# 基于 STIRPAT 模型的能源消费 碳排放的影响因素研究

# ——以长三角地区为例

龚 利<sup>1</sup> 屠红洲<sup>1</sup> 龚 存<sup>2</sup>

 $^{1}$ (华东师范大学城市与区域科学学院,上海  $^{2}$ 00241)  $^{2}$ (中国银行澳门分行,澳门  $^{9}$ 99078)

〔摘 要〕 本文分析了长三角地区  $1997\sim2016$  年的能源消费总量、二氧化碳排放量和排放强度的变化趋势特征,基于 STIRPAT 模型定量分析了该地区能源消费二氧化碳排放量与人口、人均 GDP、外商直接投资、技术进步等影响因素之间的关系,与已有研究不同,本文技术进步指标的测算同时纳入技术投入和技术产出因素。结果表明,各影响因素对二氧化碳排放的作用强度存在显著差异,其中,影响最大的因素是人口,每增长 1%,二氧化碳排放量将增加 1.914%,其次分别是人均 GDP、外商直接投资、技术进步;整体技术进步实现的碳排放的减少量小于其带来的增加量,技术进步水平并未达到使碳排放减少的程度;人均 GDP 与二氧化碳排放量关系的研究结果不支持倒 "U"型的库兹涅茨曲线观点。

〔关键词〕 长三角 STIRPAT 模型 碳排放 技术进步 岭回归 外商直接投资

DOI: 10.3969/j.issn.1004-910X.2018.08.012

(中图分类号) F061.5; F224 (文献标识码) A

# 引言

全球气候变暖是人类面临的重大环境问题之 一,能源消费所产生的二氧化碳等温室气体的排 放是全球气候变暖的主要原因。近年来,世界各 国就减少碳排放做出了积极努力,陆续签订了《京 都议定书》、《巴黎协定》等一系列应对气候变化 的协议。我国是世界上最大的发展中国家,经济 总量位居世界第二,经济快速增长的同时也带来 了大量温室气体的排放。根据国际能源署 (IEA) 的统计数据,中国已干2005年超过美国,成为世 界最大碳排放国, 当年碳排放量高达 72 亿吨, 占 全球温室气体排放总量的 19.12%。在 2009 年的 哥本哈根气候峰会上,我国承诺到 2020 年单位 GDP 二氧化碳排放量比 2005 年降低 40%~50%的 减排目标。国务院 2016 年 11 月发布的 《"十三五" 控制温室气体排放工作方案》 明确指明了未来 5 年温室气体控制排放的主要目标和重要任务,严 格控制重点区域流域碳排放,推进京津冀鲁、长 三角、珠三角等重点地区以及大气污染防治重点城市煤炭消费总量控制,并将大幅度降低碳排放强度和能源消费总量的"双控目标"纳入各省份经济社会发展规划和年度计划。2017年10月,党的十九大报告首次以较大篇幅讲述生态文明建设,明确指出要坚持创新、协同、绿色、开放、共享的发展理念,强调建设生态文明是中华民族永续发展的千年大计。中央和国家战略规划及文件精神中不断强调和重申绿色发展、低碳发展的重要性和迫切性,保护生态、减少碳排放、遏制气候变暖已成为响应国家号召,从长远大计视野谋求生存发展之路所必须思考的重大课题,并已成为现实经济社会发展的大势所趋。

长三角地区主要包括上海、江苏和浙江三个省级行政区,是我国经济社会发展最具代表性的地区之一,在经济发展水平、国内外投资环境、科技创新能力等方面都处于全国领先地位。同时该地区近20年的能源消费总量和二氧化碳排放量

收稿日期: 2018-02-08

基金项目: 国家自然科学基金项目"能源项目政府补贴的进入与退出时机选择及其政策建议"(项目编号: 71203064)。

作者简介:龚利,华东师范大学城市与区域科学学院副教授,博士。研究方向:能源经济与能源政策等。屠红洲,通讯作者,华东师范大学城市与区域科学学院硕士研究生。研究方向:能源经济与能源政策等。龚存,中国银行澳门分行资讯科技部经理,硕士。研究方向:数学建模分析。

Journal of Industrial Technological Economics

也占全国较大比重,在合理控制能源消费和减少 碳排放方面承担的任务最为艰巨,面临的挑战也 最为严峻。上文提到的 《工作方案》 针对长三角 地区亦设定了具体约束指标: 在全国"十三五" 时期碳排放强度比 2015 年下降 18%的总目标下, 上海、江苏、浙江分别下降 20.5%,高于全国其 他省份平均水平; 上海、江苏、浙江的能源消费 增量控制目标分别为 970、3480、2380 万吨标准 煤,降能耗任务相当艰巨。因此,明确长三角地 区能源消费碳排放的影响因素及其与经济增长的 关系,对于减少温室气体排放,实现节能减排目 的,落实区域低碳发展战略都具有极其重要的意 义,并能以能源视角作为突破口推进国家的供给 侧改革。

国内外学者对碳排放影响因素进行了大量研 究,方法主要有 STIRPAT 模型、LMDI 因素分解 法等,其中,STIRPAT模型是研究区域碳排放影 响因素的常用手段[1-7]。Shi A[8]利用该模型研究 了多国近20年的人口数量与二氧化碳排放量之间 的关系,结果显示二氧化碳排放量与人口数量呈 正相关关系; Shoufu Lin 等[9] 利用该模型分析了 人口、城市化水平、人均 GDP、工业化水平以及 能源强度对温室气体排放的影响,结果表明影响 最大的因素是人口,其次分别是城市化水平、人 均 GDP 和能源强度。国内有不少学者采用 STIR-PAT 模型分别从不同尺度分析各个因素对碳排放 的影响,卢娜等[10]利用该模型并结合脱钩测算方 法研究了苏锡常地区经济发展与能源消费碳足迹 之间的相互作用,结果表明经济增长是影响能源 消费碳足迹最大的因素; 黄蕊等[11] 利用该模型对 重庆市能源消费碳排放的影响因素进行了研究, 结果显示人口数量的增加会对该地区能源消费碳 排放的增长产生较强的带动作用。

对于环境质量与经济增长之间的关系,主要 是以环境库兹涅茨曲线(EKC)为理论基础。该 理论认为一个国家的整体环境质量在经济发展过 程中随着国民收入的增加先恶化而后平稳再逐步 好转,即人均 GDP 与环境质量呈倒 "U"型关 系,但Galeottia等[12]认为学术界对 EKC 曲线的 解释出现了争论。目前,来自吴振信等[13]、郭施

宏等[14]与田伟等[15]的研究认为 ECK 曲线主要有 5 种类型,即倒 "U"型、"U"型、倒 "N"型、 "N"型以及同步关系。

对于外商直接投资(FDI)与碳排放关系的 研究主要集中于 FDI 对东道国环境的影响上。主 要的观点有3种,第一种认为 FDI 会增加碳排放, 对环境产生不利影响,大多数学者赞同这种观点, 持这种观点的理论被称为"污染天堂假说",由 Walter 等[16]提出,后来其他学者发展了该理论[17], 国内学者如张宇等[18]、刘海云等[19] 持相同观点; 第二种观点认为 FDI 对于东道国的环境有正的效 应,会减少碳排放,如国外学者 Grehter 等[20]、 Dean 等[21] 都支持的 "污染光环假说",国内学者 如李子豪等[22]、郑强等[23] 同样赞成该种观点; 第 三种观点认为 FDI 对环境既可能有正的影响也可能 有负的影响,与碳排放关系复杂,如 Javorcik [24]、 计志英等[25]、刘渝琳等[26]的相关研究。

综上可知,大部分学者对于碳排放影响因素 的考察尺度多以国家和省份为主,较少从宏观视 角将经济区域整体作为研究对象。对于碳排放影 响因素之一的技术创新,大多数学者采用能源强 度作为表征指标,但这种方法并不能完整解释技 术创新的背后机制以及它所包含的真实内容,对 技术创新与碳排放之间关系的判断也可能存在较 大偏差。尽管已有少数学者将 R&D 投入[27] 或专 利数量[28] 等单一指标纳入到技术创新因素中来, 但这些测算方法过干笼统,仅考虑技术投入或者 仅考虑技术产出,没有根据投入和产出的经济学 原理较为精确地测算技术创新的真实水平。为此, 本文通过构建更加合理的影响因素表征指标,运 用 STIRPAT 模型并结合岭回归分析方法,探讨 1997~2016 年我国长三角地区能源碳排放的变化 特征及其影响因素对碳排放的贡献,以期为长三 角地区明确低碳发展的目标和任务,为制定针对 性的节能减排政策提供有益参考。

#### 1 研究方法与数据来源

#### 1.1 能源消费量的估算

如图 1 所示, 1997~2016 年长三角地区能源 消费总量保持不断增长的态势,除了在1998年、 2012年、2014年3个年份略微减少外,其他各年 份均保持正的增长率,从 1997 年的 16471.57 万吨标准煤增长到 2016 年的 51789.85 万吨标准煤,增长了 214.42%。明显可以看到,2002 年以后能源消费量增长明显加快,各年均保持较高的增长率,尤其 2003~2005 年各年的增长率均超过 10%,2005 年达到峰值 19.11%,原因在于该时期长三角地区经济快速增长,工业化和城镇化进程明显加快,对能源的消耗大幅增加。2006 年以后增长率开始慢慢下降,除 2010、2011 年稍有回升外,其他各年份的增长率均维持在较低水平,而且呈现波动下降的态势,但能源消费总量仍处于较高水平。

# 1.2 二氧化碳排放量的估算

目前关于二氧化碳排放量的估算方法主要有 碳排放系数法、实测法、综合方法等,碳排放系 数法较为实用和简洁<sup>[29]</sup>,本文采用碳排放系数法 来估算二氧化碳排放量。

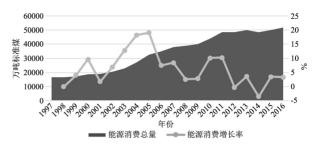


图 1 长三角地区 1997~2016 年能源消费总量 及能源消费增长率

目前,能源消费的主要来源仍是化石燃料的燃烧,本文将分别计算上海、江苏、浙江的化石燃料消费总量进而来估算二氧化碳排放量,具体公式如下:

$$CO_{2i} = \sum_{i} E_{ii} \times \mu_{i} \tag{1}$$

其中, $CO_{2i}$ 为 t 年能源消费二氧化碳排放量 (万吨);  $E_{ii}$ 为 t 年化石能源 i 以标准煤当量为单位的消费量 (万吨标准煤当量);  $\mu_i$  为化石能源 i 的二氧化碳排放系数,如表 1。

表 1 各种能源二氧化碳排放系数

能源种类	煤炭	焦炭	原油	燃料油	煤油	汽油	柴油	天然气	——— 电力
CO <sub>2</sub> 排放系数 (t/tce)	2. 7742	3. 1379	2. 1495	2. 2699	2. 097	2. 0324	2. 173	1. 6453	5. 5395

注: 除电力外的二氧化碳排放系数根据 IPCC 指南换算得到,电力消费二氧化碳排放系数参照国家发展和改革委员会应对气候变化司 2012 年公布数据得到。

如图 2 所示,1997~2016 年长三角地区能源消费二氧化碳排放量总体保持不断增长的趋势,从1997年的43178.93 万吨增长到2016年的129353.5万吨,增长了199.58%;与此对应的二氧化碳排放强度呈现不断下降的趋势,从1997年的2.96吨/万元,下降到2016年的1.22吨/万元。同时可以看到,二氧化碳排放量在2002年以后增长迅速,尤其是2003~2005年各年的增长率都保持在12%以上,2005年达到峰值19.10%,2006年以后增长开始放缓,而二氧化碳排放强度则平稳下降,仅在2004年、2005年、2011年出现小幅上升。

#### 1.3 STIRPAT 模型的构建及指标选取

本文采用 York 等<sup>[5]</sup> 提出的 STIRPAT 模型, 该模型克服了传统的 Kaya 等式和 IPAT 模型中 "各因素等比例影响环境状况"假设的不足,同时允许对各人文因素进行适当分解,是对 IPAT 模型的修正和扩展,其标准形式为:

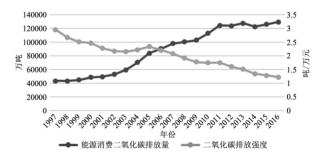


图 2 长三角地区 1997~2016 年能源消费二氧化碳排放量和二氧化碳排放强度

$$I = aP^b A^c T^d e \tag{2}$$

其中,I、P、A、T分别表示环境压力、人口数量、富裕程度、技术进步,a 为模型系数,b、c、d分别为各影响因素的待估计参数,e 为随机误差项。

实际应用时通常将模型两边进行对数化处理, 以便进行回归分析,则模型(2)变为:

$$\ln I = \ln a + b \ln P + c \ln A + d \ln T + \ln e \tag{3}$$

由于该模型可适当扩展,结合本文的研究目的,将模型(3)扩展成:

 $\ln I = \ln a + \alpha_1 \ln P + \alpha_2 \ln A + \alpha_3 \ln F + \alpha_4 \ln T + \ln e \quad (4)$ 

其中,I 为长三角地区能源消费二氧化碳排放量(万吨); P 为该地区人口数量(万人); A 为富裕程度,以人均 GDP(元/人) 表示; F 为实际利用外商直接投资额(亿美元),根据同期汇率平均价折算成人民币(亿元); T 为技术进步;  $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ 、 $\alpha_3$ 、 $\alpha_4$  分别为弹性系数,根据弹性系数概念,在控制其他变量不变的情况下,P、A、F、T 每发生 1%的变化,将分别引起 I 发生  $\alpha_1\%$ 、 $\alpha_2\%$ 、 $\alpha_3\%$ 、 $\alpha_4\%$ 的变化。

为了检验环境库兹涅茨曲线是否存在倒 "U"型关系,本文考察二氧化碳排放与经济增长之间的关系,将模型 (4) 中自变量  $\ln A$  分解为  $\ln A$  和  $(\ln A)^2$  两项 $[^{30}]$ ,新的模型为:

$$\ln I = \ln a + \alpha_1 \ln P + \alpha_{21} \ln A + \alpha_{22} (\ln A)^2 + \alpha_3 \ln F + \alpha_4 \ln T + \ln e$$
 (5)

其中, $\alpha_{21}$ 、 $\alpha_{22}$ 分别为人均 GDP 对数的系数 及人均 GDP 对数二次项的系数。根据弹性定义,人均 GDP 对能源消费二氧化碳排放量的弹性系数 为  $\alpha_{21}$ +2 $\alpha_{22}$ lnA,若  $\alpha_{22}$ 的估计值小于 0,则说明环境库兹涅茨曲线存在倒 "U"型关系,即人均 GDP 增加到一定水平开始改善环境质量,若大于 0,则不存在这种关系。

在创新投入产出分析中,常采用柯布·道格拉斯生产函数<sup>[31]</sup>的演变模型:

$$A_{t} = \varepsilon R_{t}^{\alpha} S_{t}^{\beta} \tag{6}$$

其中, $A_i$  为专利数量, $R_i$  为 R&D 投入, $S_i$  为科技活动人员数量, $\varepsilon$  为技术水平。进一步,公式(6)变形为:

$$\varepsilon = A_t / R_t^{\alpha} S_t^{\beta} \tag{7}$$

在规模报酬不变情形下  $\alpha+\beta=1$  , 假定  $\alpha=\beta=0.5$  , 则:

$$\varepsilon^2 = A_L^2 / R_L S_L \tag{8}$$

公式(8)中,分母表示技术产出, $A_t$  为国外经济学界常采用的专利申请数量,专利申请比专利授权更能反映技术进步的真实水平[32] ,分子表示技术投入,令  $\varepsilon^2 = T$  (技术进步)。与已有研究不同,本文首次在碳排放影响因素的研究中同时纳入技术投入和技术产出,结合柯布•道格拉斯

生产函数演变模型来确定技术进步水平的计算方法,能较为精确地测算技术进步的真实水平。

#### 1.4 数据来源

本文的能源消费数据、人口、人均 GDP、实际利用外商直接投资额、R&D 投入、专利申请数量、科技活动人员数量来自《中国经济社会发展统计数据库》、《中国统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》、《上海统计年鉴》、《江苏统计年鉴》、《浙江统计年鉴》等相关篇目,分别选取 1997~2016 年的数据进行研究,其中,人均 GDP、R&D 投入以 1997 年为基期折算成可比价。

## 2 实证分析

#### 2.1 STIRPAT 模型分析

# 2.1.1 单位根检验

为了验证时间序列数据是否存在非平稳性,避免出现"伪回归"现象,本文运用 Eviews7.2 对包括因变量在内的所有变量进行单位根检验,并根据 SIC 准则确定滞后项。由于在 STIRPAT 模型中已经对所有数据进行了对数化处理,这样可以使变量更具线性化趋势,同时可以消除异方差对时间序列数据的影响,提高回归结果的拟合程度,检验结果如表 2。

表 2 ADF 单位根检验结果

变量	检验类型	ADF 值	5%临界值	结论
$\ln\!I$	(c,t,1)	-1. 1754	-3. 6908	不平稳
$\Delta { m ln} I$	(c t 2)	-2. 1143	-3.7332	不平稳
$\Delta^2 \ln\! I$	(c t D)	-4. 7969	-3.7105	平稳
$\ln\!P$	(c t D)	0. 6513	-3. 6736	不平稳
$\Delta { m ln} P$	(c t D)	-2. 8711	-3. 6908	不平稳
$\Delta^2 \ln\!P$	(c,t,1)	-5. 3341	-3.7332	平稳
$\ln\!A$	(c,t,1)	-1. 1870	-3. 6908	不平稳
$\Delta \mathrm{ln} A$	(c t D)	-1.4041	-3. 6908	不平稳
$\Delta^2 \ln\! A$	(c t D)	-4. 0246	-3.7105	平稳
( $lnA$ ) $^2$	(c,t,1)	-1.7877	-3. 6908	不平稳
$\Delta$ ( lnA) $^2$	(c t D)	-1. 3438	-3. 6908	不平稳
$\Delta^2$ ( lnA) $^2$	(c t D)	-4. 0613	-3.7105	平稳
$\mathrm{ln}F$	(c t 3)	-2. 4749	-3.7332	不平稳
$\Delta \mathrm{ln} F$	(c ,t ,D)	-1. 6695	-3. 6908	不平稳

		续 表		
变量	检验类型	ADF 值	5%临界值	结论
$\Delta^2 \ln F$	(c t 2)	-4. 4297	-3.7332	平稳
$\ln T$	(c ,t ,A)	2. 1902	-3.7597	不平稳
$\Delta { m ln} T$	(c t O)	-4. 2422	-3. 6908	平稳
$\Delta^2 \ln T$	(c t 3)	-5. 2129	-3. 0989	平稳

注: (c,k)分别代表截距项、趋势项、滞后项。

从表 2 的 ADF 检验结果可知,原始变量具有非平稳性,在经过二阶差分后序列变得平稳,所有原始变量都为二阶单整序列,符合进行协整检验的条件。

#### 2.1.2 协整检验

为了保证后续回归分析结果的有效性,本文 采用 E-G 两步法检验变量之间的协整关系,首先 运用 Eviews7.2 对各变量进行 OLS 回归,然后对 获取的残差序列进行 ADF 检验。

结果如表 3 所示,在 1%的显著性水平下,残差序列的 ADF 值的绝对值大于对应的临界值的绝对值,表明变量间存在长期均衡关系,可以进行

#### 后续回归分析。

表 3 残差序列 ADF 检验结果

ADF 值		- P 检验值		
	1%	5%	10%	1 化二元
-2. 7059	-2. 6924	-1.9602	-1.6071	0. 0097

## 2.2 岭回归分析

考虑到变量之间可能存在多重共线性,本文首先运用 SPSS20.0 对因变量  $\ln I$  和自变量  $\ln P$ 、  $\ln A$ 、  $(\ln A)^2$ 、  $\ln F$ 、  $\ln T$  进行普通最小二乘法回归,通过方差扩大因子( VIF 值) 判断变量间是否存在多重共线性。

如表 4 所示,各变量的方差扩大因子(VIF值)都大于10,尤其 lnF的 VIF值更是高达 444143.043,表明变量间存在严重的多重共线性,所以使用普通最小二乘法的无偏估计无法得到可靠的估计结果,为了消除这一影响,本文采用岭回归方法重新拟合。

表 4 普通最小二乘法回归结果

变量	常量 c	lnP	lnA	( lnA) <sup>2</sup>	$\ln\!F$	$\ln T$
t 统计值	-3. 241	3. 182	0. 414	-0. 611	-1.847	0. 152
Sig.	0.005	0.006	0. 685	0. 550	0.086	0. 881
容差		0.006	0.000	0.000	2. 252E-006	0. 012
VIF 值		180. 568	5709. 693	4400.760	444143. 043	86. 745

岭回归分析是一种专门用于共线性数据分析的有偏估计回归方法,对病态数据的耐受性更强<sup>[33]</sup>。岭参数 k 一般在(0,1)区间内,k 值越小,原有信息的损失越小。实践中,为了确定合理的 k 值以及选择合适的变量需要借助岭迹曲线的形状变化来完成。

本文对模型 (5) 中各变量进行岭回归分析,第一次回归使岭参数 k 在(0,1) 区间内,步长为 0.01,结合岭迹图确定岭参数 k 在(0,0.1) 区间内自变量的回归系数变化较大,初步确定目标岭参数 k 在(0,0.1) 区间。然后调整岭参数 k 在(0,0.1) 区间。然后调整岭参数 k 在(0,0.1) 区间为进行第二次回归,步长为 0.002,岭

迹图结果表明,当岭参数 k 从 0 变化到 0.05 时,自变量的回归系数发生较大变化,当岭参数 k 大于 0.05 之后,自变量的回归系数趋于稳定,由于岭参数 k 应尽可能小才能保证更高的拟合精度,最终确定岭参数 k=0.05,岭回归结果如表 5 所示。

由岭回归结果可知,所有自变量的岭回归系数都通过了 5%的显著性水平检验, $\ln P \times \ln A \times \ln F \times \ln T$  和常量的岭回归系数还通过了 1%的显著性水平检验,无论是  $R^2$  还是调整  $R^2$  都大于 0.97,F统计量也通过了 1%的显著性水平检验,整体拟合度极好。因此,模型 (5) 可以很好地

表 5 岭回归估计结果 (岭参数 k = 0.05)

				<u> </u>	
变量	系数	标准误差	标准化系数	t 统计值	Sig.
常量	-9. 404	2. 414	0.000	-3.895	0. 00162
$\ln\!P$	1. 914	0. 276	0.311	6. 929	0. 00001
$\ln\!A$	0. 091	0. 021	0. 124	4. 358	0. 00066
( $lnA$ ) $^2$	0.003	0.001	0.094	2. 465	0. 02726
$\mathrm{ln}F$	0. 096	0. 015	0. 146	6. 475	0. 00001
$ \ln T$	0. 068	0. 015	0. 286	4. 388	0. 00062

注: R<sup>2</sup>=0.9895, 调整 R<sup>2</sup>=0.9716, F 统计值=130.8212, Sig. (F 统计量)=0.00000。

解释长三角地区能源消费二氧化碳排放量与其影响因素之间的关系,具体形式为:

 $\ln I = -9.404 + 1.914 \ln P + 0.091 \ln A + 0.003$ (  $\ln A$ )  $^{2}+0.096 \ln F+0.068 \ln T$  (9)

从拟合结果(9)可以看出,人口、人均GDP、外商直接投资、技术进步等影响因素与长三角地区能源消费二氧化碳排放量均存在正相关关系,但影响程度存在显著差异。

人口是对碳排放影响最大的因素,每增长 1%,二氧化碳排放量增加 1.914%。长三角地区人口稠密,总量超过 1.5 亿,人口增加势必会造成食物、住房、交通等需求的增长,而满足这些需求则会导致工业、电力、交通等部门消耗更多的能源,从而带来更多的碳排放,特别是近年来,居民生活直接和间接能源消费不断增长,已成为碳排放来源的重要组成部分。

人均 GDP 对碳排放影响也较大,每增长 1%,二氧化碳排放量增加(0.091+0.006lnA)%;由于(lnA)²的系数大于 0,说明在本文的观测期内长三角地区人均 GDP 与二氧化碳排放量之间并没有出现倒"U"型关系,即该地区的富裕程度还没有达到可以改善环境质量状况的拐点水平。长三角地区是我国最富裕、经济最发达的地区之一,最近 20 年的 GDP 增速平均达到 8%以上,经济快速增长,需要消耗大量能源,特别是 2002 年后工业化、城镇化进程加快,并在较长时期内坚持粗放的经济增长方式,导致能源过度消耗,带来大量碳排放。

外商直接投资额每增长 1%, 二氧化碳排放量增加 0.096%, 说明外商直接投资的增长不但没有改善长三角地区的环境质量状况, 反而促进

了该地区碳排放的增加,由此也证明在本文的观测期内"污染天堂假说"仍然成立,长三角地区仍处于"污染避难所"的经济增长阶段。外商直接投资的引进和利用促进了长三角地区的经济发展和转型,但也使得国外的一些高污染企业以外商直接投资的形式转移到长三角地区,导致该地区成为一些发达国家污染密集型企业的"污染天堂"。

技术进步指标测算同时纳入技术投入和技术产 出,研究结论得出技术进步的弹性系数为 0.068, 即整体技术进步水平每提高 1%,会使二氧化碳 排放量增加 0.068%, 说明长三角地区整体技术 进步所带来的二氧化碳排放增加量超过了利用技 术手段减少的二氧化碳排放量,同时也说明技术 进步对环境质量状况的影响是复杂的,不能笼统 地认为技术水平提高了就一定能改善环境质量或 使环境质量恶化。长三角地区在科技创新方面的 投入不断增长,产生的影响却具有两面性: (1) 科技进步更多关注物质产出的增加、对经济发展 的推动作用,科技投入也更多地向能带来产出增 加、能促进经济发展的技术倾斜,而较少关注碳 排放和绿色低碳技术,对节能减排的投入不够; (2) 绿色低碳技术的发展大大减少了二氧化碳的 排放,但总的来看,科技进步还是在一定程度上 促进了长三角地区的碳排放。

# 3 结论与建议

本文概述了 1997~2016 年长三角地区能源消费的变化特征,估算了二氧化碳排放量及其强度状况,基于 STIRPAT 模型,结合岭回归方法定量分析了人口、人均 GDP、外商直接投资和技术进步对二氧化碳排放产生的影响。结果显示:

- (1) 1997~2016 年长三角地区能源消费总量和二氧化碳排放量逐年增长,尤其在 2002~2005年增长较快,原因在于该期间长三角地区工业化和城镇化进程加快,经济飞速发展,对能源的依赖程度大大增强,直到 2006 年以后增速开始放缓,环境问题开始引起各方高度重视并得到了积极有效应对。二氧化碳排放强度总体保持不断下降的趋势,我国对碳排放问题的认识正逐步加深并采取了一系列措施降低碳排放强度。
- (2) 二氧化碳排放量受到人口、人均 GDP、外商直接投资和技术进步等多种因素影响,这些因素与碳排放之间均存在正相关关系,且不同影响因素对碳排放的作用强度存在较大差异。人口是影响最为显著的因素,其他因素的影响相对较小,显著程度由高到低分别为人均 GDP、外商直接投资、技术进步。

根据研究结论,本文针对碳排放调控及低碳 发展提出如下针对性建议:

- (1) 长三角地区人口稠密且有不断增长的趋势,人口问题不可能在短时间内解决,因此人口对碳排放的影响不可能很快降低,我们应当宣传低碳生活理念,引导大众选择低碳生活方式,增强人们的环境意识。
- (2) 转变经济发展方式,推进产业结构转型,大力发展低碳经济、循环经济、绿色经济,推进企业节能、减排、降耗,提倡清洁生产。
- (3) 优化外资结构,由于第一、三产业都是低污染产业,将外商直接投资更多引向第一、三产业,特别是环保产业;控制污染密集型企业的引进,对先进的低碳技术实施优惠政策。
- (4) 低碳技术对节能减排的潜力巨大,应大力推进低碳技术创新,增加低碳技术投入在科技投入中的比重; 政府应加强对机构和企业进行节能减排技术创新的支持与引导,通过技术创新改善长三角地区的碳减排现状。

#### 参 考 文 献

- [1] 邓小乐,孙慧. 基于 STIRPAT 模型的西北五省区碳排放峰值 预测研究 [J]. 生态经济, 2016, (9): 36~41.
- [2] Shahbaz M , Loganathan N , Sbia R , et al. The Effect of Urbanization , Affluence and Trade Openness on Energy Consumption: A Time Series Analysis in Malaysia [J]. Renewable and Sustainable Energy Reviews , 2015 , 47 (11): 683~693.

- [3] 汪菲,王长建. 新疆能源消费碳排放的多变量驱动因素分析——基于扩展的 STIRPAT 模型 [J]. 干旱区地理,2017,40(2):441~452.
- [4] 陈永国,褚尚军,聂锐.京津冀及周边地区碳排放驱动因素的贡献作用及其政策含义 [J].河北经贸大学学报,2016,(1): 102~106.
- [5] York R , Rosa E A , Dietz T. STIRPAT , IPAT and Impact: Analytic Tools for Unpacking the Driving Forces of Environmental Impacts [J]. Ecological Economics , 2003 , 46 ( 3):  $351 \sim 365$
- [6] 王长建,张虹鸥,叶玉瑶,等.广东省能源消费碳排放的多变量驱动因素——基于扩展的 STIRPAT 模型 [J]. 科技管理研究,2017,(3): 210~214.
- [7] 高明, 吴雪萍, 郭施宏. 城市化进程、环境规制与大气污染——基于 STIRPAT 模型的实证分析 [J]. 工业技术经济, 2016, 35 (9): 110~117.
- [8] Shi A. The Impact of Population Pressure on Global Carbon Dioxide Emissions , 1975~1996: Evidence from Pooled Cross-country Data [J]. Ecological Economics , 2003 , 44 (1): 24~42.
- [9] Shoufu Lin , Dingtao Zhao , Dora Marinova. Analysis of the Environmental Impact of China Based on STIRPAT Model [J]. Environmental Impact Assessment Review , 2009 , 29 (6) , 341 ~ 347.
- [10] 卢娜,曲福田,冯淑怡,等. 基于 STIRPAT 模型的能源消费碳足迹变化及影响因素以江苏省苏锡常地区为例 [J]. 自然资源学报,2011,26(5): 814~824.
- [11] 黄蕊,王铮. 基于 STIRPAT 模型的重庆市能源消费碳排放 影响因素研究 [J]. 环境科学学报,2013,33(2):602~
- [12] Galeottia , Marzio , Lanza , et al. Citations for Reassessing the Environmental Kuznets Curve for  ${\rm CO_2}$  Emissions: A Robustness Exercise [J]. Ecological Economics , 2006 , (57):  $152{\sim}163$ .
- [13] 吴振信,万埠磊.基于环境库兹涅茨曲线的北京市碳排放和经济增长相关性研究[J].经济研究导刊,2012,(14):61~64
- [14] 郭施宏,高明. 城市土地经济密度与碳排放的 EKC 假说与验证——基于省际静态与动态面板数据的对比分析 [J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2017,17(1): 80~90.
- [15] 田伟,谢丹.中国农业环境库兹涅茨曲线的检验与分析——基于碳排放的视角 [J].生态经济,2017,33(2):37~40.
- [16] Walter I , Ugelow J. Environmental Policies in Developing Countries [J]. Ambio , 1979 , 8 ( 2-3) ,  $102\sim109$ .
- [17] Jie He. Pollution Haven Hypothesis and Environmental Impacts of Foreign Direct Investment: The Ease of Industrial Emission of Sulfur Dioxide ( ${\rm SO_2}$ ) in Chinese Provinces [J]. Ecological Economics , 2006 , 60 (1): 228~245.
- [18] 张宇,蒋殿春. FDI、政府监管与中国水污染——基于产业结构与技术进步分解指标的实证检验 [J]. 经济学(季刊),

— 101 —

- 2014, 13 (2): 491~514.
- [19] 刘海云,龚梦琪. 环境规制与外商直接投资对碳排放的影响 [J]. 城市问题,2017,(7):67~73.
- [20] Grehter J , Jean Marie. Globalization and Dirty Industries: Do Pollution Havens Matter [R]. CEPR Discussion Paper , 2003 , 3932
- [21] Dean J M , Lovely M E , Wang H. Are Foreign Investors Attracted to Weak Environmental Regulations? Evaluating the Evidence from China [J]. Journal of Development Economics , 2008 , (11): 1~13.
- [22] 李子豪,刘辉煌.外商直接投资、技术进步和二氧化碳排放:基于中国省际数据的研究[J].科学学研究,2011,(10):1495~1503.
- [23] 郑强, 冉光和, 谷继建. 外商直接投资、经济增长与环境污染——基于中国式分权视角的实证研究 [J]. 城市发展研究, 2016, 23 (5): 20~24.
- [24] Javorcik B S. Does Foreign Direct Investment Increase the Productivity of Domestic Firms? In Search of Spillovers through Backward [J]. The American Economic Review , 2004 , (94): 605~627
- [25] 计志英,毛杰,赖小锋. FDI 规模对我国环境污染的影响效应研究——基于 30 个省级面板数据模型的实证检验 [J].

- 世界经济研究,2015,(3):56~64.
- [26] 刘渝琳,郑效晨,王鹏. FDI 与工业污染排放物的空间面板模型分析 [J]. 管理工程学报,2015,29(2): 142~148.
- [27] 高星,商巍. 中国省域 R&D 投入对经济增长作用途径的空间计量分析 [J]. 广西财经学院学报, 2014, (3): 57~61.
- [28] 曹洪刚,陈凯,佟昕.中国省域碳排放的空间溢出与影响 因素研究——基于空间面板数据模型 [J].东北大学学报 (社会科学版),2015,17(6):573~586.
- [29] 赵敏,张卫国,俞立中. 上海市居民出行方式与城市交通  $CO_2$  排放及减排对策 [J]. 环境科学研究,2009,(6): 747~752.
- [30] 王立猛,何康林. 基于 STIRPAT 模型的环境压力空间差异分析: 以能源消费为例 [J]. 环境科学学报,2008,28 (5): 1032~1037.
- [31] Furman Jeffrey L , Porter Michael E , Stern Scott. The Determinants of National Innovative Capacity [J]. Research Policy , 2002 , (31): 899~933.
- [32] Griliches Zvi. Patent Statistics as Economic Indicators: A Survey [J]. Journal of Economic Literature , 1990 , (28):  $1661 \sim 1707$ .
- [33] 姜磊,季民河. 基于 STIRPAT 模型的上海市能源消费影响 因素研究 [J]. 上海环境科学,2011,(6): 240~244.

# Study on the Influencing Factors of Carbon Emissions from Energy Consumption Based on STIRPAT Model

——The Case of Yangtze River Delta Region

Gong Li<sup>1</sup> Tu Hongzhou<sup>1</sup> Gong Cun<sup>2</sup>

- (1. School of Urban and Regional Science, East China Normal University, Shanghai 200241, China;
  - 2. Department of Information Technology, Bank of China Macau Branch, Macau 999078, China)

(Abstract) This paper firstly analyzed the variation trends of total energy consumption , CO<sub>2</sub> emissions and CO<sub>2</sub> emissions intensity in the Yangtze River Delta region from 1997 to 2016. Then basing on the model of STIRPAT , the paper gave quantitative analyses of the relationships between CO<sub>2</sub> emissions from energy consumption and influencing factors as population , GDP per capita , foreign direct investment and technological progress in Yangtze River Delta region. In this paper , the measurement of technological progress indicators was incorporated into the factors of technology input and technology output simultaneously , which was different from the existing research. The results showed that the various factors had significantly different influence on CO<sub>2</sub> emissions , among which the population factor was the most critical , with an increase of 1% , CO<sub>2</sub> emissions increasing by 1.914% , followed by the factors of GDP per capita , foreign direct investment , technology progress successively. The decrement of carbon emissions was less than the recruitment brought by the factor of overall technological progress and the level of technological progress had not reached the degree that could reduce carbon emissions. Research on the relationship between CO<sub>2</sub> emissions and GDP per capita did not support the viewpoint of Kuznets curve inverted "U".

(Key words) Yangtze River Delta; STIRPAT model; carbon emissions; technological progress; ridge regression; foreign direct investment

(责任编辑: 王 平)