pollution[J]. *Population and Environment*, 2004, (1).
- [7] Culter, D. M., L. F. Katz. Rising inequality? Changes in the distribution of income and consumption in the 1980's[J]. *American Economic Review, Proceedings*, 1992, (2).
- [8] 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, (1).
- [9] 王星, 刘高理. 甘肃省人口规模、结构对碳排放影响的实证分析——基于扩展的 STIRPAR 模型[J]. *兰州大学学报(社会科学版)*, 2014, (1).
- [10] 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, (1).
- [11] 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).
- [12] 付云鹏, 马树才, 宋琪. 人口规模、结构对环境的影响效应——基于中国省际面板数据的实证研究[J]. *生态经济*, 2015, (3).
- [13] 宋杰鲲. 我国二氧化碳排放量的影响因素及减排对策分析[J]. *价格理论与实践*, 2010, (1).
- [14] 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, (6).
- [15] 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, (1).
- [16] Dietz, T., E. A. Rose. Effects of population and affluence on CO₂ emissions[J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the USA*, 1997, (1).
- [17] 朱勤, 魏涛远. 居民消费视角下人口城镇化对碳排放的影响[J]. *中国人口·资源与环境*, 2013, (11).

(责任编辑 朱 蓓)