

社会抚养压力与碳排放

——基于 STIRPAT 模型与岭回归分析

刘玲玲

(中共江苏省委党校, 南京 210009)

摘要:根据 STIRPAT 模型,基于 2003—2019 年省际面板数据,对社会抚养压力与碳排放之间关系进行实证分析,将社会抚养压力细分为老年抚养压力和少儿抚养压力。研究发现:社会抚养压力与碳排放关系不显著;老年抚养压力与碳排放存在“U”形关系;少儿抚养压力与碳排放存在倒“U”形关系。最后将 30 个省(区、市)通过总社会抚养压力的高低与经济发展水平的高低分成 4 个梯队,分别探讨这 4 个梯队的地区中,老年抚养压力、少儿抚养压力与碳排放之间的关系以及回归结果出现不同的原因。

关键词:老年抚养压力;少儿抚养压力;碳排放;岭回归;异质性分析

中图分类号:F205;X24 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-1807(2023)07-0043-07

社会抚养压力正逐年增大。老年抚养压力方面,65 岁以上人口数量增多、高龄人口数量增多。中国自 2005 年始就步入老龄化时代,预计到 2040 年,65 岁及以上老年人口占总人口的比例将超过 20%。同时,老年人口高龄化趋势日益明显,80 岁及以上高龄老人正以每年 5% 的速度增加,到 2040 年将增加到超过 7 400 万人。从少儿抚养压力角度,虽自 1990 年开始,中国的总生育率已经低于生育更替水平(每名女性平均生育 2.1 次),并继续下降,但儿童出生的减少并未减轻少儿抚养压力,优生优育的理念使得儿童平均生育成本剧增。据《中国生育成本报告 2022 版》,全国家庭 0~17 岁孩子的养育成本为 48.5 万元,0 岁至大学本科毕业的养育成本平均为 62.7 万元,2021 年中国人均 GDP 为 80 976 元,把一个孩子抚养到 17 岁相当于人均 GDP 的 6 倍。社会抚养压力的增大必会改变人口的经济活动,从而影响碳排放,而减少碳排放是全球各国面临的严峻挑战,减排任重而刻不容缓,也是中国在联合国气候大会对于 2030 年左右碳排放达到峰值,2060 年前实现碳中和作出的重要承诺。

因此,本文提出并开展社会抚养压力与碳排放量之间的研究,以期在处理社会抚养压力与碳排放之间的关系提供一定的参考。

1 文献综述

关于社会抚养压力对碳排放的影响,通常将社

会抚养压力细分为老年抚养压力和少儿抚养压力,用人口老龄化程度衡量老年抚养压力,用少年儿童占比衡量少儿抚养压力。

关于老年抚养压力对碳排放的影响,部分学者认为人口老龄化的加重会减少碳排放。李楠等^[1]认为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^[2]通过将老年抚养比加入到 EKC(环境库兹涅茨曲线)模型得出老龄化可以对碳排放增加的压力。Dalton 等^[3]以家庭为单位运用美国面板数据认为人口老龄化可以长期减少碳排放。另一部分学者认为人口老龄化会增加碳排放。李昌宝等^[4]运用 PET(人口、环境与技术)模型,从生产、消费、政府 3 个角度得出老龄化与碳排放存在正相关性的结论。刘健强和马晓钰^[5]运用动态 SDM(空间杜宾模型)进行实证分析,认为人口老龄化促进了本地碳排放。李建森和张真^[6]以上海地区样本为基础,认为人口老龄化会增加碳排放。同时,很多学者认为人口老龄化与碳排放之间的关系并不是单纯的线性关系。刘辉煌和李子豪^[7]从国家地区角度,运用 LMDI(对数平均迪氏分解法)和动态面板 GMM(广义矩估计)得出人口老龄化能显著促进碳排放量,且呈倒“U”形态。李飞越^[8]采用改进的 KAYA 恒等式:排放 = 人口 × 人均 GDP × 单位 GDP 能源消耗量 × 单位能耗排放量,利用系统广义

收稿日期:2022-09-30

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。

矩阵(SYS-GMM)和 Driscoll-Kraay 协方差矩阵估计等计量方法,认为人口老龄化与碳排放呈倒“U”形态。王芳和周兴^[9]从全球角度选取美国、日本、英国等9国面板数据基于 KAYA 恒等式分析,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、路正南^[10]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。

关于少儿抚养压力与对碳排放的影响,田成诗等^[11]认为0~14岁年龄段的人口对碳排放有显著正相关性但影响程度较小,吴昊和车国庆^[12]运用2004—2015年30个省市区的面板数据得出少儿抚养比与碳排放呈显著性负相关的结论,认为少年儿童的消费能力较弱,消耗的能量较少,少年儿童的增加会减少碳排放。

综上,老年抚养压力、少儿抚养压力对碳排放的影响方向与形态,学者们的意见各不相同,出现争议的原因多是地区样本数据、经济发展状况^[13]、控制变量的不同,而且对于区域异质性分析主要集中在东中西3个板块。本文选取中国2003—2019年30个省际面板数据(因数据缺失,未包含西藏地区和港澳台地区),处理系统采用 STATA 16 与 SPSS26,从社会抚养压力、老年抚养压力、少儿抚养压力3个角度、6个控制变量探究其对碳排放的影响程度。区域的异质性分析不再区分东中西3个板块,而是将这30个省市区根据高、低社会抚养压力与高、低经济水平划分为4个梯队,分析这4个梯队中,社会抚养压力、老年抚养压力、少儿抚养压力与碳排放之间的关系。

2 模型构建与数据检验

2.1 模型构建

STIRPAT (stochastic impacts by regression on population, affluence, and technology)是可拓展的随机性的环境影响评估模型,通过对人口、财产、技术3个自变量和因变量之间的关系进行评估,公式为

$$I = aP^bA^cT^de \quad (1)$$

式中: P 为人口规模; A 为人均财富; T 为技术水平; e 为随机误差项; a 为模型系数; b 、 c 、 d 分别为人口规模、人均财富、技术水平的因素影响系数。

对式(1)取对数得到

$$\ln I = \ln a + b \ln P + c \ln A + d \ln T + \ln e \quad (2)$$

采用碳排放量 C 作为被解释变量。总抚养比 gdr 替代社会抚养压力;老年抚养比 odr 替代老年抚养压力;少儿抚养比 ydr 替代少儿抚养压力。以2002年为基期,用CPI对人均GDP进行平减得到

rpgdp ,代替人均财富 A 。用城镇化水平 ur 、产业结构升级 inds 、能源结构 es 、人均受教育年限 pea 、开放程度 open 代替技术水平 T ,得到

$$\begin{aligned} \ln C_{it} = & b_0 + b_1 \ln \text{gdr}_{it} + b_2 \ln \text{rpgdp}_{it} + \\ & b_3 \ln \text{ur}_{it} + b_4 \ln \text{inds}_{it} + b_5 \ln \text{es}_{it} + \\ & b_6 \ln \text{pea}_{it} + b_7 \ln \text{open}_{it} + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

式中: b_0 为常数项; $b_1 \sim b_7$ 分别为总抚养比、人均实际GDP、城镇化率、产业结构、能源结构、平均受教育年限、开放程度的回归系数。

只考虑老年抚养比和少年抚养比的情况下,得到

$$\begin{aligned} \ln C_{it} = & c_0 + c_1 \ln \text{odr}_{it} + c_2 \ln \text{ydr}_{it} + c_3 \ln \text{rpgdp}_{it} + \\ & c_4 \ln \text{ur}_{it} + c_5 \ln \text{inds}_{it} + c_6 \ln \text{es}_{it} + \\ & c_7 \ln \text{pea}_{it} + c_8 \ln \text{open}_{it} + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

式中: c_0 为常数项; $c_1 \sim c_8$ 分别为老年抚养比、少儿抚养比、人均实际GDP、城镇化率、产业结构、能源结构、平均受教育年限、开放程度的回归系数。

由于老年抚养比和少儿抚养比可能存在非线性关系,因此加入老年抚养比的平方项、少儿抚养比的平方项以及两者交互项,得到

$$\begin{aligned} \ln C_{it} = & d_0 + d_1 \ln \text{odr}_{it} + d_2 (\ln \text{odr}_{it})^2 + d_3 \ln \text{ydr}_{it} + \\ & d_4 (\ln \text{ydr}_{it})^2 + d_5 \ln \text{odr}_{it} \times \ln \text{ydr}_{it} + \\ & d_6 \ln \text{rpgdp}_{it} + d_7 \ln \text{ur}_{it} + d_8 \ln \text{inds}_{it} + \\ & d_9 \ln \text{es}_{it} + d_{10} \ln \text{pea}_{it} + d_{11} \ln \text{open}_{it} + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

式中: $d_1 \sim d_{11}$ 分别为老年抚养比、老年抚养比的平方项、少儿抚养比、少儿抚养比的平方项、老年与少儿抚养比的交互项、人均实际GDP、城镇化率、产业结构、能源结构、平均受教育年限、开放程度的回归系数; ϵ_{it} 为误差项。

2.2 变量说明与数据来源

以30个省(区、市)的面板数据为样本,以碳排放量为被解释变量,以社会抚养压力、老年抚养压力和少儿抚养压力为核心解释变量,具体变量说明见表1。

2.3 描述性统计

表2为变量描述性统计,样本量均为510,各变量中最大值与最小值相差较大,即全国范围内各省域差距较大,因此后续有必要对地区做异质性分析。

3 结果与分析

3.1 平稳性检验

为避免可能出现的伪回归现象,开始时间序列回归前,先进行平稳性检验,由于本文数据时长为19年,样本个体有30个,即 $T < N$,这里采用短面板数据检验法——ht检验法,由表3可见,碳排放量、总抚养比、老年抚养比、少儿抚养比、城镇化率、人均受教育年限皆0阶平稳且在5%的显著性水平下

表 1 变量说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量单位	变量计算	数据来源
被解释变量	碳排放量	C	10 ⁶ t	选取原煤、洗精煤、原油等 21 种能源碳排放数据之和	中国碳排放核算数据库 (CEADS)
核心解释变量	社会抚养压力	gdr	%	老年人口抚养比与少年儿童抚养比之和	《中国统计年鉴》
	老年抚养压力	odr	%	老年人口数与劳动年龄人口之比	《中国统计年鉴》
	少儿抚养压力	ydr	%	中少年儿童人口数与劳动年龄人口数之比	《中国统计年鉴》
控制变量	实际人均 GDP	rpgdp	元	以 2001 年为基期,根据 GDP 平减指数算出实际人均 GDP	《中国统计年鉴》
	城镇化率	ur	%	城镇人口占总人口之比	《中国统计年鉴》
	能源结构	es	%	煤炭消耗量与其他能源消耗量之比	《中国能源统计年鉴》 《中国统计年鉴》
	产业结构	inds	%	第三产业生产总值与地区生产总值之比	《中国统计年鉴》
	人均受教育年限	pea	年	平均受教育年限=(文盲人数×1+小学学历人数×6+初中学历人数×9+高中和中专学历人数×12+大专及以上学历人数×16)/6 岁以上人口总数	《中国统计年鉴》
	开放程度	open	%	地区进出口总额与地区名义 GDP 总额之比	《中国贸易外经统计年鉴》 《中国统计年鉴》

表 2 变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
C	510	276.70	196.40	15.58	937.10
gdr	510	37.01	6.93	19.27	57.58
odr	510	13.22	3.10	7.01	23.82
ydr	510	23.97	6.96	9.64	44.65
rpgdp	510	26 004	17 525	3 518	108 634
ur	510	52.85	14.27	24.77	89.60
es	510	43.79	15.63	1.21	80.23
inds	510	42.67	9.36	27.41	83.52
pea	510	8.83	0.99	6.23	12.70
open	510	31.96	37.58	1.28	171.10

表 3 变量的单位根检验结果

变量	阶数	<i>t</i>	<i>P</i>	变量	阶数	<i>t</i>	<i>P</i>
ln C	<i>I</i> (0)	0.423 1***	0.000 0	ln ur	<i>I</i> (0)	0.527 6**	0.038 6
	<i>I</i> (1)				<i>I</i> (1)		
ln gdr	<i>I</i> (0)	0.448 5***	0.000 2	ln inds	<i>I</i> (0)	0.641 5	0.795 0
	<i>I</i> (1)				<i>I</i> (1)		
ln odr	<i>I</i> (0)	0.362 0***	0.000 0	ln es	<i>I</i> (0)	0.541 4*	0.073 2
	<i>I</i> (1)				<i>I</i> (1)		
ln ydr	<i>I</i> (0)	0.522 1**	0.029 3	ln pea	<i>I</i> (0)	0.311 2***	0.000 0
	<i>I</i> (1)				<i>I</i> (1)		
ln rpgdp	<i>I</i> (0)	0.946 5	0.999 8	ln open	<i>I</i> (0)	0.637 6	0.768 8
	<i>I</i> (1)				<i>I</i> (1)		

注：*、**、***、分别表示各变量在 10%、5%、1%的显著性水平显著；*I*(0)表示 0 阶单整；*I*(1)表示一阶单整。

显著,人均实际 GDP、产业结构、能源结构、开放程度皆 1 阶平稳且在 1%的显著性水平下显著。

3.2 协整检验

被解释变量 0 阶平稳低于其他解释变量 1 阶平稳,且对于不同阶单整,最高阶单整的变量大于两个,即可以对多变量进行协整检验。表 4 为协整检验结果,采用 KAO(Kaiser-Meyer-Olkin)检验法。

表 4 协整检验——KAO 检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ADF	2.934 3***	2.169 8***	2.839 0***	2.228 78**	2.546 6***
<i>P</i>	0.001 7	0.015 0	0.002 3	0.012 9	0.005 4

注：*、***、分别表示各变量在 5%、1%的显著性水平显著。

由表 4 可知,各变量均在 10%的显著性水平下显著,证明各变量之间存在协整关系,可以对原数据进行回归。

3.3 多重共线性检验

在进行模型的回归前,为消除变量之间可能存在的多重共线性问题,利用方差膨胀因子进行了 VIF 检验,结果见表 5,(1)列~(4)列平均方差膨胀因子小于 5,最大 VIF 大于 10,存在多重共线性,从(5)列开始,4 个梯队模型因为平方项与交互项的加入皆存在严重的多重共线性问题。

3.4 岭回归结果

为解决多重共线性问题,在主成分回归法、偏最小二乘法、岭回归估计法中选取既能保持因变量解释性又能保持 t 实际意义解释性的岭回归估计法。采用 SPSS26 对模型进行估计,输入 $\text{inc}=0.01$ 选取最优 k 值,在 $k=0.5$ 时各变量开始平稳,并能使模型得到最佳拟合效果。表 6 为 $k=0.5$ 时各模型的岭回归结果。

表 5 多重共线性检验结果

变量	VIF				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ln gdr	2.329				
ln odr		1.361		1.446	718.050
(ln odr) ²					382.599
ln ydr			2.157	2.299	713.294
(ln ydr) ²					364.518
ln odr×ln ydr					239.329
ln rp GDP	6.999	6.983	6.246	7.103	7.33
ln ur	11.886	10.321	10.963	11.426	11.67
ln inds	2.300	2.430	2.249	2.513	2.65
ln es	1.957	1.992	2.123	2.138	2.16
ln pea	4.750	4.325	4.456	4.606	4.65
ln open	2.100	2.074	2.118	2.118	2.30
平均 VIF	4.617	4.212	4.330	4.206	222.595

注:最大 VIF 大于 10,平均 VIF 大于 1,则表明存在多重共线性。

表 6 $k=0.5$ 时全国岭回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ln gdr	0.063 (0.670)				
ln odr		0.561*** (7.111)		0.536*** (6.800)	0.287*** (6.868)
(ln odr) ²					0.054*** (6.586)
ln ydr			-0.241*** (-4.132)	-0.196*** (-3.481)	-0.129*** (-4.211)
(ln ydr) ²					-0.031*** (-6.052)
ln odr×ln ydr					0.033** (3.133)
ln rp GDP	0.4033*** (16.376)	0.363*** (15.642)	0.389*** (15.686)	0.353*** (14.998)	0.340*** (14.356)
ln ur	0.073 (1.480)	0.053 (1.051)	-0.068 (-0.134)	-0.030 (-0.061)	-0.017 (-0.340)
ln inds	-0.401*** (-4.290)	-0.528*** (-5.858)	-0.386*** (-4.125)	-0.512*** (-5.711)	-0.541*** (-6.010)
ln es	0.543*** (14.456)	0.533*** (14.651)	0.523*** (14.142)	0.517*** (14.423)	0.512*** (14.311)
ln pea	0.873*** (5.789)	0.889*** (5.949)	0.692*** (4.511)	0.764*** (5.170)	0.753*** (5.053)
ln open	0.019 (0.968)	0.018 (0.972)	0.005 (0.276)	0.009 (0.470)	0.008 (0.447)
常数项	-1.640** (-2.324)	-1.883*** (-3.423)	0.251 (0.410)	-0.559 (-0.965)	-0.147 (-0.231)
F	43.308***	51.045***	43.778***	44.602***	32.880***
调整的 R ²	0.368	0.408	0.370	0.407	0.408

注:**、***分别表示各变量在 5%、1%的显性水平显著;括号内数字为各变量的 t 检验值。

3.5 总体岭回归结果分析

由表 6 可知,(1)列、(2)列、(3)列将社会抚养压力、老年抚养压力、少儿抚养压力作为核心解释变量分别与控制变量进行分组回归,第(4)列根据式(4)剔除社会抚养压力,将老年抚养压力与少儿抚养压力同时加入回归,第(5)列根据式(5)加入老年抚养压力的平方项、少儿抚养压力的平方项以及两者的交互项,式(5)的拟合优度在 5 个模型中较高,说明式(5)最能解释变量之间的关系。

在分组回归下,可以看出社会抚养压力对碳排放的影响并不显著,老年抚养压力与碳排放显著正向关,老年抚养压力每上升 1%,碳排放增加 0.56%;少儿抚养压力与碳排放显著负相关,少儿抚养压力每上升 1%,碳排放减少 0.24%。(4)列同时加入老年抚养压力与少儿抚养压力,老年抚养压力系数降低,少儿抚养压力系数增大,说明总社会抚养压力是在二者作用下正相关而不显著。(5)列加入了平方项与交互项,是老年抚养压力与少儿抚养压力的非线性回归结果,得出老年抚养压力与碳排放呈“U”形态变化,少儿抚养压力与碳排放负相关且呈倒“U”形态。老年人、少年儿童的共同点是不通过生产产生碳排放,而是通过消费产生碳排放。中国 3 次生育高峰分别形成于 1950—1957 年、1962—1972 年、1981—1990 年。前两次生育潮的人口到达 2020 年进入到 70 岁、50 岁,这一代人的生活习惯更偏向于勤俭节约,他们消费水平不高、能源消耗低,有助于降低碳排放。但是随着老龄化的加深,他们对医疗、健康需求增强,用来满足健康方面的消费开支增大,这时他们的经济活动会增加碳排放。同时第三代婴儿潮出生于改革开放崛起年代,他们的消费习惯与前两代不同,更偏向于舒适型生活,当他们步入老年时代,并不会因为生活习惯方面减少碳排放,反而会因为旅游、文化需求而增加碳排放。老年抚养压力增长初期由预期寿命延长引起,老年人口的低生活能耗、低消费水平减少了碳排放,随着老龄化的加深,老年人口医疗保健、娱乐等消费水平增加而增加了碳排放,最终总体呈“U”形态。少儿抚养压力的增加意味着小孩比重的上升与劳动群体的下降,少儿抚养压力增加的初期是由医疗技术提升、新生儿死亡率下降、出生人口增长引起,此时小孩的增多会增加对食品、穿着、医疗、教育的消费,因此会增加碳

排放。少儿抚养压力增加后期,是由于劳动人口下降引起,此时养育负担的增加抑制了劳动人口消费。劳动人口的下降也抑制了消费,从而减少了碳排放,最终呈现倒“U”形。

3.6 地区异质性分析

王钦池^[13]、李刚^[14]根据理论分析,认为人口要素、经济发展程度不一样的国家、地区人口与碳排放的关系存在显著差异,如果忽视不同国家和地区人口及其经济社会发展阶段的差异,将难以合理认识和预测其人口动态对碳排放的影响。

因此,为了分析在不同社会抚养压力与不同经济水平下,老年抚养压力、少儿抚养压力与碳排放之间的关系。如图 1 所示,将样本中 30 个省区市以 2020 年数据为基期,按照高、低社会抚养压力与高、低经济发展水平划分为 4 个梯队。第一梯队为高社会抚养压力高经济水平地区,简称“高-高”地区,第二梯队为高社会抚养压力低经济水平地区,简称“高-低”地区,第三梯队为低社会抚养压力低经济水平地区,简称“低-低”地区,第四梯队为低社会抚养压力高经济水平地区,简称“低-高”地区。

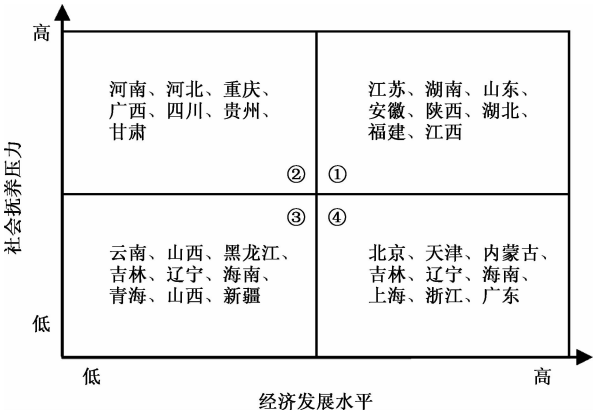


图 1 四梯队分布

做分区域岭回归前,4 个地区样本同样经过了平稳性检验、协整检验,确定了数据的稳定性,通过 VIF 检验发现这 4 个样本存在严重的多重共线性,因此对这 4 个地区根据式(5)采用岭回归分析,结果见表 7。

作为领土面积占世界第三的国家,各省市自然条件、文化环境、经济水平各不相同,使得各地人口结构、城镇化率、产业结构、能源结构等对碳排放的影响也不一样。全国范围内,老年抚养压力与碳排放呈“U”形态,少儿抚养压力与碳排放呈倒“U”形态。

表 7 k=0.5 时分区岭回归结果

变量	第一梯队	第二梯队	第三梯队	第四梯队
ln odr	0.164*** (2.643)	0.231*** (3.886)	0.183** (2.428)	-0.110 (-1.506)
(ln odr) ²	0.036*** (2.909)	0.042*** (3.800)	0.030* (1.915)	-0.010 (-0.672)
ln ydr	-0.205*** (-4.072)	-0.421*** (-6.363)	-0.206*** (-4.501)	0.211*** (4.779)
(ln ydr) ²	-0.031*** (-3.739)	-0.057*** (-5.533)	-0.038*** (-5.100)	0.038*** (4.763)
ln odr×ln ydr	-0.023 (-1.332)	-0.025 (-1.603)	-0.019 (-0.839)	0.046*** (2.990)
ln rpgdp	0.192*** (7.589)	0.203*** (6.523)	0.348*** (6.236)	0.451*** (8.761)
ln ur	0.426*** (5.074)	-0.072 (-0.814)	-0.057 (-0.445)	-0.527*** (-5.780)
ln inds	0.133 (0.716)	-0.590*** (-3.569)	0.090 (0.533)	-0.384*** (-3.775)
ln es	0.138 (1.250)	0.646*** (6.207)	0.814*** (14.227)	0.075* (1.822)
ln pea	1.392*** (4.574)	2.213*** (7.452)	2.297*** (8.417)	-1.325*** (-7.250)
ln open	0.105*** (3.796)	-0.083 (-1.605)	0.109** (2.434)	-0.130*** (4.917)
常数项	-1.779 (-1.435)	0.212 (0.170)	-6.196*** (-5.344)	6.805*** (6.827)
F	12.718***	14.962***	30.586***	15.501***
调整后 R ²	0.488	0.566	0.682	0.612

注：*、**、*** 分别表示各变量在 10%、5%、1% 的显性水平显著；括号内数字为各变量的 t 检验值。

“高-高”“高-低”“低-低”地区老年抚养压力、少儿抚养压力与碳排放之间呈现的形态与全国范围回归结果相同，但“高-高”地区老年抚养压力与少儿抚养压力对碳排放的影响程度相较于其他地区较小，这是因为经济水平较高的地区，人口因素对碳排放的影响程度较低。在经济水平相对较低的地区，人口因素对碳排放的影响较大，如表 7 所示，高社会抚养压力地区比低社会抚养压力地区老年抚养压力与少儿抚养压力对碳排放的影响较大，即第二梯队一阶系数分别为 0.231、-0.421，第三梯队一阶系数为 0.183、-0.206。

“低-高”地区，老年抚养压力对碳排放并不显著，少儿抚养比、压力与碳排放呈“U”形。这是因为包含于第四梯队的北京、天津、上海、浙江、广东等都是国内人口流入地前几名省市，外省劳动人口的大量流入，缓解了城市的老龄化压力，因此这些省市老年抚养压力对碳排放的影响并不显著。作为高经济水平、高人口流入地区，抚养孩子的成本比其他省市大得多，挤占了家庭的其他消费，因此少儿抚养压力增加前期会减少碳排放，少儿抚养压力

增加后期，孩子向劳动年龄的增长又加强了消费，从而增加了碳排放，最终呈“U”形态。

4 结论

根据中国 2003—2019 年 30 个省(区、市)面板数据，将社会抚养压力分解为老年抚养压力和少儿抚养压力两个部分分别讨论。从回归结果来看：①老年抚养压力与碳排放量显著相关，老龄化初期，由预期寿命延长引起，老年人口因为简朴的生活习惯和低消费水平减少碳排放，随着老龄化的加深，老年人口医疗健康、文化、旅游消费增加、独居生活能耗增加，而增加了碳排放，总体呈“U”形；②少儿抚养压力增加初期由医疗技术提升和新生儿死亡率下降引起，此时少年儿童的增多会增加对食品、穿着、医疗、教育的消费，因此增加碳排放，少儿抚养压力增加后期，由劳动人口下降引起，减少了碳排放，最终呈现倒“U”形；③在不同社会抚养压力、不同经济水平的情况下，老年抚养压力、少儿抚养压力对碳排放的影响有差异，“低-高”地区，老年抚养压力与碳排放关系不显著，少儿抚养压力与碳排放呈正“U”形关系，“高-高”地区、“高-低”地区、“低-低”地区与全国范围回归形态一致。

对于全国而言，老年抚养压力的加深会在一定程度上增加碳排放量，少儿抚养压力的增加会减少碳排放。为缓解碳排放压力，应重点关注老年人口对碳排放的影响，因此要注重养老福利设施的建设以减少老年人口的家庭能耗，加强老年人口健康教育与医疗保障，减少医疗消费从而减少碳排放。

参考文献

[1] 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.

[2] 穆怀中,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.

[3] 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.

[4] 李昌宝,高莉,杨德草. 人口老龄化背景下中国碳排放的影响因素研究:基于 PET 模型的实证分析[J]. 江西财经大学学报,2020(5):32-44.

[5] 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.

[6] 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.

[7] 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.

[8] 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.

[9] 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.

[10] 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.

[11] 田成诗,郝艳,李文静,等. 中国人口年龄结构对碳排放的影响[J]. 资源科学,2015,37(12):2309-2318.

[12] 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.

[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(1):3-13.

[14] 李刚. 人口老龄化的碳减排效应研究[J]. 环境经济研究,2020,5(2):64-75.

Social Dependency Pressure and Carbon Emissions:
Based on STIRPAT model and ridge regression analysis

LIU Lingling

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

Abstract: According to STIRPAT model, inter-provincial panel data from 2003 to 2019 is used to do empirical analysis on the relationship between social dependency pressure and carbon emission. Social dependency pressure is subdivided into old-age dependency pressure and juvenile dependency pressure. It is found that the relationship between social dependency pressure and carbon emission is not significant. The relationship between old-age dependency pressure and carbon emission is “U” shaped; the relationship between child dependency pressure and carbon emission is inverted “U”. Finally, the 30 provinces are divided into four echelons by the level of total social dependency pressure and the level of economic development, and the relationship between old-age dependency pressure, child dependency pressure and carbon emission and the reasons for the different regression results are discussed in each of the four echelons.

Keywords: old-age dependency stress; juvenile dependency stress; carbon emissions; ridge regression; heterogeneity analysis