

doi:10.3969/j.issn.1673-9833.2018.04.003

湖南省城市绿色发展中碳排放门槛值 测算及其应用分析

何文举, 刘慧玲, 何璇

(湖南商学院 生态文明与绿色发展研究院, 湖南 长沙 410205)

摘要: 为正确求取湖南省城市绿色发展中的碳排放门槛值, 采用国际上通用的门槛回归方法, 根据城市发展效率对碳排放的影响, 选取反映城市开放程度的城市人口、城乡人均收入水平、进出口总值等14个基本变量及与其相应的2008—2015年数据, 进行面板门槛或双重面板门槛回归分析, 确定变量间的相互影响对碳排放存在的门槛值。结果表明, 当城市人口密度达7 818人/km²时, 城市面积扩展与碳排放呈反向变化关系; 当城镇居民人均可支配收入达21 018元/年时, 城市人口增加可降低碳排放; 当工业产业总值占总GDP的比例小于0.45时, 增加外贸进出口可降低碳排放; 企业科技流动人员大于6 673人/年时, 城市人口增加可降低碳排放; 当外商投资企业数大于93家时, FDI对碳排放降低的作用明显; FDI占总GDP比例大于30.39%时, 外商直接投资占总GDP比例加大可降低碳排放; 当城市绿地面积大于4.01 km²或城市绿地占城市面积的比例达3.35%时, 城市人口增加对碳排放的影响不明显。

关键词: 城市绿色发展; 碳排放; 门槛值; 测量与计算

中图分类号: X511

文献标志码: A

文章编号: 1673-9833(2018)04-0017-11

Measurement of Carbon Emission Threshold Value and Its Application Analysis in Urban Green Development of Hunan Province

HE Wenju, LIU Huiling, HE Xuan

(Hunan University of Commerce Institute of Green Economy and Ecological Civilization, Changsha 410205, China)

Abstract: In order to obtain the threshold value of carbon emission in urban green development of Hunan Province, an international threshold regression method has thus been adopted. Based on the impact of urban development efficiency on carbon emissions, a selection has been made of 14 basic variables including urban population, per capita income in urban and rural areas, gross import and export value, which reflect the degree of urban openness, as well as their corresponding data from 2008 to 2015. The determination of the threshold value of interaction between variables on carbon emissions can be achieved by the regression analysis of panel threshold or double panel threshold. The results show that with the urban population density reaching 7 818 capita/km², the urban area expansion and carbon emissions show a reverse change. When the per capita disposable income of urban residents reaches 21 018 yuan per year, the increase of urban population leads to a reduction of the carbon emission. With the industrial gross value less than 0.45 of the total GDP, the increase of import and export of foreign trade helps to reduce carbon emissions. With more than 6 673 technology mobile personnel in enterprises per year, the increase in urban population

收稿日期: 2018-03-20

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(71671063)

作者简介: 何文举(1969-), 男, 湖南汨罗人, 湖南商学院教授, 博士, 硕士生导师, 主要从事两型社会建设与新型城镇化建设方面的教学与研究, E-mail: hwj20111218@126.com

helps to reduce carbon emissions. With foreign investment enterprises exceeding 93, FDI has a significant effect on the reduction of carbon emissions. FDI accounts for more than 30.39% of total GDP, and the increase proportion of FDI of total GDP helps to reduce carbon emissions. In addition, the increase of urban population has no obvious impact on carbon emissions with an urban green area larger than 4.01 km² or that accounting for 3.35% of urban area.

Keywords: urban green development; carbon emission; threshold value; measurement and calculation

1 研究背景

进入 21 世纪以来,湖南省城市化建设得到了快速发展,城镇化水平稳步提升。“十二五”期间,全省城镇基础设施建设日趋完善,城镇化进程明显加快。截至 2015 年,湖南省城镇化率为 50.89%,较“十一五”末提高了 7.59%,年均约提高了 1.52%。全省城镇人口较“十一五”末增加了 606.87 万人,约增长了 21.33%^[1]。据红网的数据显示,截至 2016 年 10 月,湖南省设市城市达 29 个,城镇常住人口数量超过了农村常住人口数量。

长期以来,湖南省能源结构以煤炭消耗为主,石油次之,天然气直至 2004 年以后才少量使用。2000 年以来,湖南省煤炭消耗在总能耗中所占比例均保持在 60% 以上,个别年份超过了 70% (2002 年为 70.88%, 2004 年为 71.43%)^[2]。刘晓等^[3]的预测研究表明,湖南省煤炭消耗所占比例在短时期内难以改变,将在 2020 年左右达到稳定状态,即基本保持在 66.96%,同时,这一进程也将持续至 2050 年。由此可以预计,在短时期内,湖南省能源消耗的碳排放增长趋势难以得到根本遏制,以煤炭消耗为主的能源结构将引发较大的碳排放压力。

湖南省城镇化进程在取得长足进步的同时,也产生了一些不容忽视的问题:城市人口规模增加、产业集聚、交通扩展等因素都会带来碳排放的增加;城镇化过程中,曾经的土地开发模式、工业结构中传统工业所占比例仍然较高,也使得碳排放压力较大、城市生态环境压力递增;且全省不同地区、不同时期城市的低碳发展水平、生态文明建设也存在显著差异,是什么因素造成了湖南省各州市城市发展的差异,这些因素对于不同城市的碳排放有着怎样的影响等。这些问题的解决,将有利于城市化进程中发展战略的选择及相应对策措施的制定,有利于湖南省城市化的健康快速发展。

当前,学术界已经对碳排放增长的驱动机理进行了较多研究。国内外学者对能源消耗碳排放的五大主导驱动因子也已经基本达成共识,即人口增长、经济增长、能源消耗、产业结构与能源结构。其中,

能源消耗是碳排放增长的直接原因^[4],而人口增长、经济增长、产业结构与能源结构则是能源消耗碳排放增长的间接原因。除了五大主导驱动因子外,学者们也发现诸如城市化、单位 GDP 能耗、城镇居民人均可支配收入、农村居民人均纯收入等因素也会对碳排放产生一定的驱动作用。从一定程度上讲,学术界对碳排放的驱动机理研究也基本上围绕能源消耗、人口增长、经济发展、产业结构演进以及能源结构更替等与碳排放之间的关系而展开,但已有文献以分析单因素与碳排放的关系居多,综合分析碳排放驱动因子与碳排放增长机理的研究相对较少^[5]。

在能源消耗碳排放驱动因子研究方面,目前国内国外已取得了较多研究成果。然而以湖南省为实证分析对象进行深入研究成果不多。陈建宏等^[6]采用灰色关联分析法对湖南省能源消耗碳排放影响因素进行了研究,其结果表明,能源消耗、居民消费和 GDP 是影响湖南省二氧化碳排放的主要因素;巩帅臣^[7]利用 Kaya 恒等式,并以 1996—2007 年的数据为例,分析了湖南省碳排放特征及其影响因素,指出经济增长是湖南省二氧化碳排放增长的主要影响因素,而碳排放的抑制作用主要来自能源效率的提高;尹向飞^[8]基于 1985—2007 年的数据,并利用 STIRPAT 扩展模型,分析了人口数量、人均消费、城市化和老龄化对湖南省能源消耗碳排放的影响作用。

本研究根据杜家毫书记在湖南省第十一次党代会报告中提出的“坚持生态优先,划定生态保护红线”指示精神,针对湖南省各州市城市发展现状,采用国际上通用的“门槛回归”方法,求取湖南省城市碳排放的最低门槛值,以期省委、省政府及各级地方政府在城市绿色发展降低碳排放政策的制订和实施提供科学依据。

2 模型设计和变量选择

为正确求取湖南省城市碳排放门槛值,采用国际上通用的由计量经济学家 Hansen 提出的“门槛回归”方法^[9],采取面板门槛、双重面板门槛回归模型^[10],根据城市发展效率对碳排放的影响,从影响城市发

展效率的因素及其传递渠道, 选取反映城市的开放程度、市场化程度、城市信息化程度、城乡一体化程度、科技创新能力、经济发展水平、收入分配状况、资源与环境等方面的主要指标, 及与指标相应的湖南省各州市 2008—2015 年的数据 (指标数据来源于湖南省统计年鉴); 经过对主要指标相互间的逐一面板门槛或双重面板门槛 (通过了单重面板门槛分析的再进行双重面板门槛分析) 回归分析, 确定城市人口、城镇居民人均可支配收入、工业产业总值占总 GDP 的比例、规模以上工业增加值、城市面积、城市人口密度、城市绿地面积占城市面积比例、进出口总值、外商直接投资个数、企业科技流动人员等 14 个基本变量可以被作为门槛分析变量, 分析其彼此间相互影响而对碳排放存在的门槛值。

2.1 面板门槛模型设定

根据 Hansen 非动态面板门槛的思想, 将固定效应单一门槛模型设定为:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1' x_{it} * I(q_{it} \leq r) + \beta_2' x_{it} * I(q_{it} > r) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中: y_{it} 、 x_{it} 均为被解释变量, 其中 i 表示个体, t 表示时间; α_i 为个体效应; β_1' 、 β_2' 均为模型系数; ε_{it} 为扰动项, 扰动项独立同分布; q_{it} 为变量 i 在时间 t 的门槛变量 (可以是解释变量的一部分); $I(\bullet)$ 为示性函数; r 为待估计的门槛值。

将方程 (1) 两边对时间求平均可得:

$$\bar{y}_i = \alpha_i + \beta_1' \bar{x}_i * I(q_i \leq r) + \beta_2' \bar{x}_i * I(q_i > r) + \bar{\varepsilon}_i \quad (2)$$

利用方程 (2) 可以确定面板门槛值的个数。接下来利用方程 (1) 和 (2) 的离差效应消除个体效应 α_i , 得到方程 (3):

$$y_{it}^* = \beta_1' x_{it}^* I(q_{it}^* \leq r) + \beta_2' x_{it}^* I(q_{it}^* > r) + \varepsilon_{it}^* \quad (3)$$

针对方程 (3), 使用两步估计法: 首先给定 r 的取值, 用普通最小二乘法 (ordinary least square, OLS) 对式 (3) 进行一致估计, 得到估计系数 $\hat{\beta}(r)$ 以及残差平方和 (residual sum of squares, RSS) $RSS(r)$ 。其次, 通过最小化 $RSS(r)$ 确定 \hat{r} 的估计值, 最后得到待估计系数 $\hat{\beta}(\hat{r})$ 。

面板门槛效应的检验方法如下:

1) 针对门限效应是否显著进行似然比检验。原假设 $H_0: \beta_1 = \beta_2$, 如果原假设成立, 则不存在门限效应。Hansen(1999) 提出的似然比检验统计量为

$$LR = \left(SSR^* - SSR(\hat{r}) \right) / \hat{\sigma}^2 \quad (4)$$

式中: LR 为检验统计量; SSR^* 为原假设成立时的残差; σ 为方差。

因为检验统计量 LR 的渐进分布并非标准的卡方分布, 而依赖于样本矩, 无法将其临界值列出, 因此使用 Bootstrap 自助法来得到其临界值。

2) 存在门限效应时, 进一步对门限值进行检验。当门限效应确实存在时, 需要进一步对门限值进行检验, 即检验 $H_0: r = r_0$ 。定义如下似然比检验统计量:

$$LR(r) = \left(SSR(r) - SSR(\hat{r}) \right) / \hat{\sigma}^2 \quad (5)$$

可以证明, 在原假设成立的情况下, $LR(r)$ 的渐进分布虽然仍非标准, 但是其累计分布函数为 $(1 - e^{-x/2})^2$, 可以直接计算其临界值。由此, 可以利用统计量 $LR(r)$ 来计算 r 的置信区间。

3) 类似上面步骤, 可以进行多重面板回归。

2.2 基本变量及其描述

本研究中涉及的基本变量及其基本统计量如表 1 所示, 表中 N 为样本个数。

表 1 变量及其基本统计量汇总表

Table 1 A summary sheet of variables and their basic statistics

符号	变 量 名 称	N	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
y	碳排放量 / 万 t	112	1 205.10	1 908.48	55.09	1 011.30	19 154.70
x_{29}	城镇居民人均可支配收入 / 元	112	18 681.08	5 660.99	9 778.00	17 939.50	36 826.00
x_6	股份制经济固定资产投资 / 亿元	112	266.94	383.04	10.49	137.43	2 044.33
x_7	城市人口 / 万人	112	282.71	165.75	58.34	230.38	743.18
x_8	城市面积 / km ²	112	260.31	291.65	22.00	121.84	1 199.84
x_9	城市绿地面积 / km ²	112	6.91	6.13	0.27	4.83	31.89
x_{10}	城市人口密度 / (人·km ⁻²)	112	4 971.00	2 849.14	910.00	5 172.00	11 385.00
x_{11}	企业科技流动人员 / (人·年 ⁻¹)	112	5 450.21	8 201.01	28.00	2 658.50	57 938.00
x_{15}	进出口总值 / 10 ¹⁰ 美元	112	1.47	2.31	0.01	0.60	13.00
x_{16}	外商直接投资数 / 家	112	40.92	42.52	2.00	23.50	185.00
x_{17}	外商直接投资占总 GDP 比例 / %	112	28.82	19.07	0.69	21.13	70.22
x_{23}	工业产业总值占总 GDP 比例	112	0.43	0.10	0.19	0.43	0.58
x_{30}	规模以上工业增加值 / 亿元	112	575.22	554.48	25.32	399.95	3 321.92
x_{31}	城市绿地面积占城市面积比例	112	0.05	0.04	0	0.04	0.14

门槛回归模型要求模型中的相关变量是平稳的,

尤其是门槛变量。因此, 首先需对门槛变量进行平稳

性检验。面板数据单元根检验中, LLC 检验 (Levin-Lin-Chu test) 假设各面板单位的自回归系数均相同, 即共同根假设。由于 LLC 检验假设过于强, 在实践中存在一定的局限性, 因此同时进行 IPS (im-pesaran-shin) 检验, 此检验放宽了共同根假设条件。所得面板单位根检验结果如表 2 所示。

表 2 面板单位根检验结果
Table 2 Panel unit root test results

变量名	类型(c, t, I)	LLC 检验		IPS 检验	
		t 统计量值	p 值	t 统计量值	p 值
y	(c, t, 0)	-7.421 4	0.00	-3.720 7	0.00
x ₂₉	(c, t, 0)	-19.580 0	0.00	-11.478 1	0.00
x ₆	(c, t, 0)	-5.866 9	0.00	-2.122 0	0.02
x ₇	(c, t, 0)	-3.538 8	0.00	-4.249 5	0.00
x ₈	(c, t, 0)	-47.560 0	0.00	-43.600 0	0.00
x ₉	(c, t, 0)	-8.801 2	0.00	-3.268 0	0.00
x ₁₀	(c, t, 0)	-15.380 0	0.00	-2.680 0	0.00
x ₁₁	(c, t, 0)	-5.200 0	0.00	-4.920 0	0.00
x ₁₅	(c, t, 0)	-2.250 0	0.01	-9.050 0	0.00
x ₁₆	(c, t, 0)	-5.441 9	0.00	-10.904 2	0.00
x ₁₇	(c, t, 0)	-23.503 3	0.00	-5.969 7	0.00
x ₂₃	(c, t, 0)	-16.910 0	0.00	-6.600 0	0.00
x ₃₀	(c, t, 0)	-12.700 0	0.00	-4.880 0	0.00
x ₃₁	(c, t, 0)	-12.680 0	0.00	-10.000 0	0.00

在 1% 的显著性水平下, 可以拒绝存在单位根, 认为变量是平稳的。

3 面板门槛回归分析及其结论

3.1 面板门槛回归分析

3.1.1 城市人口对碳排放的绿地面积门槛效应

1) 门槛值个数的估计

表 3 列出了在 Bootstrap 为 300 的情况下, 城市人口对碳排放的绿地面积门槛效应的显著性及门槛

表 3 城市人口对碳排放的绿地面积面板单位根检验结果

模型	门槛值	F 值	p 值	BS 次数	显著性水平			95% 置信区间	
					1%	5%	10%	下限	上限
单一门槛	4.01***	44.34	0.01	300	42.106 1	22.616 4	18.131 3	4.000	4.110
双重门槛	3.80***	250.10	0.00	300	25.528 7	13.494 9	8.428 4	3.600	3.820
三重门槛	1.85	2.90	0.86	100	110.040 0	79.550 0	58.730 0		

结合图 1 及表 3 可知, 在 1% 的显著性水平上, 此模型存在双重门槛, 且门槛值分别为 4.01 和 3.80。因此, 选择双重门槛面板回归模型, 其门槛值和置信区间参见表 3。借助图 1 所示似然比函数图, 可以更清晰地理解门槛值的构造和置信区间的构造过程。门槛参数的估计值是使得似然比检验统计量 LR 为 0 时的 r 值。各个门槛估计值的 95% 的置信区间, 是由所有 LR 值小于 5% 显著性水平的临界值 7.5 的 r 值构成的区间, 可以根据门槛值将城市环保按城市

值和置信区间。表中 F 值和 10%, 5%, 1% 的临界值均采用 Bootstrap 自主抽样得到; *, **, *** 分别代表在 10%, 5%, 1% 的水平上显著。

2) 似然比函数图

城市人口对碳排放的绿地面积门槛效应的似然比函数图如图 1 所示。

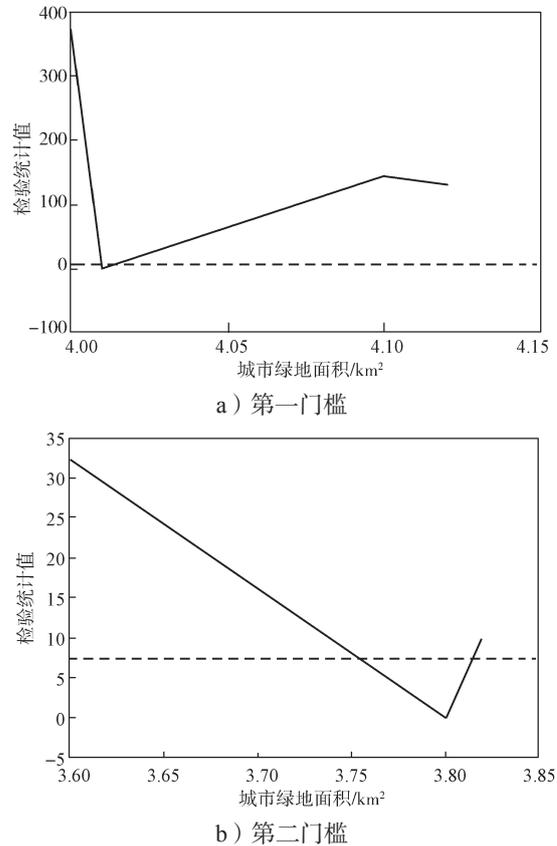


图 1 城市人口对碳排放的绿地面积门槛效应似然比函数图

Fig. 1 Likelihood ratio function diagram of the green area threshold effect of urban population on carbon emissions

绿地面积分为 $S_{绿} < 3.80 \text{ km}^2$ 、 $3.80 \text{ km}^2 \leq S_{绿} \leq 4.01 \text{ km}^2$ 、 $S_{绿} > 4.01 \text{ km}^2$ 共 3 个区间。

根据表 3 和图 1, 可得此时的面板门槛回归方程表达式如式 (6) 所示:

$$\begin{aligned}
 y_{it} = & 1131.5 + 0.127x_{29,it} - 7.19x_{6,it} - 85.41x_{17,it} + \\
 & 19.09x_{7,it} * I(3.80 \leq x_9 \leq 4.01) + \\
 & 0.83x_{7,it} * I(x_9 > 4.01) + 1.94x_{7,it} * I(x_9 < 3.80) + \varepsilon_{it} \circ
 \end{aligned}
 \tag{6}$$

由式(6)可知, 设定的3个城市绿地面积区间中, 当 $3.80 \text{ km}^2 \leq S_{\text{绿}} \leq 4.01 \text{ km}^2$ 时, 城市人口对碳排放的影响最大, 其影响系数为 19.09; 当 $S_{\text{绿}} < 3.80 \text{ km}^2$ 时, 城市人口对碳排放的影响次之, 其影响系数为 1.94; 而当 $S_{\text{绿}} > 4.01 \text{ km}^2$ 时, 城市人口对碳排放的影响最小,

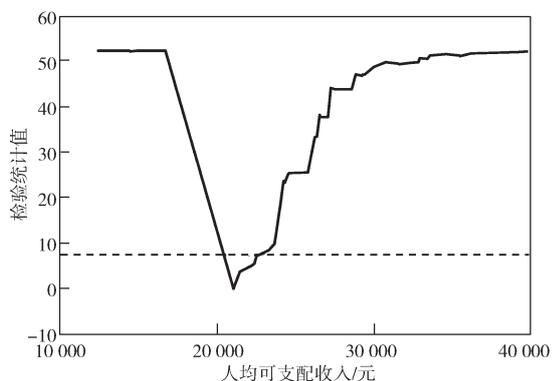
其影响系数为 0.83。

3.1.2 城市人口对碳排放的人均可支配收入门槛效应在 Bootstrap 为 300 的情况下, 城市人口对碳排放的人均可支配收入效应面板门槛估计值如表 4 所示, 其似然比函数图见图 2。

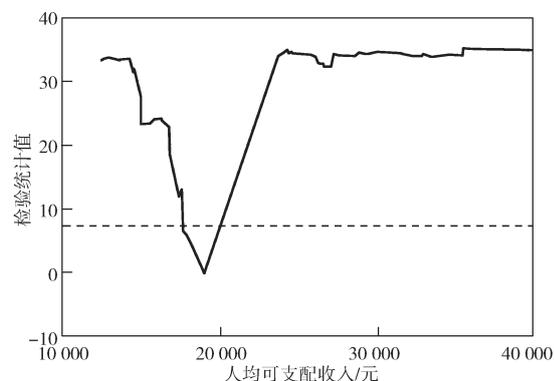
表 4 城市人口对碳排放的人均可支配收入效应面板门槛估计值

Table 4 Panel threshold for the per capita disposable income income effect estimation of urban population on carbon emissions

模型	门槛值	F 值	p 值	BS 次数	显著性水平			95% 置信区间	
					1%	5%	10%	下限	上限
单一门槛	21 018**	17.90	0.046 7	300	22.85	17.64	13.98	20 367.5	21 409.8
双重门槛	18 931**	37.25	0.023 3	300	45.64	30.14	19.06	17 837.0	23 671.0
三重门槛	14 406	1.27	0.910 0	100	79.65	34.04	23.17	14 371.0	14 454.0



a) 第一门槛



b) 第二门槛

图 2 城市人口对碳排放的人均可支配收入效应似然比函数图

Fig. 2 Likelihood ratio function diagram of the per capita disposable income of urban population's effect on carbon emissions

根据表 4 和图 2, 可得此条件下面板门槛的回归方程如式(7)所示:

$$y_{it} = 2\ 416.8 + 0.073\ 6x_{29,it} - 4.961x_{6,it} - 89.88x_{17,it} + 10.3x_{7,it} * I(18\ 931 \leq x_{29,it} \leq 21\ 018) + 0.42x_{29,it} * I(x_{29,it} > 21\ 018) + 2.11x_{7,it} * I(x_{29,it} < 18\ 931) + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

基于前述分析, 可以得出如下结论: 将城乡人均可支配收入分成 3 个区间, 即 $(0, 18\ 931)$, $[18\ 931, 21\ 018]$, $(21\ 018, +\infty)$, 进行分析, 得知在每一个

区间城市人口对碳排放的影响是不同的。可以看出, 当人均可支配收入为 $[18\ 931, 21\ 018]$ 时, 城市人口对碳排放的影响最大; 而当人均可支配收入大于 21 018 时, 城市人口对碳排放的影响最小。

3.1.3 FDI 对碳排放的外商直接投资数门槛效应

在 Bootstrap 为 300 的情况下, FDI 对碳排放的外商投资个数门槛效应估计值如表 5 所示, 其似然比函数图见图 3。

表 5 FDI 对碳排放的外商直接投资数面板门槛估计值

Table 5 FDI panel threshold for foreign direct investment in carbon emissions

模型	门槛值	F 值	p 值	BS 次数	显著性水平			95% 置信区间	
					1%	5%	10%	下限	上限
单一门槛	93**	20.45	0.05	300	32.2	21.7	13.4	89.5	94
双重门槛	83	15.00	0.13	300	29.6	20.1	17.4	82.0	84

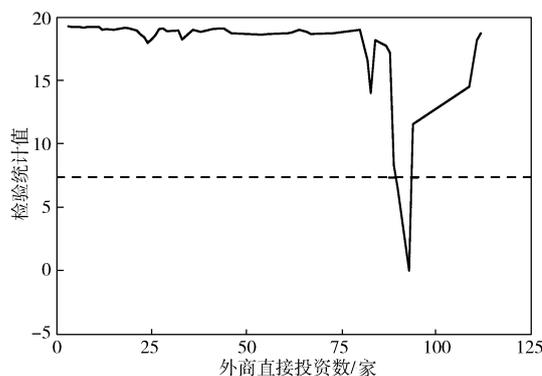


图 3 FDI 对碳排放的外商直接投资数似然比函数图

Fig. 3 Likelihood ratio diagram of FDI to foreign direct investment on carbon emissions

根据表 5 和图 3, 可得出此条件下的面板门槛回归方程如式(8)所示:

$$y_{it} = 2\ 474.2 + 0.040\ 5x_{29,it} - 3.215x_{7,it} - 3.636x_{6,it} - 198.16x_{17,it} * I(x_{16} > 93) - 56.86x_{17,it} * I(x_{16} \leq 93) + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

所得回归结果说明, 当外商直接投资数大于 93 家时, FDI 对碳排放的影响系数为 -198.16, 说明

FDI对碳排放存在明显的降低作用；当外商直接投资数不超过93家时,FDI对碳排放的影响系数为-56.86,说明其作用较小且不显著。

3.1.4 进出口总值对碳排放的工业产业总值占总GDP的比例门槛效应

在Bootstrap为300的情况下,进出口总值对碳排放的工业产业总值占总GDP的比例的面板门槛估计值如表6所示,其似然比函数图见图4。

表6 进出口总值对碳排放的工业产业总值占总GDP的比例面板门槛估计值

Table 6 Total import and export value to the carbon emissions of the proportion of gross industrial product to total GDP as a proportion of panel threshold estimated value

模型	门槛值	F值	p值	BS次数	显著性水平			95%置信区间	
					1%	5%	10%	下限	上限
单一门槛	0.45*	19.11	0.056	300	34.81	20.69	12.11	0.43	0.46
双重门槛	0.43	7.09	0.400	100	178.38	89.27	24.49	0.42	0.46

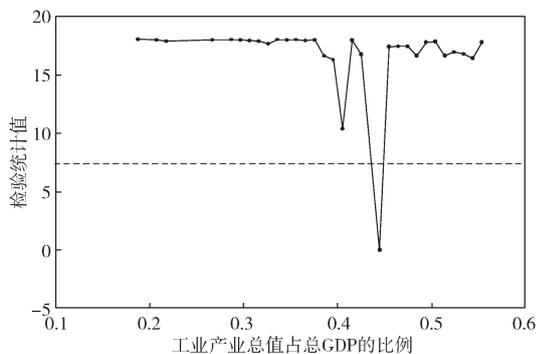


图4 进出口总值对碳排放的产业总值占总GDP的比例似然比函数图

Fig. 4 Likelihood ratio diagram of total import and export value to the proportion of gross industrial product to total GDP on carbon emissions

根据表6和图4,本研究选择单一门槛模型,其面板门槛回归方程如下:

$$y = 1435.7 + 0.0797x_{29} - 2.123x_6 + 4.153x_7 - 56.18x_{17}n - 0.0253x_{15}(x_{23} \leq 0.45) + 0.0249x_{15} * I(x_{23} > 0.45) + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

由以上模型结果可以得出如下结论:当工业产业总值占总GDP的比例大于0.45时,进出口总值对碳排放的影响系数为0.0249-0.0253=-0.0004,近似等于0;当工业产业总值占总GDP的比例小于等于0.45时,进出口总值对碳排放的影响系数为-0.0253,相比来说影响较大。这一结果说明,只有当工业产业总值占总GDP的比例很小时,进出口的增加才会减少碳排放。

3.1.5 城市人口对碳排放的企业科技流动人员门槛效应

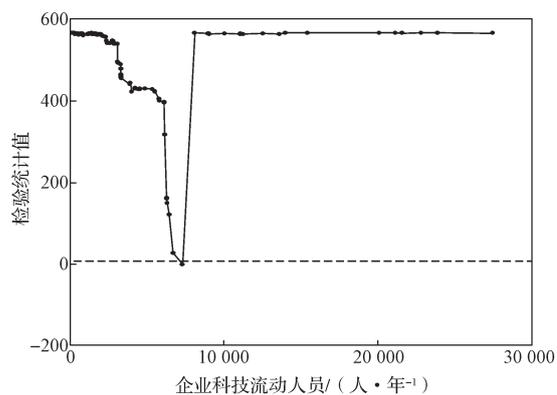
城市人口对碳排放的企业科技流动人员面板门

槛估计值如表7所示,其似然比函数图见图5。

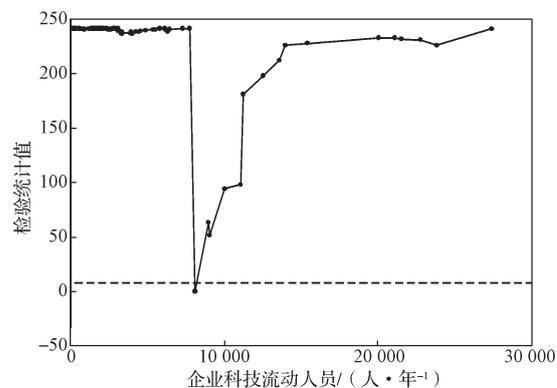
表7 城市人口对碳排放的企业科技流动人员面板门槛估计值

Table 7 Estimated value of panel thresholds for carbon emissions by urban population to technological mobility of enterprises

模型	门槛值	F值	p值	BS次数	显著性水平			95%置信区间	
					1%	5%	10%	下限	上限
单一门槛	6673**	56.89	0.033	300	107.43	45.78	36.39	6292	7284
双重门槛	7284**	56.89	0.033	300	107.43	45.78	36.39	6673	8091
三重门槛	8291***	360.46	0.000	100	55.87	17.65	14.26	7730	8945



a) 第一门槛



b) 第二门槛

图5 城市人口对碳排放的企业科技流动人员似然比函数图

Fig. 5 Likelihood ratio diagram of urban population to technology migrants on carbon emissions

根据表7和图5,本研究选取双重门槛进行估计,得到的面板门槛回归方程如式(10)所示:

$$y = 1525 + 0.0662x_6 - 0.00159x_{15} - 21.35x_{17}n + 21.63x_7(7284 \leq x_{11} \leq 8291) - 21.02x_7 * I(x_{11} < 7284) - 19.17x_7 * I(x_{11} > 8291) + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

由上式可以得出如下结论:企业科技流动人员对城市人口存在门槛效应。当企业科技流动人员小于7284人/年时,城市人口对碳排放的影响系数为0.61;当企业科技流动人员大于8291人/年时,城市人口对碳排放的影响系数为2.46;而当企业科技

流动人口数介于 7 284~8 296 人 / 年时, 城市人口对碳排放的影响系数为 21.63。

3.1.6 FDI 对碳排放的 FDI 门槛效应

FDI 对碳排放的 FDI 面板门槛估计值如表 8 所示, 其似然比函数图见图 6。

表 8 FDI 对碳排放的 FDI 面板门槛估计值
Table 8 FDI's panel threshold estimated value for FDI for carbon emissions

模型	门槛值	F 值	p 值	BS 次数	显著性水平			95% 置信区间	
					1%	5%	10%	下限	上限
单一门槛	30.39***	416.92	0.00	300	35.22	27.31	21.93	28.62	30.44
双重门槛	43.20	80.70	0.11	100	769.72	602.2	430.51		

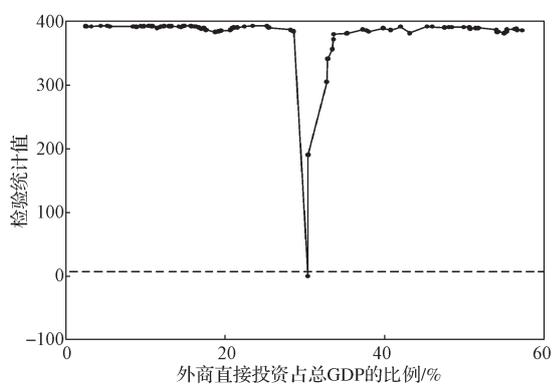


图 6 FDI 对碳排放的似然比函数图

Fig. 6 Likelihood ratio function diagram of carbon emissions by FDI

根据表 8 和图 6, 选取单一门槛估计模型, 其回归方程式如下:

$$y = 1\ 736.2 - 0.016\ 9x_{20} - 1\ 979x_6 + 0.56x_7 + 0.002\ 09x_{15} - 134.3x_{17}n(x_{17} \geq 30.39\%) + 449.4x_{17} * I(x_{17} < 30.39\%) + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

式 (11) 说明, 当 FDI 占总 GDP 的比例小于 30.39% 时, FDI 对碳排放的影响系数为 449.4-134.3=315.1, 此时 FDI 与碳排放为正效应关系。当 FDI 占总 GDP 的比例大于 30.39% 时, FDI 对碳排放的影响系数为 -134.3, 此时 FDI 与碳排放为负效应关系。

3.1.7 城市面积对碳排放的城市人口密度门槛效应

城市面积对碳排放的城市人口密度的面板门槛估计值如表 9 所示, 其似然比函数图见图 7。

表 9 城市面积对碳排放的城市人口密度面板门槛估计值
Table 9 Panel threshold estimation of urban population density of urban area for carbon emissions

模型	门槛值	F 值	p 值	BS 次数	显著性水平			95% 置信区间	
					1%	5%	10%	下限	上限
单一门槛	7 818**	35.56	0.05	300	68.03	33.12	24.84	7 814	1 838

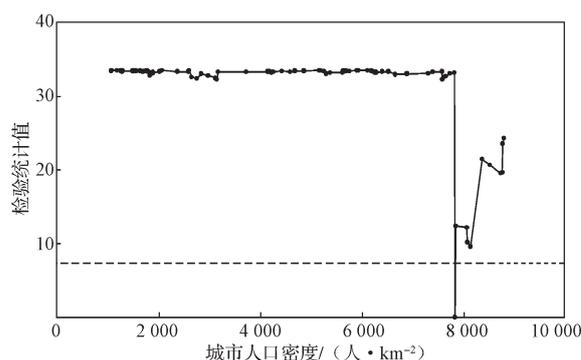


图 7 城市面积对碳排放的城市人口密度似然比函数图

Fig. 7 Likelihood ratio function diagram of urban areas to urban population density of carbon emissions

根据表 9 和图 7 所示回归分析结果, 可得出此条件下的面板门槛回归方程式如下:

$$y = 2\ 876.4 + 0.823x_6 + 3.12x_7 - 0.002\ 94x_{15} - 63.5x_{17}n + 0.575x_8(x_{10} \leq 7\ 818) - 42.32x_8 * I(x_{10} > 7\ 818) + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

式 (12) 说明, 当城市人口密度 $x_{10} > 7\ 818$ 人 / km² 时, 城市面积对碳排放的影响系数为 -42.32+0.575=-41.745; 当城市人口密度 $x_{10} < 7\ 818$ 人 / km² 时, 城市面积对碳排放的影响系数为 0.575。

3.1.8 城市人口对碳排放的城市绿地占城市面积比例的门槛效应

城市人口对碳排放的城市绿地占城市面积比例的面板门槛估计值如表 10 所示, 其似然比函数图如图 8 所示。

表 10 城市人口对碳排放的城市绿地占城市面积比例面板门槛估计值

Table 10 Panel threshold estimation value of urban population to the green space ratio of carbon emissions

模型	门槛值	F 值	p 值	BS 次数	显著性水平			95% 置信区间	
					1%	5%	10%	下限	上限
单一门槛	0.033 5*	45.46	0.067	300	63.31	49.15	33.58	0.032 5	0.034 0

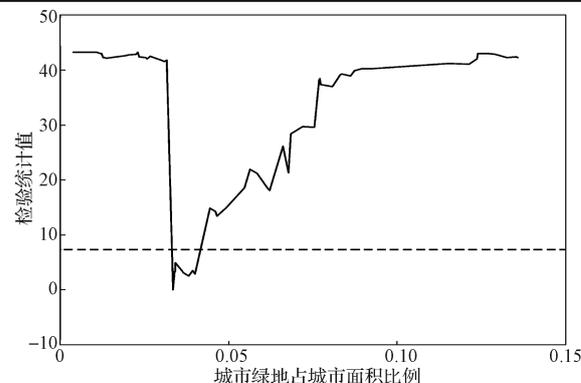


图 8 城市人口对碳排放的城市绿地面积占城市面积比例似然比函数图

Fig. 8 Likelihood ratio function diagram of urban population to the green space ratio of carbon emissions

由表 10 和图 8 可得此条件下城市人口对碳排放的回归方程式如下:

$$y = 2\ 617.2 + 0.039\ 2x_{29} + 0.799x_6 - 0.003\ 4x_{15} - 87.71x_{17}n + 8.879x_7(x_{31} \leq 0.033\ 5) - 9.068x_7 * I(x_{31} > 0.033\ 5) + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

式 (13) 说明: 当城市绿地面积占城市面积比例 $x_{31} > 0.033\ 5$ 时, 城市人口对碳排放的影响系数

为 -0.189 ; 而当城市绿地占城市面积比例 $x_{31} \leq 0.033\ 5$ 时, 城市人口对碳排放的影响系数为 8.879 。

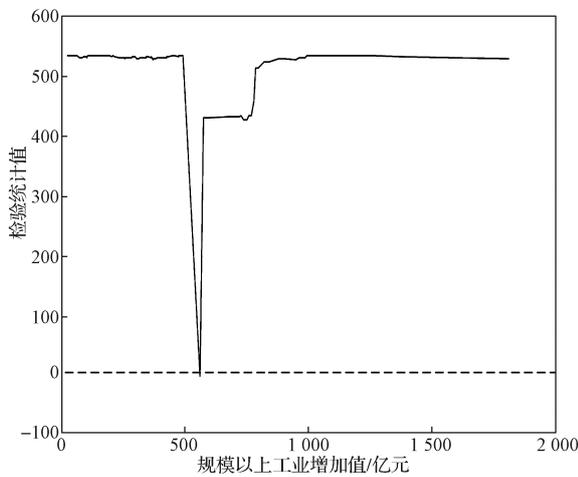
3.1.9 规模以上工业增加值对碳排放的城市绿地面积占城市面积比例的门槛效应

规模以上产业增加值对碳排放的城市绿地面积占城市面积比例的面板门槛估计值如表 11 所示, 其似然比函数图见图 9。

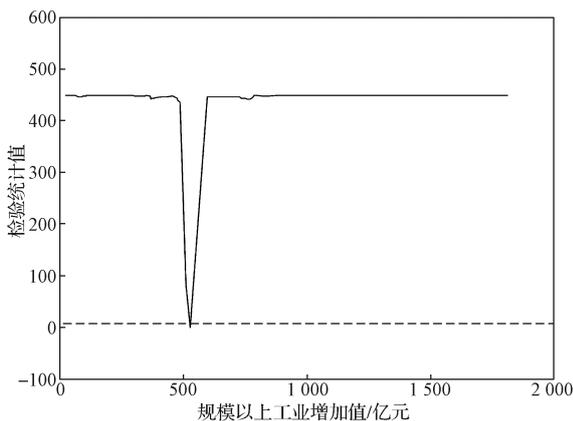
表 11 规模以上工业增加值对碳排放的城市绿地面积占城市面积比例面板门槛估计值

Table 11 Panel threshold estimation value of industrial added value above the scale to the green space ratio for carbon emissions

模型	门槛值	F 值	p 值	BS 次数	显著性水平			95% 置信区间	
					1%	5%	10%	下限	上限
单一门槛	562.20*	18.19	0.067	300	27.55	19.10	16.15	492.87	576.02
双重门槛	528.81***	482.35	0.000	100	50.44	29.89	25.59	511.24	599.29



a) 第一门槛



b) 第二门槛

图 9 规模以上工业增加值对碳排放的城市绿地面积占城市面积比例似然比函数图

Fig. 9 Likelihood ratio function diagram of above-scale industrial added value to to the green space ratio on carbon emissions

由表 11 和图 9 可得此条件下规模以上产业对碳排放的回归方程如下:

$$y = 1\ 125.3 + 0.088\ 8x_{29} + 0.293x_6 - 0.508x_7 - 0.002\ 14x_{15} - 13.7x_{17}n + 353\ 199.4x_{31} - (528.81 \leq x_{30} \leq 562.20) - 389\ 816.7x_{31} * I(x_{30} > 562.20) - 368\ 654.4x_{31} * I(x_{30} < 528.81) + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

由式 (14) 所示回归分析结果表明: 当规模以上工业增加值小于 528.81 亿元时, 城市绿地面积占城市面积比例的增加对碳排放的影响系数为 $353\ 199.4 - 368\ 654.4 = -15\ 455$; 当规模以上工业增加值大于 562.20 亿元时, 城市绿地面积占城市面积比例增加对碳排放的影响系数为 $353\ 199.4 - 389\ 816.7 = -36\ 617.3$; 当规模以上工业增加值在两者之间时, 城市绿地面积增加对碳排放的影响系数为 $353\ 199.4$ 。

3.2 面板门槛回归分析结论

3.2.1 城市人口密度最低碳排放门槛值

当城市人口密度达 $7\ 818$ 人 / km^2 时, 城市面积的扩展与碳排放呈反向变化。

城市面积对碳排放存在城市人口密度门槛效应, 人口密度的门槛值为 $7\ 818$ 人 / km^2 。城市人口密度大于 $7\ 818$ 人 / km^2 时, 城市面积对碳排放的影响系数为 -41.745 ; 城市人口密度小于 $7\ 818$ 人 / km^2 时, 城市面积对碳排放的影响系数为 0.575 ; 说明城市人口密度超过 $7\ 818$ 时, 增加城市面积可以减少碳排放。

2015 年, 湖南省城市人口密度分别如下: 长沙市 $2\ 831$ 人 / km^2 、株洲市 $1\ 287$ 人 / km^2 、湘潭市 $4\ 851$ 人 / km^2 、衡阳市 $8\ 360$ 人 / km^2 、邵阳市 $9\ 112$ 人 / km^2 、岳阳市 $4\ 581$ 人 / km^2 、常德市 $2\ 366$ 人 / km^2 、张家界市 $1\ 632$ 人 / km^2 、益阳市 $5\ 632$ 人 / km^2 、郴州市 $1\ 081$ 人 / km^2 、永州市 $5\ 372$ 人 / km^2 、怀化市 $8\ 752$ 人 / km^2 、娄底市 $7\ 814$ 人 / km^2 、湘西自治州 $5\ 172$ 人 / km^2 (此

处根据湖南省2016年统计年鉴计算得出,因长沙市其辖区面积大,其人口密度仅高于4个地级城市的)。可见,大多数城市存在与北京、天津等超大城市类似的情况,即与英国伦敦、法国巴黎、日本东京等国际性大都市的高密度人口分布相比,人口密度还低得多。

3.2.2 城镇居民人均可支配收入最低碳排放门槛值

当城镇居民人均可支配收入达21 018元/年时,城市人口的规模增加可降低碳排放。

将城镇居民人均可支配收入分成(0, 18 931), [18 931, 21 018], (21 018, +∞) 3个区间进行分析,可知在每个区间内,城市人口对碳排放的影响是不同的:当城镇居民人均可支配收入为18 931~21 018元/年时,城市人口对碳排放的影响最大;而当人均可支配收入大于21 018元/年时,城市人口对碳排放的影响最小。

2015年,湖南省各州市达到碳排放标准的有长沙市、株洲市和湘潭市,其城镇居民人均可支配收入分别为31 781.0, 24 807.0, 22 292.0元,其余城市,如衡阳市、邵阳市、岳阳市、常德市、张家界市、益阳市、郴州市、永州市、怀化市、娄底市、湘西自治州,其城镇居民人均可支配收入分别为20 461.0, 14 893.0, 18 646.5, 18 128.5, 13 283.5, 17 457.5, 18 656.0, 16 351.5, 13 948.0, 15 246.5, 1 295.5元,都没达到碳排放标准。

3.2.3 工业产业总值占总GDP的比例最低碳排放门槛值

工业产业总值占总GDP的比例小于0.45时,加大外贸进出口可降低碳排放。

外贸进出口对碳排放存在工业产业总值占总GDP的比例门槛值,其值为0.45。工业产业总值占总GDP的比例大于0.45时,其对碳排放的影响系数为-0.000 4,接近于0;工业产业总值占总GDP的比例小于0.45时,其对碳排放的影响系数为-0.025 3。可见,加大进出口贸易可以降低碳排放。

2015年,湖南省各州市工业产业总值占总GDP的比例分别如下:长沙市为0.421 3,接近门槛值0.45;株洲市为0.506 2,湘潭市为0.500 4,岳阳市为0.453 0,郴州市为0.504 9,都已超过门槛值,应适当降低工业产业总值占总GDP的比例;衡阳市为0.386 8,邵阳市为0.308 5,常德市为0.412 6,张家界市为0.186 7,益阳市为0.379 7,永州市为0.308 4,怀化市为0.370 8,娄底市为0.449 3,湘西自治州为0.255 5,分别低于或低于于门槛值,应适当增加其工业产业总值占总GDP的比例。

3.2.4 企业科技流动人员最低碳排放门槛值

企业科技流动人员大于6 673人/年时,城市人口规模增加可降低碳排放。

城市人口规模对碳排放存在企业科技流动人员的门槛值,该门槛值为6 673人/年,说明企业科技流动人员多于6 673人/年时,可降低碳排放。2015年,湖南省14个州市中心城市的企业科技流动人员分别如下:长沙市为30 900人、株洲市为8 945人、湘潭市为3 307人、衡阳市为3 086人、邵阳市为2 362人、岳阳市为5 786人、常德市为2 803人、张家界市为181人、益阳市为2 410人、郴州市为3 846人、永州市为1 797人、怀化市为560人、娄底市为1 920人、湘西自治州为289人。可见,2015年,只有长沙市和株洲市达到设定的最低碳排放门槛标准,其他城市还应加快提高企业科技人员数量。

3.2.5 外商直接投资企业数最低碳排放门槛值

当外商直接投资企业数大于93家时,FDI对碳排放降低的作用明显。

研究结果说明,当外商直接投资企业大于93家时,模型回归系数为-198.16,说明FDI对碳排放存在明显的降低作用。当投资企业数小于93家时,FDI对碳排放的作用小且不显著。2015年,14个州市中心城市的外商投资企业数分别如下:长沙市为119家、株洲市为88家、湘潭市为21家、衡阳市为115家、邵阳市为6家、岳阳市为13家、常德市为36家、张家界市为7家、益阳市为7家、郴州市为41家、永州市为56家、怀化市为16家、娄底市为12家、湘西自治州为5家。可见,除长沙市和衡阳市外,其余城市都没达到该门限值,需要扩大开放水平,提升吸纳能力,引入更多生产技术含量高、管理水平高的外企。

3.2.6 FDI占总GDP比例最低碳排放门槛值

FDI占总GDP比例大于30.39%时,加大外商直接投资占总GDP比例可降低碳排放。

分析得知外商直接投资对碳排放存在外商直接投资占总GDP比例的门槛值,可解释为FDI占总GDP比例大于30.39%或小于30.39%时,其对碳排放的影响是相反的:FDI占总GDP比例小于30.39%时,其影响系数为正,FDI对碳排放为正效应,碳排放量随着其比例的增加而增大;FDI占总GDP比例大于30.39%时,其影响系数为负,FDI对碳排放为负效应,FDI占总GDP比例加大可降低碳排放。2015年,各州市中心城市的FDI占总GDP比例分别如下:长沙市为33.06%、株洲市为25.75%、湘潭市为34.39%、衡阳市为25.28%、邵阳市为8.84%、

岳阳市为 8.03%、常德市为 17.47%、张家界市为 13.19%、益阳市为 10.43%、郴州市为 42.98%、永州市为 37.44%、怀化市为 5.71%、娄底市为 17.05%、湘西自治州为 1.54%。可见,只有长沙市、湘潭市、郴州市、永州市超过降低碳排放的门槛值,其余的都没达到,因此还应提升外商直接投资的比例,当然对于环境与资源消耗大的企业则应予以限制。

3.2.7 城市绿地面积最低碳排放门槛值

当城市绿地面积大于 4.01 km² 时,城市人口增加对碳排放的影响不是很明显。

回归结果说明,当城市绿地面积为 3.80~4.01 km² 时,城市人口增加对碳排放影响最为明显,影响系数高达 19.09;当城市绿地面积大于 4.01 km² 时,城市人口增加对碳排放影响不是很明显,影响系数仅为 0.83;当城市绿地面积小于 3.80 km² 时,城市人口增加对碳排放的影响介于上述两者之间,影响系数为 1.94。同时,回归结果的系数正负为降低碳排放的直觉判断提供了有力证据。2015 年,湖南省各州市中心城市的这一指标分别如下:长沙市为 31.89 km²、株洲市为 8.25 km²、湘潭市为 4.27 km²、衡阳市为 10.28 km²、邵阳市为 9.31 km²、岳阳市为 12.00 km²、常德市为 4.30 km²、张家界市为 1.81 km²、益阳市为 5.40 km²、郴州市为 13.41 km²、永州市为 7.72 km²、怀化市为 8.01 km²、娄底市为 4.22 km²、湘西自治州为 2.8 km²。可见,从城市绿地面积来看,只有张家界和湘西自治州没达到最低碳排放门槛值,这与它们的城市面积本来较小有关,湘潭市、常德市的城市面积较大,但城市绿地面积较小。

3.2.8 城市绿地占城市面积比例的最低碳排放门槛值

城市绿地面积占城市面积的比例达 3.35% 时,城市人口增加对碳排放影响不明显。

大部分城市已达到城市绿地面积的红线门槛值,但城市人口对碳排放存在绿地面积占城市面积比例的门槛效应,门槛值为 3.35%,城市绿地占城市面积的比例达 3.35% 时,城市人口增加对碳排放影响不明显,但大部分城市没有达到。2015 年,湖南省各市州的这一指标分别如下:长沙市为 2.66%、株洲市为 0.99%、湘潭市为 2.54%、衡阳市为 7.68%、邵阳市为 12.41%、岳阳市为 7.74%、常德市为 1.27%、张家界市为 1.32%、益阳市为 4.95%、郴州市为 2.31%、永州市为 7.72%、怀化市为 12.38%、娄底市为 6.78%、湘西自治州为 3.42%。

3.2.9 规模以上工业增加值最低碳排放门槛值

城市绿地面积占城市面积比例对碳排放的降低,需要规模以上工业增加值小于 528.81 亿元/年或者

高于 562.2 亿元/年。

城市绿地面积占城市面积比例对碳排放存在规模以上工业增加值的门槛效应,并且存在两个门槛值,当规模以上工业增加值小于 528.81 亿元/年时,城市绿地面积占城市面积的比例对碳排放的影响系数为 -15 455;当规模以上,工业增加值高于 562.2 亿元/年时,绿地面积占城市面积比例对碳排放的影响系数为 -3 6617.3;当规模以上工业增加值介于 528.81~562.20 亿元/年时,城市绿地面积占城市面积比例对碳排放的影响系数为 353 199。

2015 年,湖南省各州市规模以上工业增加值分别如下:长沙市为 3 042 亿元、株洲市为 885.5 亿元、湘潭市为 902.18 亿元、衡阳市为 1 030.18 亿元、邵阳市为 475.24 亿元、岳阳市为 1370.81 亿元、常德市为 1 039.70 亿元、张家界市为 54.05 亿元、益阳市为 511.24 亿元、郴州市为 1 139.98 亿元、永州市为 328.06 亿元、怀化市为 365.10 亿元、娄底市为 476.52 亿元、湘西自治州为 105.59 亿元。可见,长沙市、株洲市、湘潭市、衡阳市、岳阳市、常德市、郴州市的工业增加值均高于 562.2 亿元,邵阳市、张家界市、益阳市、永州市、怀化市、娄底市、湘西自治州的工业增加值都低于 528.81 亿元。因此,这些城市还应结合本地的优势,优化企业生产规模,提高规模以上工业增加值。

参考文献:

- [1] 曹 珍. 湖南省城镇化发展现状调研报告 [J]. 经济研究导刊, 2016(33): 122-124.
CAO Zhen. Investigation Report on the Status Quo of Urbanization Development in Hunan Province[J]. Economig Rfsearch Cuide, 2016(33): 122-124.
- [2] 赵先超. 湖南省能源消费碳排放系统分析与调控 [D]. 长沙: 湖南师范大学, 2014.
ZHAO Xianchao. Analysis and Regulation of Energy Consumption Carbon Emission System in Hunan Province[D]. Changsha: Hunan Normal University, 2014.
- [3] 刘 晓, 熊 文, 朱永彬, 等. 经济平稳增长下的湖南省能源消费量及碳排放量预测 [J]. 热带地理, 2011, 31(3): 310-315.
LIU Xiao, XIONG Wen, ZHU Yongbin, et al. Prediction on Energy Consumption and Carbon Emissions Based on Steady Economic Growth of Hunan Province[J]. Tropical Geography, 2011, 31(3): 310-315.
- [4] HOUGHTON J T, MEIRO F L, CALLANDER B A, et al. Climate Change 1995: The Science of Climate

- Change[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1996: 393.
- [5] 李江苏, 张雷, 程晓凌. 中国碳排放增长机理分析[J]. 资源科学, 2010, 32(11): 2059-2065.
LI Jiangsu, ZHANG Lei, CHENG Xiaoling. Analysis of Mechanisms of Carbon Emissions Growth in China[J]. Resources Science, 2010, 32(11): 2059-2065.
- [6] 陈建宏, 王文哲, 熊汉富. 湖南省 CO₂ 排放因素的灰色关联分析[J]. 地域研究与开发, 2010, 29(4): 131-134.
CHEN Jianhong, WANG Wenzhe, XIONG Hanfu. Gray Relational Analysis of Factors of CO₂ Emission in Hunan Province[J]. Areal Research and Development, 2010, 29(4): 131-134.
- [7] 巩帅臣. 湖南省碳排放特征及影响因素分析[J]. 企业家天地, 2010(1): 115-117.
GONG Shuaichen. Analysis of Carbon Emission Characteristics and Influencing Factors in Hunan Provin[J]. Entrepreneurs World, 2010(1): 115-117.
- [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(2): 65-69, 82.
YIN Xiangfei. Population, Consumption, Age and Industrial Structure's Effect on Carbon Emission in Hunan Province and Its Evolution Analysis: Based on STIRPAT Model[J]. Northwest Population Journal, 2011, 32(2): 65-69, 82.
- [9] HANSEN B E. Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference[J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2): 345-368.
- [10] HANSEN B E. Sample Splitting and Threshold Estimation[J]. Econometrica, 2010, 68(3): 575-603.
- (责任编辑: 廖友媛)

.....

(上接第 16 页)

- 低碳城镇化[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2013: 241-255.
WANG Weiguang, ZHENG Guoguang. Annual Report on Actions to Address Climate Change (2013): Focus on Low Carbon Urbanization[M]. Beijing: Social Sciences Academic Press, 2013: 241-255.
- [10] 刘继峰. 雾霾治理须对多种污染物协同控制[N]. 中国高新技术产业导报, 2014-04-07(C03).
LIU Jifeng. It Needs to Synergic Control on Multiple Pollutants for Haze Governance[N]. Pilot Report on Chinese High-Technology Industry, 2014-04-07(C03).
- [11] 王子晔, 李宁. 浅谈 PM2.5 防控专利技术开发 [C]//2014 年中华全国专利代理人协会年会第五届知识产权论坛论文集: 第一部分. 北京: 中华全国专利代理人协会, 2014: 453-457.
WANG Ziye, LI Ning. Discussion on the Development of Patent Technology for PM2.5 Prevention and Control[C]// Proceedings of the Fifth Intellectual Property Forum of the All-China Patent Agents Association in 2014: Part 1. Beijing: All-China Patent Agents Association, 2014: 453-457.
- [12] WU J S Y. The State of China's Environmental Governance After the 17th Party Congress[J]. East Asia, 2009, 26(4): 265-284.
- (责任编辑: 邓光辉)