

长三角城市群碳排放、能源消费与经济增长的互动关系

——基于面板联立方程模型的实证

徐如浓¹ 吴玉鸣

(华东理工大学商学院, 上海 200237)

【摘要】正确厘清长三角城市群碳排放、能源消费和经济增长之间的关系是制定长三角节能减排政策所面临的重要问题。文章利用 2006—2013 年长三角 16 个地级市面板数据, 构建面板联立方程模型实证检验了碳排放、能源消费和经济增长之间的关系。结果表明: (1) 长三角城市群能源消费与经济增长之间、能源消费与碳排放之间均存在双向因果关系; (2) 能源消费是经济增长的决定因素, 但随着长三角城市群经济的增长, 能源强度有降低的趋势; (3) 能源结构中高碳能源消费比重的降低有助于碳减排, 更多的碳排放亦会导致更高的能源消费需求; (4) 适当的碳减排有助于促进经济增长, 同时随着人均 GDP 的进一步增加, 长三角城市群环境污染会由高趋低。

【关键词】碳排放; 能源消费; 经济增长; 长三角城市群; 面板联立方程模型

【中图分类号】: Fo6 1.5; Fo62.2 **【文献标识码】**: A **【文章编号】**: 1671-4407(2016)12-032-07

1 引言

作为世界上最大的发展中国家, 2007 年中国超过美国成为全球温室气体排放第一大国。2009 年 12 月, 中国政府在哥本哈根的世界气候大会上承诺, 到 2020 年, 单位 GDP 碳排放量在 2005 年的基础上下降 40%—45%。在 2014 年 11 月的中美气候变化联合声明中, 中国计划 2030 年左右二氧化碳排放达到峰值且将努力早日达峰。碳排放量的持续增长对我国经济增长过程中的环境、能源和减排压力造成诸多挑战。作为消耗能源的热点和重点区域, 城市能源碳排放占了区域碳排放总量的绝对主体。在长江经济带上升为国家战略的背景下, 作为中国经济最为发达的地区, 2014 年上海、南京、苏州、无锡、常州、镇江、扬州、

¹ **基金项目**: 国家自然科学基金项目“时空效应视角下区域碳生产率趋同机制及减排策略研究”(71373079); 浙江省哲学社会科学规划重点项目“浙江省农村可再生能源开发利用政策体系研究”(11YD072)

作者简介: 徐如浓(1981—), 女, 浙江余姚人, 博士生, 副教授, 研究方向为区域经济、能源与低碳经济学; 吴玉鸣(1968—), 男, 甘肃定西人, 博士, 教授, 博士生导师, 研究方向为区域经济、能源与低碳经济学。

泰州、南通、杭州、宁波、湖州、嘉兴、绍兴、舟山和台州等长三角地区 16 个地级市的 GDP 总量达 10.60 万亿元，占全国的 16.65%，实现规模以上工业总产值突破 19 万亿元，完成固定资产投资 5.35 万亿元。三次产业结构比例为 3.0 : 45.8 : 51.2，呈现“三二一”格局，城镇化水平超过 60%。可以看出，长三角地区目前正处于工业高速发展时期，工业化水平明显领先于全国水平，与此同时，对能源需求也不断增长，2012 年能源消费量占全国消费总量的 16.11%，但长三角地区自有能源禀赋不高，供给匮乏，自给率低下。上海市一次能源全部从区外调入，浙江省 95% 以上依靠区外调入，江苏省能源资源量相对富足些，但煤炭和油气的自给率也仅有 25% 和 10%。同时，其碳排放总量、人均碳排放量也都呈上升趋势，从而使得长三角城市群能源约束和环境问题日益凸显。在保持经济发展的同时，合理使用能源，减少碳排放已成为长三角城市群亟待解决的问题。正确厘清长三角城市群碳排放、能源消费与经济增长之间的关系是制定长三角节能减排政策所面临的重要问题。本文以长三角城市群 16 个城市为研究对象，深入探究其经济增长、能源消费和碳排放之间的内在联系，可为长三角城市群发展低碳经济，执行减排策略，实现能源、经济和环境协调发展提供决策参考，对全国能否顺利实现节能减排、低碳发展和生态文明意义重大。

2 文献综述

针对经济增长和能源消费及经济增长与二氧化碳排放之间的关系，国内外许多学者做了大量研究。

国外关于“经济增长”与“能源消费”相互影响关系的：二阶研究，Kraft^[1]首次采用 Granger 因果检验法，利用时三·亨利数据研究 1947—1974 年美国经济增长与能源消费的关系，结果表明存在产出到能源消费的单向因果关系。Yu 等^[2]，Yemane^[3]也分别在各自的研究中采用了类似的研究方法。同时，大量学者，如 Apergis & Payne^[4]和 Lean & Smyth^[5]，利用双变量和多变量协整及误差修正模型（VECM），研究工业化国家的能源消费和经济产出之间的因果关系。Arouri^[6]则通过面板误差修正模型（PECM）检验了 1981—2005 年 12 个中东和北非国家的碳排放、能源消费和真实 GDP 之间的因果关系。可以看出，二者关系常常因国别、样本期的不同选择而导致结论不同。同时，国内不少学者在研究中国能源消费和经济增长之间的关时也采用了上述类似的方法^[7-13]。如林伯强^[8]应用协整和误差修正模型对中国 1952—2001 年电力消费与经济增长之间的关系进行了研究。吴巧生^[10]的研究发现 1978—2002 年中国能源消费增长与经济增长呈现较相似的关系，具有单向因果关系。王昱等^[13]利用时间序列数据构建了能源生产和消费与 GDP 的误差修正模型，并利用脉冲响应函数测算了外部因素冲击下能源与经济增长的动态响应态势。此外，也有文献采用 ARDL 模型来研究上述两者之间的关系，如翟石艳和王铮^[14]。

经济增长与二氧化碳排放的研究主要是考察两者的关系是否遵循“环境库兹涅茨曲线假说”（environmental KuznetS curve，EKC）。根据“EKC 假说”，在经济发展的初始阶段，CO₂等污染排放量随经济的增长而上升，而当经济增长达到某个临界值后，污染排放量将随经济的增长而下降。自从 Grossman & Kruger^[15]首次对其进行分析之后，学术界对此展开了深入的研究。国外方面，有一部分研究^[16-19]支持 EKC 假说，如 Carson 等^[16]分析了 1988—1994 年美国 50 个州人均收入与 CO₂等 7 种污染物排放之间的关系，得出的结果支持 EKC 假说。Saboori 等^[19]采用 ARDL 和向量误差修正模型（VECM）对马来西亚数据实证后得出：CO₂排放与 GDP 之间均存在倒“U”型曲线关系，且两者间存在着经济增长到 CO₂排放的长期单向因果关系。而 Unruh & Moomaw^[20]，Lantz & Feng^[21]则分别在他们的研究中发现收入并不是 CO₂排放的决定因素。也有一些研究^[22-24]认为两者间的倒“U”型曲线关系不成立，经济增长自身并不会带来环境的改善，如 Baglian 等^[22]以 2001 年 141 个国家基于消费的生态足迹数据为研究对象，运用 OLS 和 WLS 研究了人均收入与环境压力之间的关系，结果表明人均收入与环境压力之间不存在倒“U”型曲线关系。国内方面，不少学者利用中国的数据对 CO₂排放的 EKC 曲线进行了研究，但因采用的数据和方法不一，得出的结果也存在较大差异^[25-29]。近年来关于经济增长与碳排放的因果关系的研究也逐渐增多，如

杨子晖^[30]采用 Tn 非参 Granger 因果检验方法研究发现,中国、印度和南非等 12 个发展中国家存在碳排放到经济增长的非线性 Grange : 因果关系。刘倩和赵普生^[7]结合 EKC 假说和 Granger 因果关系,利用面板数据研究了全球主要碳排放国的碳排放与经济增长之间的关系。陈迅和吴兵^[31]利用时间序列数据实证发现中国、美国的经济增长与碳排放之间均存在直接或间接因果关系,但在因果关系的方向上存在差异。

由上可知,大多数已有文献一般都是基于预设理论采用普通的时间序列或面板数据单方程计量经济学方法对经济增长、碳排放与能源消费的关系进行检验,没有考虑多种因素之间的内生互动关系,而且大多研究都是在忽略资本和劳动投入、没有或很少控制金融发展、人口规模、城市化和贸易开放度等因素的情况下构建二者或三者之间的关系模型,而这可能会带来模型误设问题。本文考虑到了可能存在的内生性及双向因果关系等问题,通过构建包括经济增长、能源消费和碳排放方程在内的方程组,运用面板联立方程估计方法,同时考察三者之间的内在关系进行实证分析。而且从国内已有研究来看,经济增长、碳排放与能源消费的关系检验大多数采用的是国家或省域数据,而从地级市层面出发,利用市域面板数据的则相对偏少。

3 理论基础及模型设计

本研究利用 2006 — 2013 年的市域面板数据,分析长三角 16 个地级市碳排放、能源消费和经济增长之间的关系。由于存在着由“经济增长”“能源消费”和“二氧化碳排放”的关系链^[29],同时二氧化碳排放又反过来作用于能源消费和经济增长,碳排放和能源消费会刺激经济增长,三者之间实际上存在着互动内生的关系。由以上文献回顾可知,不少已有文献认为经济增长可能导致碳排放的变化,也认为能源消费是影响碳排放的一个关键因素,因此需要将三者置于同一个模型框架下同时研究这三个变量之间的互动关系。由于模型内资本和劳动是经济增长的决定因素,本文采用包括资本、劳动在内的柯布一道格拉斯生产函数,实证研究碳排放、能源消费和经济增长之间的三向关系,其一般形式如下:

$$Y_{it} = AE_{it}^{\alpha_1} C_{it}^{\alpha_2} K_{it}^{\alpha_3} L_{it}^{\alpha_4} e^{\mu_{it}} \quad (1)$$

方程(1)的对数形式为:

$$\ln(Y_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(E_{it}) + \alpha_2 \ln(C_{it}) + \alpha_3 \ln(K_{it}) + \alpha_4 \ln(L_{it}) + \pi_{it} \quad (2)$$

其中: $a_0 = \ln(A_0)$; $i=1, \dots, N$, 表示各个地级市; $t=1, \dots, T$, 表示年份。变量 Y 为实际人均 GDP; E 、 C 、 K 、 L 分别表示人均能源消费(ENC), 人均碳排放(CE), 实际资本和劳动。 A 为技术水平, e 是服从独立正态同分布的残差项。能源消费、碳排放、资本和劳动的弹性系数分别为 α_1 、 α_2 、 α_3 和 α_4 。本文将非线性的柯布一道格拉斯生产函数通过对数变换转换成了线性形式,即用对数线性形式检验长三角 16 个地级市碳排放,能源消费和经济增长之间的内部关系。考虑到碳排放、能源消费和经济增长三个变量之间的三向关系,本文建立三个联立方程进行实证检验:

$$\ln(GDP_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(ENC_{it}) + \alpha_2 \ln(CE_{it}) + \alpha_3 \ln(K_{it}) + \alpha_4 \ln(L_{it}) + \pi_{it} \quad (3)$$

$$\ln(ENC_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(GDP_{it}) + \beta_2 \ln(CE_{it}) + \beta_3 \ln(K_{it}) + \beta_4 \ln(L_{it}) + \beta_5 \ln(FDI_{it}) + \beta_6 \ln(pop_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\ln(CE_{it}) = \gamma_0 + \gamma_1 \ln(GDP_{it}) + \gamma_2 \ln(ENC_{it}) + \gamma_3 \ln(URB_{it}) + \gamma_4 \ln(TOP_{it}) + \lambda_{it} \quad (5)$$

其中： FD 、 POP 、 URB 和 TOP 分别表示金融发展、总人口、城市化和贸易开放度。 α_0 、 β_0 和 γ_0 分别表示特定的截面效应， $\beta_i - \beta_0$ 和 $\gamma_i - \gamma_0$ 分别表示各变量的弹性系数， π_{it} 、 ε_{it} 和 λ_{it} 分别是随机误差项。

方程（3）检验了能源消费、碳排放和其他变量对经济增长的影响。Sharma^[32]认为能源消费的增长导致人均GDP的增长，即人均GDP随着能源消费单调递增。能源是生产过程的一种投入，意味着能源与一个地区的GDP有着直接联系，因为能源的生产和消费会影响消费、投资或进出口部门的总需求。但赵进文和范继涛^[12]认为不同地区的能源消费与经济增长之间的内在关系是不同的，即使同一地区的不同发展时期，其内在关系也可能不同。同时，碳排放水平也会影响人均GDP，即退化的环境对经济增长存在因果关系。一方面，一个持续退化的环境对经济可能产生负外部性。另一方面，当经济对能源的依赖性较强时，碳排放往往对GDP有显著的正向影响。

方程（4）考察了人均能源消费（ENC）的影响因素。一方面，以人均GDP为代理变量的经济增长可能对能源消费有正向的影响，即经济增长会刺激能源消费。另一方面，经济的进一步发展所带来的技术进步则可能提高能源利用效率，从而减少能源消费。大部分有关EKC的文献证明二氧化碳排放水平通常会增加能源消费。同时模型又引入了资本和劳动力作为能源消费的主要影响因素。金融发展（FD）可能对能源消费有正向影响，因为金融可通过消费效应、生产效应、财富效应影响能源消费。 POP 代表总人口，不少文献强调了人口在决定CO₂排放水平上的重要性。因为每增加一个人会消耗更多食物，并产生新的住房需求和交通需求，这就需要消费更多能源以满足工业、交通等需求。

方程（5）考察了人均碳排放的影响因素。以人均吨标煤来衡量的能源消费，可能会增加碳排放。在EKC假说下，收入的增长与碳排放的增长呈倒“U”型关系。以往研究发现，城市化水平 URB 既可能提升环境效率，也可能对环境效率产生负面影响。城市化的推进为长三角城市工业发展带来机遇的同时，也会影响碳排放绩效。国际贸易会对国内生产的资源及能耗投入产生一定的影响，国际贸易自由化 TOP 会减轻对环境的污染^[33]，也可能对环境有负面影响^[34]。

4 样本数据与估计方法

4.1 变量说明和数据来源

本文的数据样本为长三角16个地级市的面板数据，数据跨度为2006—2013年。文中所有涉及价值形态的数据均采用相应的价格指数调整成以2000年为基期的值。外贸依存度中的进出口额按当年的平均汇率换算成人民币值。能源消费变量已按《中国能源统计年鉴》确定的折标准煤系数，将各种能源折算为标准煤；数据来源于《中国城市统计年鉴》（2007—2014），《中国能源统计年鉴》（2007—2014），长三角各个地级市的统计年鉴及国民经济和社会发展统计公报（2007—2014）。

变量包括：人均真实GDP（元）、人均能源消费 ENC （吨标煤）、人均碳排放 CE （吨）、资本投入 K （全社会固定资产投资，万元）；劳动投入 L （年末从业人员占总人口比重，%）；贸易开放度 TOP （进出口额占GDP比重，即外贸依存度，%）；金融发展 FD （信贷总量占GDP比重，%）； URB （城市人口占总人口比重，%）；总人口 POP （万人）。

4.2 碳排放量数据的测算

关于碳排放量数据，鉴于数据的可获得性及工业碳排放量所占的比重，本文采用工业碳排放量作为碳排放量的代理变量。本文根据长三角各地级市规模以上企业能源消费量及各种能源的碳排放系数测算碳排放量。根据《中国能源统计年鉴》将最终能源消费种类划分为煤炭、焦炭、原油、汽油、煤油、柴油、燃料油、天然气、电力 9 类，考虑到电力是由其他能源消费后生产出来的，且电力的碳排放系数为零，故不进行测试。本文参考国际相关数据和 IPCC 核算碳排放的核算方法确定了碳排放量的计算公式：

$$C_{it} = \sum_{j=1}^n E_{ijt} \times E_j \times EF_j \quad (6)$$

其中：C_{it} 是第 i 省份第 t 年第 j 种能源消费总量；E_j 就是 j 种能源的折算标准煤系数；EF_j 是第 j 种能源的碳排放系数；j 是第 j 种能源。目前，主要有国内外四家研究机构提出的能源消费碳排放系数，为了保证测算结果的可靠性，本文又用日本能源经济研究所、DOE / EIA、国家科委气候变化项目、国家发改委能源研究所这四家研究机构确定的碳排放系数的平均值作为测算依据。由于这种计算方法仅提供了煤炭、石油、天然气三类能源的碳排放系数，因此假定煤炭、焦炭的排放系数相同，5 种石油类能源（原油、汽油、煤油、柴油、燃料油）的碳排放系数也相同。

4.3 估计方法

根据联立方程模型识别的阶条件和秩条件，可知模型中方程（4）为恰好识别，方程（3）和（5）为过度识别，可以对总体参数进行估计。估计联立方程组的方法可以分为两类，即单一方程估计法和系统估计法。前者对联立方程组中的每一个方程分别进行估计，而后者则将其作为一个系统进行联合估计。系统估计法主要有三阶段最小二乘法（3SLS）。3SLS 将所有方程作为一个整体进行估计，相比于单一方程估计法，考虑了不同方程的扰动项之间可能存在的相关性，是有效率的估计。因此，本文采用三阶段最小二乘法（3SLS）进行估计。

5 实证估计与结果分析

5.1 单位根检验

在进行面板数据联立方程回归分析前，为了避免本文使用的非平稳数据由于表现出共同的变化趋势而出现“伪回归”或“虚假回归”，确保估计结果的有效性，需要先进于面板单位根检验。面板单位根检验分为同质面板单位根检验与异质面板单位根检验。由于本文所选取的面板是时间范围小于截面维度的短面板，故采用适合于短面板的 IPS 检验和 ADF—Fisher 检验分别对模型（3）—（5）的变量数据的水平序列值和一阶差分序列值进行既有截距项也有趋势项的单位根检验，结果如表 1 所示。可以看出，所有变量的水平序列值或一阶差分序列值都至少在 10 % 的显著性水平下通过 IPS 和 ADF—Fisher 检验，拒绝“存在单位根”的原假设。因此可认为均是 I（0）或 I（1）变量，各变量是平稳的，可直接进行回归分析。

注：表中括号内数字表示相应的 P 值，***、**、* 分别表示在 1 %、5 %、10 % 的显著性水平下拒绝存在单位根的原假设，I（n）表示序列经 n 阶差分后平稳。

表1 各变量的面板单位根检验结果

变量	水平序列值		一阶差分序列值		结论
	IPS	ADF-Fisher	IPS	ADF-Fisher	
$\ln CE$	-1.6736** (0.0471)	0.6914 (0.2447)	-6.6128*** (0.0000)	2.81615*** (0.0024)	$I(1)$
$\ln ENC$	-1.6147* (0.0532)	5.1704*** (0.0000)	-0.9357 (0.1747)	3.7813*** (0.0001)	$I(0)$
$\ln GDP$	-2.9422*** (0.0016)	15.9392*** (0.0000)	1.6635 (0.9519)	2.8739*** (0.0020)	$I(0)$
$\ln K$	-0.2575 (0.3984)	7.3724*** (0.0000)	-3.8044*** (0.0001)	8.2615*** (0.0000)	$I(1)$
$\ln L$	4.7917 (1.0000)	0.2064 (0.4182)	-5.1694*** (0.0000)	6.3587*** (0.0000)	$I(1)$
$\ln FD$	-2.1636** (0.0152)	5.2907*** (0.0000)	-0.3468 (0.3644)	5.9669*** (0.0310)	$I(0)$
$\ln POP$	-1.1810 (0.1188)	19.3461*** (0.0000)	-3.3826*** (0.0004)	1.7171** (0.0430)	$I(1)$
$\ln URB$	-2.3752*** (0.0088)	18.0207*** (0.0000)	1.3149 (0.9057)	8.4312*** (0.0000)	$I(0)$
$\ln TOP$	-1.2911* (0.0983)	1.8344** (0.0333)	-4.5410*** (0.0000)	4.5385*** (0.0000)	$I(0)$

注：表中括号内数字表示相应的 P 值，***、**、* 分别分表在 1%、5%、10% 的显著性水平下拒绝存在单位根的原假设， $I(n)$ 表示序列经 n 阶差分后平稳。

5.2 估计结果分析

(1) 方程 (3) 的估计结果。

方程 (3) 检验了能源消费，碳排放和其他变量对经济增长的影响，估计结果如表 2 所示。结果显示，南京、泰州、嘉兴、湖州、舟山的人均能源消费对人均 GDP 有显著正向影响，上海、无锡、苏州、镇江、杭州、绍兴无显著影响，而常州、南通、扬州、宁波、台州则有显著负向影响，这意味着上述 5 个城市人均能源消费的降低导致了人均 GDP 的增长，且由回归系数可知，由于人均能源消费的增长，宁波、台州的人均 GDP 下降幅度要大于常州和南通。面板估计结果表明，长三角城市群人均能源消费对人均 GDP 的影响显著为正，影响系数为 1.4443，能源消费的增加会促进经济的增长。这在一定程度上说明大多数长三角城市群城市的经济增长对能源消费有较强的依赖性，即能源是长三角城市群经济增长的重要因素，持续的经济增长需要强有力的能源保障政策。

表2 经济增长 (lnGDP) 方程 (3) 的3SLS估计结果

城市	lnENC	lnCE	lnK	lnL	Intercept
上海市	-5.0182	3.4274	2.1678**	1.8632**	-28.5446*
南京市	4.6546*	-3.8620 [†]	0.0554	-0.0134	6.7631***
无锡市	-1.6692	-1.3280	0.2279	1.4297**	8.0310
常州市	-12.0174***	10.2927***	0.7172**	1.4385***	3.4089
苏州市	7.9007	-6.3800	-1.5534*	0.8233***	29.3477***
南通市	-13.8308**	12.9888**	1.2076	-0.0712	-3.6902
扬州市	-5.5033**	3.8128	1.6007***	-0.4418**	-11.1186**
镇江市	3.1959	-3.2159	0.1072	1.5671***	3.5854***
泰州市	22.1681***	-19.8487***	0.6252	-1.0926**	-8.4630
杭州市	3.2174	-2.1439	0.5658	-0.7529*	1.4057
宁波市	-66.3981***	65.3659***	3.0340***	-2.6322***	4.1860
嘉兴市	27.2984**	-27.0433**	0.7485 [†]	-8.8035***	14.9563***
湖州市	18.8606**	-15.9032***	-0.2949	-0.0342	5.2402*
绍兴市	-0.5062	1.1805	0.6352**	0.3110	-0.5488
舟山市	2.2768***	-2.1145***	0.2676***	0.1473	4.8879***
台州市	-23.0851*	21.2369*	1.1926***	0.3695	0.1814
面板	1.4443***	-0.8866***	0.0187	0.0605	9.0790***
R ²	0.5586				

注：***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

关于碳排放变量，本文发现南京、泰州、嘉兴、湖州、舟山 5 个城市人均碳排放对人均 GDP 的影响显著为负，而常州、南通、宁波、台州 4 个城市的影响则显著为正。从面板结果来看，在 1 % 显著性水平下，人均碳排放对人均 GDP 有负向影响，影响系数为一 0.8866，即人均碳排放每增加 1 %，会使经济增长下降 0.8866 %。这个结果与翟石艳和王铮^[14]的结论是一致的，说明长三角城市群环境的退化会对经济产生显著的负外部性，适当的碳减排措施不但不会阻碍经济增长，还会促进经济增长。

其他变量中，资本的估计系数显著为正的有 8 个，显著为负的仅有苏州市，余下 7 个城市的系数均不显著。劳动力系数显著为正的有 5 个，这 5 个城市集中在上海和江苏省，而另有杭州、宁波、嘉兴等 5 个城市的劳动力系数显著为负。劳动力对人均 GDP 的负向影响可能是由于人才流失，教育水平不高，劳动力技能和生产率低下。事实上，根据中国就业网^①统计显示，目前长三角地区对劳动力文化程度的需求主要集中在初中、高中的低文化层次，对高中以下劳动力需求达到 75 % 左右。从方程 (3) 的面板回归结果来看，K 和 L 的系数均为正，但都是统计不显著的。

(2) 方程 (4) 的估计结果。

方程 (4) 检验了经济增长，碳排放和其他变量对能源消费的影响，实证结果如表 3 所示。上海、湖州、舟山的人均 GDP 对人均能源消费影响系数显著为正，南京、苏州、杭州的系数为正但不显著。而常州、南通、扬州、宁波的影响系数则显著为负，这意味着这 4 个城市人均 GDP 的增长会抑制人均能源消费，且由于人均 GDP 的增加，扬州市能源消费的下降幅度要大于常州市和南通市。根据面板估计结果，人均 GDP 对人均能源消费有正向影响，影响系数为 0.6244，即人均 GDP 每上升 1 %，人均能源消费会上升 0.392 %，这个结果与韩智勇等^[9]、张优智和党兴华^[11]的研究结论一致，说明长三角城市群经济增长刺激能源消费的正效应要大于由于经济增长带来技术进步提高能源利用效率，减少能源消费的负效应；也说明能源消费

增长的速度低于经济增长速度，随着长三角城市群经济的增长，能源强度也会随之降低。

表3 能源消费（lnENC）方程（4）的联立方程组估计结果

	lnGDP	lnCE	lnK	lnL	lnFD	lnPOP	Intercept
上海市	0.0636***	0.7989***	0.0796	-0.0948**	-0.0789***	4.2643***	-31.2467*
南京市	0.3099	0.9281***	-0.0804	-0.1172	0.0805	0.4255	-4.1798
无锡市	-0.0103	0.9908***	0.0039	0.0367*	-0.0044	0.0697	
常州市	-0.0509**	0.7261***	0.1017**	0.0789***	-0.0207	0.6523	-4.2745
苏州市	0.0427	1.0421*	0.1018	-0.0148	-0.0198	-0.7503	3.0983
南通市	-0.0734*	0.9401***	0.0864	-0.0042	-0.0015	-0.1945	1.0557
扬州市	-0.2131**	0.7081***	0.3051***	-0.0779***	-0.0086	-0.3099***	
镇江市	-1.3218	0.9348	-0.2511	3.1827	0.3571	5.8106	-23.9142
泰州市	-0.0420	0.5238***	0.3635**	-0.0274	-0.1616**	4.6466**	-32.9473**
杭州市	0.0070	1.0220***	0.1749***	0.0807***	-0.0458**	-0.3673***	
宁波市	-0.0128***	1.0086***	0.0501***	-0.0283***	-0.0116***	-0.4516***	2.8101***
嘉兴市	-0.0944	0.7970***	0.3240	-0.4255	-0.1371	-0.2880	
湖州市	0.0481***	0.8503***	0.0170*	0.0052	-0.0019	0.1702	-1.1989
绍兴市	-0.2246	1.4649***	0.6244***	-0.1133	0.0152	-1.1673**	
舟山市	0.3286***	0.9302	-0.1293	-0.3112**	0.2416***	22.3350***	-103.4699***
台州市	-0.0035	0.9044***	-0.0032	-0.0419***	-0.0129***	1.6782***	-10.0047***
面板	0.6224***	0.6080***	0.0431	-0.0236	-0.0215	-0.0449	-6.1228***
Adj.R ²	0.9246						

注：***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

关于碳排放，除镇江市外长三角 16 个城市的人均碳排放对人均能源消费的影响系数都显著为正，且几乎都在 1 %水平上显著。面板估计结果显示，人均碳排放对人均能源消费有显著的正向影响，实证结果与 Ap ergis & Payne ^[4]，Lean & smyth ^[5] 的研究结论一致。

关于资本变量的系数，常州、扬州、泰州、杭州、宁波、绍兴这 6 个城市显著为正，仅有舟山显著为负，其余城市均不显著。说明这 16 个城市中只有舟山，资本增长才会导致人均能源消费下降。这与理论预期是相符的，资本体现的技术进步既能降低单位能耗又能增加能源消费。劳动力变量的系数仅有无锡、常州、杭州 3 个城市显著为正，而上海、扬州、宁波、舟山、台州 5 个城市显著为负。面板估计结果表明，资本和劳动力的系数均不显著。

变量金融发展的系数，上海、泰州、杭州、宁波、台州 5 个城市显著为负，仅有舟山显著为正，其余城市均不显著。16 个城市中人口对能源消费的系数显著为正和显著为负的各有 4 个。面板估计结果显示，人口对能源消费没有显著的影响。这可由长三角城市群目前的工业化水平来解释，其工业化水平领先于全国，正处于工业高速发展时期，工业能源消费占比高，一般而言，地区人口对生活用能的影响比较大，而对工业能源消费的影响则相对不明显。

（ 3 ）方程（ 5 ）的估计结果。

方程（ 5 ）检验了经济增长，能源消费和其他变量对碳排放的影响，估计结果如表 4 所示。由表 4 可知，上海、南京、无锡、苏州、扬州、镇江、泰州、宁波、嘉兴、湖州、绍兴 11 个城市的人均 GDP 对人均碳排放有显著负向影响，仅有台州为显著正向影响。这意味着根据环境库兹涅茨曲线（EKC）理论，这 10 个城市已经越过了 EKC 的拐点，随着人均 GDP 的进一步增加，其环境污染的程度会逐渐减缓，环境质量逐渐得到改善。而台州市则还未达到 EKC 拐点，随着人均 GDP 的增加，环境污染由低趋高。面板估计结果显示，人均 GDP 对人均碳排放有 1 %水平上显著的负向影响，长三角城市群总体上位于 EKC 拐点的右侧。估计系数为一 0.7333，即人均 GDP 每上升 1 %，人均碳排放量会下降 0.7333 %。长三角城市群不仅是经济最活跃的板块，也是全国的技术研发中心，随着经济的发展，技术创新的加快，可以有效的实现碳减排。

表4 碳排放（lnCE）方程（5）的联立方程组估计结果

	lnGDP	lnENC	lnURB	lnTOP	Intercept
上海市	-0.0682***	1.4452***	-5.4496***	-0.1554***	24.5528***
南京市	-0.2241***	1.1496***	1.0242***	0.0267	-2.9020*
无锡市	-0.0168**	0.9183***	-0.0031	-0.0110	-0.0553
常州市	-0.0074	1.2064***	-0.8901***	0.0108	2.8930***
苏州市	-0.0364*	1.0111***	-0.4261	-0.0039	1.7966
南通市	0.0595	1.0833***	-0.2886	0.0418	-0.0751
扬州市	-0.0850**	1.0211***	-0.0677	0.0812***	0.4601
镇江市	-0.0343	1.0843***	-0.2264	0.0051	0.7462
泰州市	-0.0250	1.1208***	-0.0803	0.0995***	-0.3071
杭州市	0.0625	-0.4331	0.1266***	0.3612***	-1.8486***
宁波市	-0.0073***	1.0323***	-0.0797***	0.0103*	-0.2730***
嘉兴市	-0.0198***	1.050***	-0.1245***	-0.0320***	0.3510***
湖州市	-0.0829***	1.2277***	0.0579	0.0189	-0.0669
绍兴市	-0.2588***	0.5644***	-0.0580	0.2135	1.9942
舟山市	-0.1804*	1.0426***	0.4358	-0.0590***	-0.00001
台州市	0.0179**	1.1323***	-2.0492***	-0.0089	5.3004***
面板	-0.7333***	1.4937***	-0.0569	-0.0433**	7.1265***
R ²	0.9061				

注：***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

关于能源消费变量，除杭州市不显著外，所有城市的人均能源消费对人均碳排放量有 1 % 水平上显著的正向影响，说明在这些城市中，能源消费的增加会加剧环境的退化。由面板估计结果可知，人均能源消费对人均碳排放量有 1 % 水平上显著的正向影响，影响系数为 1.4937，即人均能源消费每增加 1 % 时，人均碳排放量会增加 1.4937 %。这与长三角城市群的能源结构有很大关系，其能源消费结构中，煤炭和石油的占比很高，尤其是江苏省，煤炭和石油的占比一直在 95 % 以上，说明能源结构的调整是长三角城市群实行碳减排政策应该关注的重点。

对于城市化而言，面板估计结果显示，上海、常州、宁波、嘉兴、台州 5 个城市的系数显著为负，而仅有南京、杭州两个城市显著为正，其余城市均不显著。这表明，长三角城市化对人均碳排放量没有产生显著影响，该结果基本符合预期。一方面，城市化过程中的人口迁移对能源消耗及碳排放产生冲击，大规模的城市基础设施和住房建设导致高能耗、高排放。另一方面，由于城市化水平提高，第三产业发展所导致的完全竞争条件下的规模收益递增，人口、经济要素的集聚以及相应的知识、技术溢出，提高了能源利用效率，从而减少了碳排放。

关于贸易开放度变量，上海、嘉兴、舟山的系数显著为负，而扬州、泰州、杭州、宁波显著为正。面板结果表明，贸易开放度对人均碳排放量有 1 % 水平上显著的负向影响，影响系数为一 0.0433，即外贸依存度上升 1 % 会使人均碳排放量下降 0.0433 %，这个影响相对较小。

因此根据整个结果，可以总结出：长三角城市群能源消费与经济增长之间，能源消费与碳排放之间，经济增长与碳排放之间均存在双向因果关系，三者之间的关系如图 1 所示。

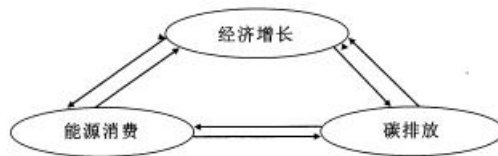


图1 长三角城市群碳排放、能源消费与经济增长之间的互动关系

6 主要结论与政策启示

鉴于大多有关能源消费、碳排放和经济增长之间因果关系的研究都是单向的关系，普遍忽略了变量之间的互动关系，极少研究通过联立方程模型探讨三者间的相互关系。本文利用柯布一道格拉斯生产函数和面板数据联立方程模型研究了碳排放、能源消费与经济增长之间的三向联系。通过构建联立方程模型，检验 2006—2013 年长三角城市群能源消费、碳排放和经济增长之间的相互作用。实证研究结果表明，（1）能源消费会促进经济增长，两者之间存在双向因果关系，从而显著拒绝了能源对经济增长是中性的新古典假设。因此，本文认为能源是长三角城市群经济增长的决定因素，高水平的经济增长导致高水平的能源需求，反之亦然。这也说明在现阶段，长三角城市群的经济增长有较强的能源依赖性，所以在制定节能政策时，考虑其可能的消极影响是很重要的。同时，由能源消费对经济增长的弹性系数可知，随着经济的增长，产业结构的优化，能耗强度有降低的趋势。（2）能源消费与碳排放之间存在双向因果关系。由于生产的扩大，城市消费更多的能源，从而给环境施加压力，导致更多的碳排放，因此能源结构中高碳能源消费比重的降低有助于碳减排。反之，更多的碳排放亦会导致更高的能源消费需求。（3）经济增长与碳排放之间的双向因果关系意味着环境退化对经济增长有着因果关系，环境质量的持续下降可能会通过影响人类健康对经济产生负外部性，从长远来看降低生产率，因此适当的碳减排措施有助于促进经济增长。同时随着人均 GDP 的进一步增加，长三角城市群环境污染会由高趋低，环境质量逐渐得到改善。

依据上述研究结论，本文提出以下主要政策启示：首先，长三角城市应考虑出台更多严格的环境和能源政策来控制碳排放。鼓励清洁能源的研究与投资，降低煤炭作为主要能源在能源结构中的比重，并寻找太阳能等可再生能源，改善能源结构。其次，总体上高水平的经济增长会使得长三角城市群环境质量逐渐改善，所以在减少能源需求的前提下，可通过增加能源供给投资和提高能源利用效率促进经济增长，并有效减少碳排放。同时，应调整产业结构，强调创新驱动战略，大力推进新型工业化发展道路，鼓励行业采用和发展节能减排的新技术。最后，长三角城市要综合考虑国际贸易对碳排放的影响，扩大出口规模的同时，应使出口商品逐步向清洁化方向转变，实现国际贸易和环境效益的统一。

注：

① 中国就业网 (<http://www.chinajob.gov.cn/>)。

参考文献:

- [1] Kraft J, Kraft A. On the relationship between energy and GNP [J]. Journal of Energy and Development, 1978 (3): 401—403.
- [2] Yu E SH, Hwang B K. The relationship between energy and GNP: Further results [J]. Energy Economics, 1984, 6 (3): 186—190.
- [3] W61de —Rufael Y. Disaggregated industrial energy consumption and GDP: The case of Shanghai [J]. Energy Economics, 2004, 26 (1): 69—75.
- [4] IApertiSN, Payne J E. CO₂ emissions, energy usage, and output in Central America [J]. Energy Polic 又 2009, 37 (8): 3282—3286.
- [5] ILean HH, Smyth R. CO₂ emissions, electricity consumption and output in ASEAN [J]. Development Research Unit Working Paper, 2009, 87 (6): 1858—1864.
- [6] Arouri MH, Youssef AB, M'henniH, et al. Energy consumption, economic — growth and CO₂ emissions in Middle East and North African countries [J]. Energy Polic 又 2012, 45 (6): 342—349.
- [7] 刘倩, 赵普生. 十五个主要碳排放国碳排放与经济增长实证分析与比较研究 [J]. 经济问题探索, 2012 (2): 137—144.
- [8] 林伯强. 电力消费与中国经济增长: 基于生产函数的研究 [J]. 管理世界, 2003 (11): 18—27.
- [9] 韩智勇, 魏一鸣, 焦建玲, 等. 中国能源消费与经济增长的协整性与因果关系分析 [J]. 系统工程, 2004 (12): 17—21.
- [10] 吴巧生, 成金华, 王华. 中国工业化进程中的能源消费变动— 基于计量模型的实证分析 [J]. 中国工业经济, 2005 (4): 30—37.
- [11] 张优智, 党兴华. 能源消费结构与经济增长的动态关联分析 [J]. 中国管理科学, 2014 (11): 840—845.
- [12] 赵进文, 范继涛. 经济增长与能源消费内在依从关系的实证研究 [J]. 经济研究, 2007 (8): 31—42.
- [13] 王星, 郭菊娥, 席西民. 基于协整和脉冲响应的中国能源与经济增长动态关系测算研究 [J]. 中国人口·资源与环境, 2008. (4): 56—61.
- [14] 翟石艳, 王铮. 基于 ARDL 模型长三角碳排放、能源消费和经济增长关系研究 [J]. 长江流域资源与环境, 2013 (1): 94—103.

[15] Grossman GM , Kruger A B . Environmental impacts of a North American free trade agreement [J] . Social Science Electronic Publishing , 1 991 , 8 (2) : 223-250 .

[16] Carson RT , JeonY , McCubbin D R . The relationship between air pollution emissions and income : US data ! [J] . Environment and Development Economics , 1 997 , 2 (4) : 433-450 .

[17] JaliIA , Mahmud 5 F . Environment KuznetS curve for CO₂ emissions : A cointegration analysis for China [J] . Energy Policy , 2009 , 37 (12) : 5167-5 1 72 .

[18] IwataH , OkadaK , Samreth 5 . Empirical study on the environmental Kuznets curve for CO₂ in France : The role of nuclear energy [J] • Energy Policy , 2009 , 38 (8) : 4057-4063 .

[19] SabooriB , SulaimanJ , Mohd 5 . Economic growth and CO₂ emissions in Malaysia : A cointegration analysis of the environmental Kuznets curve [J] . Energy Policy , 2010 , 51 (4) : 184-191 .

[20] Unoh GC , Moomaw W R . An atemative analysis of apparent EKC - type transitions [J] . Ecological Economics , 1 998 , 25 (2) : 221-229 .

[21] LantzV , Feng Q . Assessing income , population , and technology impacts on CO₂ emissions in Canada : Where ' s the EKC ? [J] • Ecological Economics , 2006 , 57 (2) : 229 — 238 .

[22] BaglianiM , BravoG , Dalmazzone 5 . A consumption — based approach to environmental Kuznets curves using the ecological footprint indicator [J] . Ecological Economics , 2008 , 65 (3) : 650 — 66 1 .

[23] Caviglia — Harris JL , ChambersD , Kahn J R . Taking the “ U , ’ out of Kuznets : A comprehensive analysis of the EKC and environmental degradation IJI . Ecological Economics , 2009 , 68 (4) : 1 149 — 1 159 .

[24] DuL , WeiC , Cai 5 . Economic development and carbon dioxide emissions in China : Provincial panel data analysis [J] . China Economic Review , 20 12 , 23 (2) : 371 — 384 .

[25] 杜婷婷 , 毛锋 , 罗锐 . 中国经济增长与 CO₂ 排放演化探析 [J] . 中国人口 • 资源与环境 , 2007 (2) : 94~99 .

[26] 韩玉军 , 陆肠 • 经济增长与环境的关系 — 基于对 CO₂ 环境库兹涅茨曲线的实证研究 [J] . 经济理论与经济管理 , 2009 (3) : 5 ~11 .

[27] 林伯强 , 蒋竺均 . 中国二氧化碳的环境库兹涅茨曲线预测及影响因素分析 [J] . 管理世界 , 2009 (4) : 27~36 .

[28] 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 .

[29] 李国志, 李宗植. 中国二氧化碳排放的区域差异和影响因素研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2010 (5) : 22~27 .

[30] 杨子晖. 经济增长、能源消费与二氧化碳排放的动态关系研究 [J]. 世界经济, 2011 (6) : 100 ~125 .

[31] 陈迅, 吴兵. 经济增长、城镇化与碳排放关系实证研究— 基于中国、美国的经验 [J]. 经济问题探索, 2014 (7) : 112~117 .

[32] Sharma S. The relationship between energy and economic growth : Empirical evidence from 66 countries [J]. Applied Energy , 2010 , 87 (11) : 3565 -3574 .

[33] Copeland BR , Taylor M. North-South trade and the environment [J]. Quarterly Journal of Economics , 1994 , 109 (3) : 755-787 .

[34] Chai J C H . Trade and environment : Evidence from China ' S manufacturing sector [J]. Sustainable Development , 2002 , 10 (1) : 25-35 .