

长江经济带能源消费碳排放的多变量驱动因素研究

——基于扩展 STIRPAT 模型

邢红¹

(南通师范高等专科学校(如皋校区), 江苏 南通 226500)

【摘要】:采用我国长江经济带 1995–2016 年省域面板数据, 基于扩展 STIRPAT 模型定量分析了长江经济带能源消费碳排放各驱动因素的影响机理。研究结果表明: ①城市化水平因素对我国东部地区具有负向抑制作用, 而对中部和西部地区具有正向驱动作用。②碳排放与人均 GDP 因素之间存在着倒“U”型曲线关系, 目前只有东部地区通过了碳排放拐点, 中部地区接近拐点, 而西部地区碳排放量在较长时期内将持续增长。③产业结构和能源强度因素对碳排放均产生显著影响, 且对中部和西部地区的影响远远大于东部地区, 创新水平对碳排放影响微弱。④外商直接投资与金融发展因素对碳排放具有负向抑制作用, 贸易开放度和环境规制因素的影响较小。

【关键词】: 能源消费 碳排放 经济增长 扩展 STIRPAT 模型

【中图分类号】: X823.2; F206 **【文献标志码】:** A **【文章编号】:** 1005-8141(2020)04-0337-07

2015 年在巴黎召开的联合国气候变化大会上, 我国政府在“国家自主贡献”中郑重承诺将于 2030 年左右使碳排放达到峰值, 并使单位 GDP 碳排放下降 60%—65% (以 2005 年为基期)。改革开放 40 年来, 我国经济的快速发展是以能源消费的持续增长为基础的。2008 年《BP 世界能源统计年鉴》显示, 2017 年我国一次能源消费总量为 44.77 亿 t 标煤, 占全球能源消费总量的 23.2% 和全球能源消费增长的 33.6%, 我国仍然是世界上最大的能源消费国; 碳排放总量为 92.326 亿 t, 占世界碳排放总量的 27.6%。因此, 我国如果要想实现巴黎大会的碳减排承诺, 就必须走低碳发展道路以解决经济发展与碳排放同步增长的问题。长江经济带作为我国综合实力最强、战略支撑作用最大的区域之一, 在实现碳减排的目标中起着至关重要的作用, 因此研究该区域能源消费碳排放与经济增长之间的关系具有非常重要的作用。

能源消费碳排放与经济增长之间的关系一直是环境经济学领域的研究热点, 且经典的研究分析工具之一是环境库兹涅茨曲线理论, 该研究内容主要包括检验“环境库兹涅茨曲线”是否存在及其形态。从宏观层面看, 28 个 OECD 国家中部分国家碳排放与 GDP 的关系呈现倒“U”形, 部分国家则呈现“U”形^[1]。大多学者^[2-5]认为我国碳排放量与经济发展之间基本存在倒“U”型曲线, 目前处在拐点左侧。李国志^[6]则认为我国 1970—1989 年不存在 EKC 曲线, 1990—2015 年存在倒“U”型曲线且拐点呈提前趋势; 颜廷武等^[7]认为我国农业碳排放强度与农业经济强度之间存在倒“N”型 EKC 关系和双拐点。我国各区域和各省份的碳排放与经济增长关系非常复杂, EKC 曲线形态也多种多样, 如沿海地区、新疆维吾尔自治区为“N”型^[8-9], 辽宁省为倒“N”型, 江苏省、长三角地区等为倒“U”型^[10-11]。另有学者认为, 有些地方不存在 EKC 曲线, 如陕西省^[12]、长三角地区^[13]、西部地区^[14]。与之相关的是 EKC 曲线驱动因素研究, 学者们借助 LMDI^[15, 16]、VAR^[17, 18]、联立方程组^[19, 20]、ARDL^[21]、Alasso^[22]等模型研究了包括城镇化^[13]、人口因素^[23, 24]、技术变革^[18]、出口贸易^[25, 26]、环境规制^[27]、产业结构^[28, 29]、公共支出^[30]、金融发展^[31]等因素的驱动作用。

基金项目: 2017 年江苏高校哲学社会科学研究项目“长江经济带能源消费、碳排放与经济增长关系实证研究”(编号: 2017SJB2278)阶段性研究成果。

作者简介: 邢红 (1973-), 女, 江苏省通州人, 博士, 副教授, 研究方向为经济地理与区域可持续发展。

上述研究由于采用的数据与方法各异，因此研究结果也大相径庭，不具有普适性；大多集中研究双变量或少数几个变量，可能存在变量遗漏的问题，因此有必要在多变量的框架下对长江经济带进行实证研究，以考察能源消费、碳排放与经济增长三者之间的关系。

长江经济带横跨我国东部、中部、西部三大区域，覆盖上海、江苏、浙江、安徽、江西、湖北、湖南、重庆、四川、云南、贵州等 11 个省区，面积约 205 万 km²，人口和生产总值超过全国的 40%，具有独特的优势和巨大的发展潜力。2014 年《国务院关于依托黄金水道推动长江经济带发展的指导意见》明确提出，要完善污染物排放总量控制制度，加强二氧化硫、氮氧化物、PM2.5（细颗粒物）等主要大气污染物的综合防治，严格控制煤炭消费总量，把长江经济带打造成“生态文明建设的先行示范带”，成为水清地绿天蓝的生态廊道。

当前，长江经济带碳排放已经成为研究热点并取得了较为丰硕的成果，主要集中在碳排放空间差异性^[32, 33]、驱动因素^[34, 35]、脱钩状态分析^[36, 37]、碳排放核算和减排潜力^[38, 39]等方面，而基于多变量框架研究能源消费碳排放与经济增长之间的关系不多。本文主要借助扩展 STIRPAT 模型并结合面板数据模型，以验证长江经济带是否存在碳排放与经济增长之间的倒“U”型曲线，同时研究各驱动因素对碳排放的影响程度，为长江经济带低碳经济的发展提供科学的决策建议。

1 模型构建与数据来源

1.1 能源消费的碳排放核算

由于目前我国还缺少对 CO₂排放量的实时监测数据，因此本文借鉴 IPCC 推荐的方法，根据能源消费数量与能源碳排放系数进行估算。碳排放计算公式为：

$$C = \sum_{i=1}^{18} E_{ij} \times \alpha_j \times \beta_j \dots\dots\dots (1)$$

式中，C 为终端能源消费产生的碳排放量；E_{ij} 为第 i 部门第 j 种能源的实物消费量(t)。根据能源平衡表中的能源分类，并借鉴万庆等^[40]学者的做法，选取原煤、洗精煤、其他洗煤、型煤、焦炭、焦炉煤气、其他煤气、原油、汽油、煤油、柴油、燃料油、液化石油气、炼厂干气、天然气、热力、电力和其他能源等 18 种能源；α_j 为第 j 种能源折标系数（kgce/kg，气体类为 kgce / m³）；β_j 为第 j 种能源碳排放系数（kg/kgce）。各能源折标系数及其碳排放系数见表 1。电力和热力的碳排放系数，则借鉴查建平等^[41]学者的计算方法。

表 1 各能源折标系数与碳排放系数

能源类别	折标系数	碳排放系数	能源类别	折标系数	碳排放系数
原煤	0.7143	0.7549	汽油	1.4714	0.5546
洗精煤	0.9000	0.7586	煤油	1.4714	0.5782
其他洗煤	0.2857	0.7736	柴油	1.4571	0.5912
型煤	0.6000	0.7555	燃料油	1.4286	0.6180
焦炭	0.9714	0.8216	液化石油气	1.7143	0.5036
焦炉煤气,	0.5929	0.3543	炼厂干气	1.5714	0.4843
其他煤气	0.6900	0.3633	天然气	1.3300	0.4600
原油	1.4286	0.5854	其他能源 ^[42]	—	2.3860

注：折标系数取自 2016 年《中国能源统计年鉴》，除其他能源外，各能源碳排放系数取自相关文献也中的平均值。

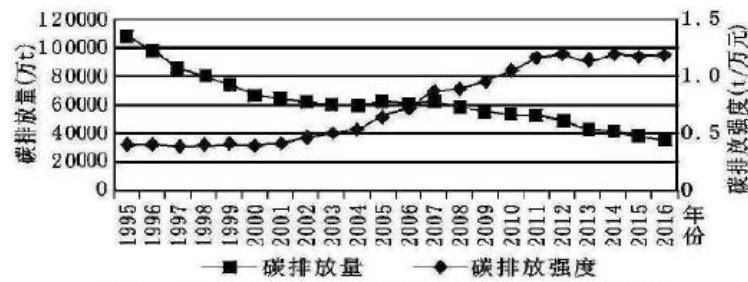


图 1 1995—2015 年长江经济带能源消费碳排放量

根据式（1）估算的碳排放量及其碳排放强度变化趋势见图 1。由图 1 可知, 1995—2016 年长江经济带能源消费碳排放量总体保持上升趋势, 从 1995 年的 32064.7 万 t 上升到 2016 年的 95065.87 万 t, 增长了 196.48%; 与之对应的碳排放量强度则呈现出不断逐渐下降的趋势, 由 1995 年的 1.3457t / 万元下降到 2016 年的 0.4434t / 万元。可见, 2002—2012 年碳排放量增长非常迅速, 尤其是 2005—2007 年各年增长率均超过 10%, 2007 年达到峰值的 15.12%, 此后碳排放增长速度略有减缓, 而碳排放强度在此期间一直平稳下降。

1.2 模型设定及指标选取

IPAT 模型最早由 Ehrlich 等于 1972 年提出, 该模型认为人类对环境的影响(I)主要是通过人口总量(P)、富裕程度(A)、技术水平(T)三者共同起作用的, 即 $I = P \times A \times T$ 。此后, York 等将其扩展为非线性随机回归 STIRPAT 模型。该模型既克服了原有模型中各因素等比例影响环境状况不足, 又可对各因素进行分解与改进, 满足了各种实证分析的需要, 表达式为:

$$I = aP^b A^c T^d e \dots\dots\dots (2)$$

式中, I、P、A、T 分别为环境压力、人口总量、富裕程度和技术进步; a 为该模型系数; b、c、d 分别为各影响因素的待估计参数; e 为随机误差项。

在实证分析过程中, 由于简单的线性往往不能得到一致的估计结果, 因此通常需要对模型两侧同时进行对数化处理, 以减少异方差和偏误。结合面板数据特征, 模型(2)变为:

$$\ln I_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln P_{it} + \beta_2 \ln A_{it} + \beta_3 \ln T_{it} + e_{it} \dots\dots\dots (3)$$

为防止变量遗漏导致模型设定错误, 更好研究长江经济带碳排放的驱动因素, 本文基于长江经济带的实际情况, 将 STIRPAT 模型的影响因子进行扩展, 以尽可能全面考虑碳排放的各种影响因素。

主要影响因素包括: ①人口因素(P)。人口因素分解为人口规模(POP)和人口结构(URB)两个因素: 人口规模越大, 生产生活中的能源需求也越大, 由此会产生更多的碳排放量, 预期人口规模与碳排放量呈正相关。人口结构着重于人口的城乡分布, 用人口城市化水平衡量。一方面, 城市化水平提高会增加能源需求, 增加碳排放; 另一方面, 随着新型城市化的发展、城市居民

素质的提高,可能降低碳排放,因此城市化水平对碳排放的影响不确定。②富裕程度(A)。富裕程度主要用来衡量经济发展对环境的影响,用人均 GDP 衡量富裕程度。已有研究表明,碳排放量会随着人们收入水平的提高呈现出先增长后降低的变化趋势,表现为倒“U”型的 EKC 关系。此外,还可能存在“U”型、“N”型、倒“N”型等关系。③技术水平(T)。技术水平主要反映了技术进步在治理环境污染时所起的作用,采用产业结构、能源强度、创新水平表征。产业结构(IND)用第二产业增加值占 GDP 的比重衡量,预期第二产业占比越高,则碳排放量越高;能源强度(EER)是衡量能源综合利用效率的重要指标,显然单位经济活动能源消费的降低可提升能源效率,因此能源强度降低可减少碳排放量;借助技术进步提高创新水平,可有效抑制碳排放,本文用人均专利授权量(INV)衡量创新能力。④对外开放程度。对外开放程度主要表述在开放经济的背景下,国际社会对国内碳排放的影响,采用外商直接投资(FDI)和贸易开放度(TOQ)衡量。FDI 对地区环境质量的影响存在着“污染天堂”和“污染晕轮”两种假说,其影响方向不确定。进出口贸易则可以通过规模效应、技术效应等扩大碳排放,本文用进出口总额占 GDP 的比值来衡量贸易开放度。⑤金融发展水平(FD)。金融业发展既可以通过促进经济增长提高能源消费量,增加碳排放量;也可以给低污染低能耗企业更多的支持,通过金融业支持调整产业结构降低碳排放水平,因此其影响方向不确定。本文用信贷总量(即金融机构贷款余额+金融机构存款余额)占 GDP 比重来衡量。⑥环境规制(ER)。环境规制强度越大,对碳排放的抑制作用越明显,本文借鉴黄寿峰^[45]、张成等^[46]的做法,用工业污染治理投资额占工业增加值比重来衡量环境规制水平。

由模式(3)扩展成模式(4),具体形式为:

$$\begin{aligned} \ln C_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln POP_{it} + \beta_2 \ln URB_{it} + \beta_3 \ln GDP_{it} \\ & + \beta_4 \ln IND_{it} + \beta_5 \ln EER_{it} + \beta_6 \ln INV_{it} + \beta_7 \ln FDI_{it} \\ & + \beta_8 \ln TOP_{it} + \beta_9 \ln FD_{it} + \beta_{10} \ln ER_{it} + e_{it} \quad \dots\dots\dots (4) \end{aligned}$$

为检验长江经济带经济增长与碳排放是否存在倒“U”型的 EKC 关系,本文将模型(4)中的 $\ln GDP_{it}$ 拆分为 $\ln GDP_{it}$ 和 $(\ln GDP_{it})^2$ ^[47],模型(4)调整为:

$$\begin{aligned} \ln C_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln POP_{it} + \beta_2 \ln URB_{it} + \beta_{31} \ln GDP_{it} \\ & + \beta_{32} (\ln GDP_{it})^2 + \beta_4 \ln IND_{it} + \beta_5 \ln EER_{it} + \beta_6 \ln INV_{it} \\ & + \beta_7 \ln FDI_{it} + \beta_8 \ln TOP_{it} + \beta_9 \ln FD_{it} + \beta_{10} ER_{it} + e_{it} \\ & \dots\dots\dots (5) \end{aligned}$$

式中, β_{31} 、 β_{32} 分别表示 $\ln GDP_{it}$ 、 $(\ln GDP_{it})^2$ 的系数。由模型(5)可得到人均 GDP 对碳排放量的弹性系数为: $ER_u = \beta_{31} + 2\beta_{32} \ln GDP_{it}$ 。若 β_{32} 的估计值小于零,说明存在倒“U”型环境库兹涅茨曲线,即人均 GDP 增加到一定水平后环境质量开始改善;反之,则不存在这种关系。

1.3 数据来源与处理

本文的面板数据由 1995—2015 年长江经济带 11 个省级行政区构成,所用数据均来自于历年的《中国能源统计年鉴》、《中国统计年鉴》、《新中国 60 年统计资料汇编》、《中国环境统计年鉴》、长江经济带各省市的统计年鉴和统计公报。为了消除物价

上涨的影响, 人均 GDP 以 1995 年为基期折算为可比价, 外商直接投资数据按照当年的平均汇率进行了换算。此外, 少数缺失值借助 SPSS 进行线性插值处理, 计量分析均借助 Eviews10.0 软件进行, 各变量的数据见表 2。

2 实证分析

2.1 变量的平稳性检验

为了消除异方差, 本文对所有变量均做了取对数处理。同时, 为了防止虚假回归, 必须对各变量的平稳性进行检验。本文采用 LLC、Fisher-ADF 两种方法对面板数据进行了单位根检验, 检验结果见表 3。检验结果表明, 除 $\ln gdp$ 、 $(\ln gdp)^2$ 为二阶平稳外, 其他所有变量原始序列值为非平稳, 但一阶差分均平稳, 属于一阶单整序列, 因此可以进行协整检验。

表 2 各变量描述性统计结果

变量	单位	均值	标准差	最小值	最大值
c	万 t	5491.044	3607.762	1289.810	21104.600
POP	万人	5126.052	1853.747	1414	8358.600
URB	%	43.7109	17.1027	15.5330	89.6000
GDP	元	17150.45	15882.82	1826	82998.43
IND	%	52.4293	7.6965	34.5157	68.0927
EER	t 标煤/万元	1.1159	0.6459	0.3833	3.8026
INV	件/10 ³ 人	44.5337	80.146	0.7285	424.2336
FDI	亿元	351.5311	436.8195	5.3445	2257.3220
TOP	%	27.9277	36.3214	3.2104	169.9000
FD	%	236.9668	85.243	123.6774	625.5025
ER	%	0.3664	0.2077	0.0515	1.349

表 3 面板数据单位根检验结果

变量	检验方法		结论	变量	检验方法		结论
	LLC	Fisher-ADF			LLC	Fisher-ADF	
LNC	0.22892 (0.5903)	29.7723 (0.1241)	非平稳	LNEER	-1.0572 (0.1452)	38.7877* (0.0149)	非平稳
Δ LNC	-8.5519*** (0.0000)	70.0957*** (0.0000)	平稳	Δ LNEER	-10.3933*** (0.0000)	97.6420*** (0.0000)	平稳
LNPOP	-2.8827*** (0.0020)	33.2984* (0.0578)	非平稳	LNINV	-0.6962 (0.2431)	24.8431 (0.3046)	非平稳
Δ LNPOP	-3.4212*** (0.0003)	69.4608*** (0.0000)	平稳	Δ LNINV	-7.7084*** (0.0000)	77.470*** (0.0000)	平稳
LNURB	12.2631 (1.0000)	0.1933 (1.0000)	非平稳	LNFDI	1.0864 (0.8614)	3.9118 (1.0000)	非平稳
Δ LNURB	-14.3516*** (0.0000)	105.150*** (0.0000)	平稳	Δ LNFDI	-4.9512*** (0.0000)	100.4630*** (0.0000)	平稳

LNGDP	-3.0392*** (0.0012)	13.0739 (0.9311)	非平稳	LNTOP	1.1464 (0.8742)	22.3556 (0.4388)	非平稳
Δ^2 LNGDP	-12.1812*** (0.0000)	118.03*** (0.0000)	平稳	Δ LNTOP	-8.1596*** (0.0000)	71.8443*** (0.0000)	平稳
(LNGDP) ²	-2.0826* (0.0186)	7.5245 (0.9982)	非平稳	LNFD	-1.9057** (0.0283)	22.8016 (0.4130)	非平稳
Δ^2 (LNGDP) ²	-11.9311*** (0.0000)	114.383*** (0.0000)	平稳	Δ LNFD	-7.3145*** (0.0000)	83.859*** (0.0000)	平稳
LNIND	3.1894 (0.9993)	5.6004 (0.9998)	非平稳	LNER	-1.9352** (0.0265)	20.2253 (0.5689)	非平稳
Δ LNIND	-2.9082*** (0.0018)	38.9177** (0.0144)	平稳	Δ LNER	-11.7881*** (0.0000)	126.648*** (0.0000)	平稳

注：括号内为 P 值，*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

2.2 面板数据的协整检验

由于本文面板数据时间序列长而截面短，故采用 Pedroni² s、Johansen Fisher 两种方法对模型（5）的 LNC、LNGDP、(LNGDP)² 进行面板数据协整检验，结果见表 4。从检验结果看，模型 5 中 Pedroni² s 方法基于 PP 检验和 ADF 检验的统计量均通过了组内和组间的显著性检验，因此可拒绝没有协整关系的原假设。Johansen Fisher 协整检验中也拒绝了“不存在协整关系”的原假设，因此变量之间存在着长期协整关系，可进行回归分析。

表 4 Pedroni² s 方法面板协整检验结果

Statistics	Within-dimension		Statistics	Between-dimension	
	value	p-value		value	p-value
Panel v-Statistic	0.2229	0.4118	Group rho-Statistic	1.8281	0.9662
Panel rho-Statistic	0.5575	0.7114	Group PP-Statistic	-1.3756*	0.0845
Panel PP-Statistic	-1.9898**	0.0233	Group ADF-Statistic	-2.9746***	0.0015
Panel ADF-Statistic	-3.6824***	0.0001			

注：零假设为变量都不协整；*、**、***分别表不在 10%, 5%, 1%水平上显著。

2.3 碳排放影响因素分析

利用模型 (5) 对长江经济带、东部地区、中部地区和西部地区碳排放量的影响因素分别进行了估计，回归结果见表 5。从表 5 得知，各模型的拟合优度均超过了 98%，说明该模型的拟合程度较高，很大程度上各因素可以解释碳排放量的增长状况。

表 5 面板数据回归结果

变量	长江经济带	东部地区	中部地区	西部地区
----	-------	------	------	------

	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
LNPOP	-0.0243	-2.8899	0.8772***	3.6045	-0.4958	-1.6459	0.8005***	12.7597
LNURB	-1.0116***	-9.7221	-0.2193*	-1.7832	0.0682*	0.7701	0.1259*	1.1973
LNGDP	2.1176***	12.9351	4.0893***	4.1411	3.0621***	8.8580	0.6956***	-3.1059
ln gdp^2	-0.0798***	-7.2863	-0.1510***	-3.1149	-0.1214***	-6.7310	0.0421***	2.7960
LNIND	0.6568***	-2.9227	0.2091	-0.7048	0.4480**	-2.0472	0.4741*	1.7137
LNEER	0.5020***	10.2214	0.7984***	11.0567	0.9804***	25.3027	0.8098***	18.5797
LNINV	0.0539*	1.6970	0.0426**	2.0064	0.0148	0.9486	0.0325	0.8976
LNFDI	-0.1334***	4.7610	-0.0619**	2.0489	0.0165*	1.0519	0.0156*	-0.6343
LNTOP	0.0257	0.8308	-0.0609	-1.3280	0.0027	0.1236	0.0238	0.6038
LNFD	-0.1364**	-2.1054	-0.3293***	-3.7985	-0.1134*	-1.8229	-0.2181***	-3.2137
LNER	0.0385	1.6298	-0.0236**	-2.3025	-0.0220**	-2.4774	0.0489**	2.2737
F 值	991.2596		1342.464		2061.795		303.6365	
调整后 R ²	0.9891		0.9965		0.9972		0.9812	
样本量	242		66		88		88	

注：东部地区包括上海、江苏、浙江 3 省；中部地区包括安徽、江西、湖北、湖南 4 省；西部地区包括重庆、四川、贵州、云南 4 省。*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

从表 5 的面板数据回归结果可见, LNPOP 系数为负且没有通过显著性检验, 表明人口规模对长江经济带碳排放量影响并不明显, 但在东部地区和西部地区人口规模的增长明显促进了碳排放量的增加。LNURB 系数在 1%的显著水平上显著为负, 表明长江经济带城市化水平每提高 1%, 碳排放量将下降 1.0116%。这主要是因为城市化水平的提高可能会带来集约化的发展模式、合理的产业布局、较强的环保意识, 促使碳排放量下降, 这种减排效应在经济发达的东部地区表现得较为明显。此外, 中部地区和西部地区则相反, LNURB 系数为正, 分别为 0.0682, 0.1259, 意味着城市化水平每提高 1%, 中部地区和西部地区碳排放量将分别增加 0.0682%、0.1259%。可能的原因是, 随着中部地区和西部地区城市化水平的不断提高, 大量的农村剩余劳动力将转化为城市人口, 这促使城市的生产生活能源消费需求不断增加, 导致碳排放量增长, 上述结论与预期大体一致。

除了西部地区以外, 在长江经济带和中西部地区的 LNGDP 一次项系数为正, 二次项系数为负, 并在 1%的显著性水平上通过显著性检验, 表明长江经济带已经出现了较明显的 EKC 曲线。随着经济的持续增长, 碳排放量呈现先增加后减少的趋势, 经济增长水平与碳排放量呈现倒“U”型关系, 这与王健、田泽等学者^[48, 49]的研究结果是大体一致的。上述地区人均 GDP 每增长 1%, 碳排放量将分别增加 (2.1176—0.0798LNGDP)%, (4.0893—0.1510LNGDP)%, (3.0621—0.1214LNGDP)%, 但西部地区的经济增长弹性系数为 (0.06956+0.0421LNGDP)%。由于 (LNGDP)² 系数为正, 表明该地区在样本期内人均 GDP 与碳排放量没有出现倒“U”型关系, 即其富裕程度尚未到达可改善环境质量的拐点水平。这主要是样本期内西部人均 GDP 年均增长率达到 10%, 经济的快速增长、粗放的发展方式导致过度消耗能源而产生了大量的碳排放。

为了验证长江经济带能源消费碳排放与经济增长之间的关系, 借鉴陈炜等^[50]的方法, 对上述地区的碳排放与人均 GDP 关系进行 EKC 模拟, 结果见表 6。

从表 6 可知, 我国东部地区的实际人均 GDP 位于拐点右侧, 表明目前该地区碳排放量开始降低, 环境质量有所好转。

表 6 长江经济带能源消费碳排放与人均 GDP 的 EKC 模拟

不同地区	EKC 方程	拐点模拟值	2016 年实际人均 GDP	相对拐点的位置
长江经济带	$C=998.2021+0.3405GDP-2.47E-06GDP^2$	68922.4696	37747.1239	左侧
东部地区	$C=-1602.218+0.4357GDP-3.47E-06GDP^2$	62781.2680	68101.2023	右侧
中部地区	$C=821.2313+0.540019GDP-9.92E-06GDP^2$	27218.6996	27153.5381	左侧
西部地区	$C=1320.542+0.36986GDP-6.01E-06GDP^2$	33580.3827	25575.1509	左侧

从技术水平看, LNIND、LNEER 的系数均为正, 且两者均在 1%的水平上通过了显著性检验。这表明产业结构、能源强度对长江经济带的碳排放量产生了重要影响。其中, 代表产业结构的第二产业占 GDP 比值每增加 1%, 碳排放量将增加 0.6568%; 代表能源消费水平的能源强度每增加 1%, 碳排放量将增加 0.5020%。上述研究结果与预期一致。这可能是因为长江经济带第二产业中的“三高”产业(即高能耗、高排放、高污染)仍占据重要地位, 导致能源消费量快速增长, 未来长江经济带的碳减排形势严峻。代表创新水平的人均专利授权量 LNINV 系数也为正, 并在 10%的显著水平上通过了显著性检验, 意味着人均专利授权量每增加 1%, 碳排放量将增加 0.0539%。该结果与预期完全相反。可能是因为长江经济带的绿色科技创新成果较少, 导致用于减排的创新成果更少。此外, 在对碳排放量产生重要影响的其他因素中, LNFDI、LNFD 的系数均为负值, 且分别在 1%、5%的水平上通过了显著性检验。其中, 外商直接投资总量增加了 1%, 碳排放量将减少 0.1334%, 表明长江经济带总体上外商直接投资带来的“污染晕轮”超过了“污染天堂”效应, 这可能与外商直接投资引进各种清洁技术和环境友好型产品有关。

尤其需要注意的是, 我国中部地区和西部地区的 LNFDI 系数显著为正, 这可能是因为中部地区和西部地区的第二产业增加值占 GDP 比重大多为 50%-60%, 已经具备了一定的工业化水平, 容易引进发达国家的转移污染企业而沦为“污染避难所”。金融发展水平的提高对长江经济带及其三大区域的碳减排均具有明显的抑制作用, 尤其是东部地区抑制作用更加明显, 金融发展水平每提高 1%, 碳排放量将减少 0.3293%, 这可能是因为金融业的发展带动了长江经济带产业结构的优化, 并促进了低碳经济的发展。LNTOP\LNER 的系数均未通过检验, 这表明贸易开放度和环境规制对碳排放量的影响并不显著。

总体上来看, 在众多因素之中, 经济增长依然是推动我国碳排放量增加的一个最主要因素, 产业结构和能源强度的影响次之, 而城市化水平、外商直接投资、金融发展则对碳排放具有较为显著的抑制作用。

3 结论

本文采用我国长江经济带 1995—2016 年的面板数据, 基于 STIRPAT 模型分析了人口因素、经济增长因素、技术水平因素和其他因素对长江经济带碳排放的影响, 同时验证了长江经济带“EKC”曲线的存在, 主要结论为:

首先, 人口规模对长江经济带碳排放量没有显著影响; 城市化水平对东部地区具有显著的抑制作用, 城市化水平每提高 1%, 碳排放量将下降 0.2193%; 中部地区与西部地区城市化水平对碳排放具有显著的推进作用, 城市化水平每提升 1%, 碳排放量将分别增加 0.0682%, 0.1259%。

其次, 碳排放与人均 GDP 之间呈显著的倒“U”型曲线关系, 但目前只有东部地区通过碳排放的拐点, 中部地区接近拐点, 而西部地区碳排放量在较长时期内将持续增长。

第三, 技术水平中的产业结构和能源强度都对长江经济带的碳排放均产生显著影响, 其弹性系数分别为 0.6568%, 0.5020%, 两者对中部地区和西部地区的影响远远大于东部地区, 创新水平对碳排放量影响微弱。

第四, 在其他影响因素中, 外商直接投资、金融发展水平对碳排放有显著的抑制作用, 其弹性系数分别为 -0.1334%、-0.1364%。其中, 外商直接投资对东部地区碳排放具有明显的抑制作用, 而对中部地区与西部地区具有推进作用, 金融发展水平对东部地

区的抑制作用最明显。此外，贸易开放度和环境规制没有通过显著性检验，两者对碳排放量的影响均较小。

参考文献:

- [1]胡彩梅, 韦福雷-OECD 国家能源消费、经济增长与碳排放关系研究[J]. 统计与信息论坛, 2011, 26(4):64-71.
- [2]王菲, 杨雪, 田阳, 等. 基于 EKC 假说的碳排放与经济增长关系实证研究[J]. 生态经济, 2018, 34(10): 19-23.
- [3]李金克, 王风华, 耿殿明. 中国 CO₂ 排放、煤炭消费及经济增长的协整检验[J]. 统计与决策, 2011, (19):113-115.
- [4]王少剑, 苏泳娴, 赵亚博. 中国城市能源消费碳排放的区域差异、空间溢出效应及影响因素[J]. 地理学报, 2018, 73(3): 414-428.
- [5]范丹. 中国二氧化碳 EKC 曲线扩展模型的空间计量分析[J]. 宏观经济研究, 2014, (5): 83-91.
- [6]李国志. 基于变参数模型的中国碳排放与经济增长 EKC 拐点研究[J]. 环境工程, 2018, 36(2):142-146.
- [7]颜廷武, 田云, 张俊飏, 等. 中国农业碳排放拐点变动及时空分异研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2014, 24(11):1-8.
- [8]王光升, 郭佩芳, 谭映宇, 等. 基于单位根检验的沿海地区经济增长与海洋环境污染面板数据 EKC 分析[J]. 海洋环境科学, 2014, 33(3):425-430.
- [9]王士轩, 孙慧, 朱俏俏. 新疆碳排放、能源消费与经济增长关系的实证研究[J]. 科技管理研究, 2015, 35(18): 221-224.
- [10]闫宁, 施泽尧, 王天营. 江苏工业废气排放环境库兹涅茨曲线研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2017, 27(S2): 119-123.
- [11]陈江龙, 李平星, 高金龙. 1990-2014 年泛长三角地区能源利用碳排放时空格局及影响因素[J]. 地理科学进展, 2016, 35(12): 1472-1482.
- [12]赵选民, 段晓琛. 基于 STIRPAT 模型的陕西省碳排放影响因素分析[J]. 财会月刊, 2016, (12): 31-34.
- [13]胡建辉, 蒋选. 城市群视角下城镇化对碳排放的影响效应研究[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2015, 15(6):11-21.
- [14]许广月, 宋德勇. 中国碳排放环境库兹涅茨曲线的实证研究——基于省域面板数据[J]. 中国工业经济, 2010, (5):37-47.
- [15]宋杰鲍. 基于 LMDI 的山东省能源消费碳排放因素分解[J]. 资源科学, 2012, 34(1): 35-41.
- [16]王长建, 张虹鸥, 叶玉瑶, 等. 1990—2014 年广东省能源消费碳排放因素解析[J]. 科技管理研究, 2016, 36(17): 241-245.
- [17]李湘梅, 姚智爽. 基于 VAR 模型的中国能源消费碳排放影响因素分析[J]. 生态经济, 2014, 30(1):39-44.
- [18]王宪恩, 段志远, 王培博, 等. 1990—2014 年典型国家技术变革与结构调整的碳排放驱动效应测度[J]. 资源科学, 2018, 40(11):2317-2327.

-
- [19] 聂飞, 刘海云. FDK 环境污染与经济增长的相关性研究——基于动态联立方程模型的实证检验[J]. 国际贸易问题, 2015, (2): 72-83.
- [20] 肖德, 张媛. 经济增长、能源消费与二氧化碳排放的互动关系——基于动态面板联立方程的估计[J]. 经济问题探索, 2016, (9): 29-39.
- [21] 郑义, 秦炳涛. 能源消费、碳排放与经济增长的关系研究——基于中国(1970-2010 年)ARDL 模型的实证分析[J]. 科研管理, 2016, 37(8): 130-139.
- [22] 陈邦丽, 徐美萍. 中国碳排放影响因素分析——基于面板数据 STIRPAT-Alasso 模型实证研究[J]. 生态经济, 2018, 34(1): 20-24.
- [23] 王雅楠, 孙养学, 李威. 人口相关因素对碳排放的影响研究——基于变截距模型的实证分析[J]. 生态经济, 2017, 33(12): 1923.
- [24] 刘娟. 人口因素对城乡居民生活能源碳排放的作用对比研究[J]. 生态经济, 2018, 34(5): 14-20.
- [25] 赵桂梅, 陈丽珍, 孙华平, 等. 基于 EKC 假设的出口贸易低碳化实证研究——以江苏省为例[J]. 系统工程, 2017, 35(10): 49-58.
- [26] 邓光耀. 国际贸易对中国各行业能源消费碳排放的影响研究[J]. 统计与决策, 2017, (4): 116-119.
- [27] 邱嫦娥, 邹伟勇. 环境规制与能源消费碳排放——理论分析及空间实证[J]. 湘潭大学学报(哲学社会科学版), 2018, 42(5): 81-86.
- [28] 孙攀, 吴玉鸣, 鲍曙明. 产业结构变迁对碳减排的影响研究——空间计量经济模型实证[J]. 经济经纬, 2018, 35(2): 93-98.
- [29] 龚海林, 周子龙. 产业结构高级化对碳排放的影响效应分析——基于面板门槛模型的实证分析[J]. 江西师范大学学报(自然科学版), 2017, 41(4): 348-353.
- [30] 李荣锦, 高愿愿. 基于面板联立方程模型的我国公共支出对碳排放的影响[J]. 生态经济, 2019, 35(2): 19-23.
- [31] 彭智敏, 向念, 夏克郁. 长江经济带地级城市金融发展与碳排放关系研究[J]. 湖北社会科学, 2018, (11): 32-38.
- [32] 孙冰洁, 王润, 刘甜, 等. 长江经济带碳排放空间差异性 & 公平性分析[J]. 江苏农业科学, 2017, 45(6): 235-239.
- [33] 胡登峰, 闵静静. 长江经济带省际碳排放的区域差异及因素贡献度研究[J]. 华北电力大学学报(社会科学版), 2017, (3): 21-28.
- [34] 李建豹, 黄贤金. 基于空间面板模型的碳排放影响因素分析——以长江经济带为例[J]. 长江流域资源与环境, 2015, 24(10): 1665-1671.

-
- [35]黄勤,何晴.长江经济带碳排放驱动因素及其空间特征——基于 LMDI 模型[J].财经科学,2017,(5):80-92.
- [36]宁亚东,章博雅,丁涛.长江经济带碳排放脱钩状态及其驱动因素研究[J].大连理工大学学报,2017,57(5):459-466.
- [37]阚大学,吕连菊.长江经济带产业发展与能耗的脱钩分析及能耗水平预测[J].生态经济,2017,33(2):28-32.
- [38]杨顺顺.基于 LEAP 模型的长江经济带分区域碳排放核算及情景分析[J].生态经济,2017,33(9):26-30.
- [39]黄国华,刘传江,徐正华.长江经济带碳减排潜力与低碳发展策略[J].长江流域资源与环境,2018,27(4):695-704.
- [40]万庆,曾菊新,杨振.能源消费碳排放与经济增长关系实证研究[J].统计与决策,2013,(16):112-116.
- [41]查建平,唐方方,傅浩.中国能源消费、碳排放与工业经济增长个脱钩理论视角的实证分析[J].当代经济科学,2011,33(6):81-89.
- [42]黄国华,刘传江,赵晓梦.长江经济带碳排放现状及未来碳减排[J].长江流域资源与环境,2016,25(4):638-644.
- [43]张伟,张金锁,邹绍辉,等.基于 LMDI 的陕西省能源消费碳排放因素分解研究[J].干旱区资源与环境,2013,27(9):26-31.
- [44]黄国华,刘传江,李兴平.长江经济带工业碳排放与驱动因素分析[J].江西社会科学,2016,36(8):54-62.
- [45]黄寿峰.环境规制、影子经济与雾霾污染——动态半参数分析[J].经济学动态,2016,(11):33-44.
- [46]张成,陆昉,郭路,等.环境规制强度和生产技术进步[J].经济研究,2011,46(2):113-124.
- [47]龚利,屠红洲,龚存.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[J].工业技术经济,2018,37(8):95-102.
- [48]王健,甄庆媛.经济增长与 CO₂ 排放的关系研究——以长江经济带为例[J].金融与经济,2018,(4):36-45.
- [49]田泽,黄萌萌.长江经济带终端能源消费碳减排效率与产业结构耦合分析[J].安徽师范大学学报(人文社会科学版),2018,46(1):92-100.
- [50]陈炜,殷田园,李红兵.1997—2015 年中国种植业碳排放时空特征及与农业发展的关系[J].干旱区资源与环境,2019,33(2):37-44.