

电力行业碳排放的影响因素

——基于长江经济带空间动态面板的实证研究

齐绍洲 林 岫*

摘要:本文基于 Malmquist 指数方法,测算了长江经济带电力行业绿色全要素生产率,然后运用 STIRPAT 模型和空间动态面板计量方法研究了长江经济带电力行业碳排放的影响因素。实证研究结果表明:空间因素对于长江经济带电力行业的碳排放具有不可忽视的作用,域内常住人口数量、城镇化水平和人口受教育程度的提高对电力行业碳减排有一定的促进作用;人均收入的提高加剧了电力行业碳排放;各省市的绿色全要素生产率、非化石能源发电比重、企业技术进步和研发水平的提高对电力行业碳减排有正向的促进作用,其中企业研发水平的提高对碳减排的促进作用最大,第二产业比重的提高增大了碳排放。

关键词:长江经济带;电力行业碳排放;绿色全要素生产率;空间动态面板

一、引言

长江经济带涵盖上海、江苏、浙江、安徽、江西、湖北、湖南、重庆、四川、云南、贵州 11 个省(直辖市),面积约 205 万平方公里,是我国国土空间开发最重要的东西轴线,也是生态文明建设的先行示范带,域内涵盖了湖北、上海和重庆 3 个碳排放权交易试点。截至 2014 年底,域内人口为 5.84 亿人,占全国的 42.88%,地区生产总值占全国的 41.60%。域内水能、矿产资源丰富,是我国水力发电、坑口火电的重要供给地,是“西电东送”的重要输电源头。研究表明电力生产碳排放

*齐绍洲,武汉大学经济与管理学院,武汉大学气候变化与能源经济研究中心,碳排放权交易湖北省协同创新中心,邮政编码:430072,电子信箱:cneus@126.com;林岫,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:carbonzhu@126.com。

本文是中国国际民间组织合作促进会国际部委托课题“湖北省碳交易试点对全国的借鉴意义”、国家自然科学基金青年科学基金项目“基于碳价格映射的中国工业能源结构优化研究”(71503087)和国家社会科学基金青年项目“碳交易市场价格波动、驱动因素及调控机制研究”(14CJY030)的阶段性成果。感谢匿名审稿人提出的宝贵意见。文责自负。

放已占到我国碳排放总量的40%(王常凯、谢宏佐,2015),长江经济带的发电量占全国的38.5%,碳减排任务任重而道远。2014年9月,国务院发布了《关于依托黄金水道推动长江经济带发展的指导意见》,研究长江经济带发电结构、人口、经济增长、技术与电力行业的碳排放关系对于构建长江流域绿色生态廊道和实施长江经济带大保护战略具有重要意义。

国际上研究能源、碳排放与经济发展的文献很多(Shi,2003;Friedl & Getzner,2003;Ang,2007;Soytas et al.,2007;Jiusto,2008;Niu et al.,2011;林伯强、蒋竺均,2009),在此不再赘述。现有文献对于我国碳排放的研究内容分为两条主线,一条是研究全国或区域的碳排放:在全国层面,林伯强和蒋竺均(2009)、王群伟等(2010)、申萌等(2012)和鲁万波等(2013)研究了碳排放环境库兹涅茨曲线、排放绩效和影响因素等问题;在区域层面,谢守红和牛水霞(2012)、耿丽敏等(2012)、黄蕊等(2012)及杨嵘和常烜钰(2012)分别研究了长江三角洲、东北三省、中部六省和西部地区的碳排放与经济增长的问题。另一条是研究我国工业或部门的碳排放:在工业层面,陈诗一(2009)、何小刚和张耀辉(2012)、周五七和聂鸣(2012)研究了能源消耗、经济可持续增长与碳排放的关系;在部门层面,何晓萍等(2009)、米国芳和赵涛(2012)、侯建朝和史丹(2014)、王喜平和刘兴会(2014)、李新等(2014)分析了我国电力行业中碳排放与经济增长、碳排放绩效空间差异等问题。在研究方法上以面板协整分析、因素分解和投入产出法为主。以往文献对长江经济带这样横贯东中西区域的碳排放研究存在空白,方法上多停留在协整分析和因素分解分析,研究省际碳排放差异时很少考虑到相邻省份的空间溢出效应。

本文尝试在拓展的STIRPAT模型框架下,利用空间动态面板数据,选取长江经济带电力行业这个区域部门层面的样本,从微观企业自发技术进步、个人财富积累;中观行业绿色全要素生产率、发电结构;宏观产业结构、人口质量、政府管制三个角度对碳排放因素进行系统的实证分析,为长江经济带制定电力行业碳减排政策,为长江经济带电力行业纳入全国碳排放权交易市场和电力企业调整发电结构提供更为丰富的经验证据与理论支持。全文结构安排如下:第一部分为问题提出;第二部分测算长江经济带电力行业碳排放,提出两个导致碳排放现状的假设;第三部分测算域内电力行业绿色全要素生产率并验证假设1;第四部分分析域内电力行业碳排放的影响因素并验证假设2;第五部分为实证结果与分析;最后一部分为结论和政策建议。

二、长江经济带电力行业碳排放量测算

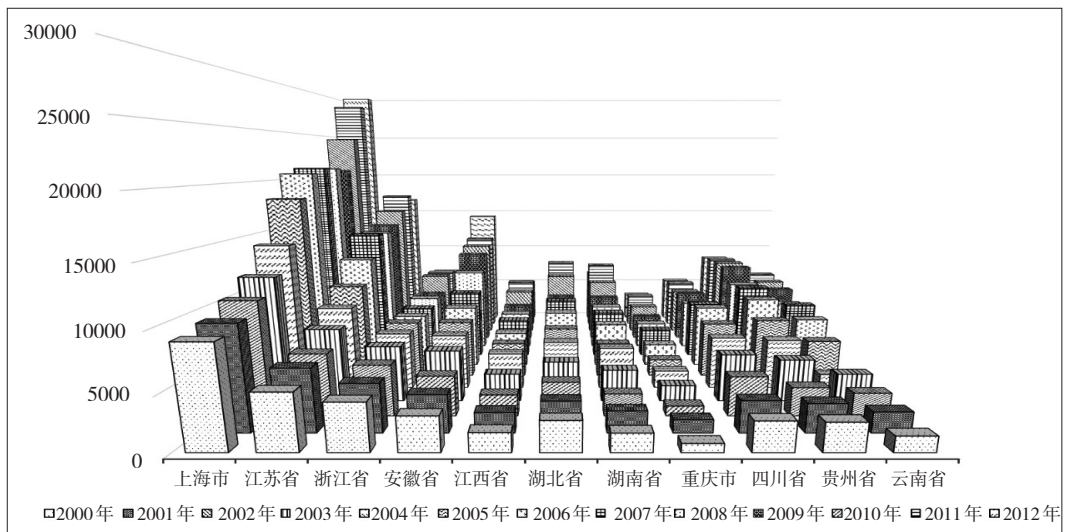
(一)测度方法与数据来源

国内外文献的碳排放量主要从化石能源消费量推算得来。电力行业的碳排放也主要因为化石能源消费产生,为了精确计量,我们综合参考文献和联合国政府间气候变化委员会(IPCC)温室气体排放指南中电力行业企业的碳排放量测算方法,以原煤、精洗煤、其它洗煤、型煤、煤矸石、焦炭、焦炉煤气、高炉煤气、转炉煤气、其它煤气、其它焦化产品、原油、汽油、煤油、柴油、

燃料油、石脑油、润滑油、石蜡、溶剂油、石油沥青、石油焦、液化石油气、炼厂干气、其它石油制品、天然气和液化天然气这27种能源为基准估算长江经济带11个省(市)电力行业碳排放量,数据来源源于《中国能源统计年鉴》。具体计算公式为:

$$CO_2 = \sum_{i=1}^{27} E_i \times NCV_i \times CEF_i \times COF_i \times 44/12 \quad (1)$$

(1)式中: CO_2 代表估算的长江经济带各省市电力行业的碳排放总量, i 代表能源种类, E 为能源消耗量, NCV 为IPCC指南中的净发热值, CEF 为IPCC(2006)提供的碳排放系数, COF 为碳氧化因子, $44/12$ 为 CO_2 的碳分子量比率,测算结果绘制为长江经济带电力行业2000-2012年碳排放柱状图(见图1)。



注: ①本图来自于作者对电力行业能源相关数据的测算;②纵坐标单位为万吨二氧化碳。

图1 长江经济带电力行业2000-2012年碳排放柱状图

(二)测度结果与差异分析

从图1我们发现2000-2012年长江经济带电力行业的碳排放总体呈上升趋势且空间集聚明显,长三角地区的电力行业碳排放柱状图的体量和陡峭程度明显高于中上游地区,江浙两省这一表现最为突出。对于以上现象的原因,做出了两种假设。

假设1:该现象是由各地区的电力企业发电量、发电人财物投入和发电绿色技术水平差异共同导致的。

假设2:该现象是由地方政府管制强度、宏观产业结构、发电能源结构、地区人口空间集聚、地区城镇化、人均收入积累和企业自发技术进步等因素所导致。

对于假设1,我们选用测度长江经济带电力行业绿色全要素生产率的方法来验证;对于假设2,我们拟选用STIRPAT模型和省际空间动态面板回归的方法来验证。

三、长江经济带电力行业绿色全要素生产率测算

(一)测度方法与理论模型

我们采用非参数的数据包络分析法(DEA),结合学术界普遍使用的Malmquist指数法,在吴传清和董旭(2014)的模型基础上改进,测度长江经济带发电企业绿色全要素生产率。DEA方法的基本思想是通过线性规划估算产出距离函数,无需假定生产函数形式,从而避免了新古典模式下对生产函数极强的理论约束。基于DEA理论的Malmquist指数的计算公式如下:

$$M^k(x_{t+1}^k, y_{t+1}^k; x_t^k, y_t^k) = \left[\frac{D_t^k(x_{t+1}^k, y_{t+1}^k)}{D_t^k(x_t^k, y_t^k)} \times \frac{D_{t+1}^k(x_{t+1}^k, y_{t+1}^k)}{D_{t+1}^k(x_t^k, y_t^k)} \right]^{1/2}$$

$$= \frac{D_{t+1}^k(x_{t+1}^k, y_{t+1}^k)}{D_t^k(x_t^k, y_t^k)} \cdot \left[\frac{D_t^k(x_{t+1}^k, y_{t+1}^k)}{D_{t+1}^k(x_{t+1}^k, y_{t+1}^k)} \times \frac{D_t^k(x_t^k, y_t^k)}{D_{t+1}^k(x_t^k, y_t^k)} \right]^{1/2} \quad (2)$$

(2)式中, D^k 表示产出距离函数,下标代表不同的参照期,上标 k 代表长江经济带域内某个样本单位。如果将(2)式中 $\left[\frac{D_t^k(x_{t+1}^k, y_{t+1}^k)}{D_t^k(x_t^k, y_t^k)} \times \frac{D_{t+1}^k(x_{t+1}^k, y_{t+1}^k)}{D_{t+1}^k(x_t^k, y_t^k)} \right]^{1/2}$ 记为 $GTFPch$, $\frac{D_{t+1}^k(x_{t+1}^k, y_{t+1}^k)}{D_t^k(x_t^k, y_t^k)}$ 记为 $GTEFch$, $\left[\frac{D_t^k(x_{t+1}^k, y_{t+1}^k)}{D_{t+1}^k(x_{t+1}^k, y_{t+1}^k)} \times \frac{D_t^k(x_t^k, y_t^k)}{D_{t+1}^k(x_t^k, y_t^k)} \right]^{1/2}$ 记为 $GTEch$, 则样本单位 k 在单位时期内的绿色全要素生产率可表示为:

$$GTFPch = GTEFch \times GTEch \quad (3)$$

式中 $GTFPch$ 代表 t 到 $t+1$ 期绿色全要素生产率的变动, $GTEFch$ 代表 t 到 $t+1$ 期的绿色技术效率变化指数, $GTEch$ 代表 t 到 $t+1$ 期绿色技术进步指数。若这三个指标大于1,则分别意味着长江经济带电力行业绿色全要素生产率、绿色技术效率和绿色技术进步指标得到改善,反之表明三者恶化。

(二)测度指标与数据来源

按照DEA理论,测度发电企业绿色全要素生产率所需要的指标包括产出和要素投入两方面。产出用一定时期内的发电量衡量,要素投入主要包括劳动、资本和环境投入。本文选取的投入产出指标如下:

(1)地区产出指标。选取长江经济带11省(市)2000-2012年的发电量作为地区产出指标,数据来源于相应年份的《中国工业经济统计年鉴》。

(2)劳动投入指标。选取长江经济带11省(市)2000-2012年的电力、热力的生产和供应业中的国有单位就业人数作为衡量劳动投入的指标,数据来源于相应年份的《中国人口和就业统计年鉴》。

(3)资本投入指标。选取长江经济带11省(市)2000-2012年的发电设备容量作为衡量资本

投入的指标,这样避免了以往文献因为我国没有发电企业资本存量的直接统计数据,而使用永续盘存法和人为设定资本折旧率所带来的误差。数据来源于相应年份的《中国电力年鉴》。

(4)环境投入指标。选取长江经济带11省(市)2000-2012年的发电企业碳排放作为环境投入指标,投入量越大说明绿色全要素生产率越低。因为在碳排放测算过程中选取了27种能源作为基准,因此环境投入指标也反映了发电企业的能源投入。数据来源于《中国能源统计年鉴》和(2)式的测算结果。

(三)测度结果与差异分析

根据统计数据,计算长江经济带11省市2001-2012年发电企业绿色全要素生产率,结果如表1所示。

表1 长江经济带11省市2001-2012年发电企业绿色全要素生产率指数

年份	上海	江苏	浙江	下游	安徽	江西	湖北	湖南	中游	重庆	四川	贵州	云南	上游	均值
2001	1.079	1.073	1.082	1.078	1.015	0.982	0.999	0.965	0.990	0.797	1.171	1.138	0.963	1.017	1.019
2002	1.097	1.105	1.045	1.082	1.141	1.069	0.917	1.012	1.035	1.301	0.889	1.072	0.915	1.044	1.045
2003	1.129	1.141	1.253	1.174	1.129	1.009	1.050	0.886	1.019	0.730	1.020	0.871	1.051	0.918	1.014
2004	1.036	0.921	0.992	0.983	1.068	1.054	1.247	1.026	1.099	1.190	0.992	0.867	1.521	1.143	1.071
2005	1.043	0.924	1.049	1.005	0.888	0.907	1.103	0.968	0.967	0.828	0.987	0.954	0.736	0.876	0.939
2006	0.966	0.992	1.053	1.004	0.917	1.079	0.912	0.907	0.954	0.856	0.999	0.961	0.850	0.917	0.951
2007	1.036	0.983	0.970	0.996	0.936	0.902	1.081	0.988	0.977	1.101	0.931	1.077	0.998	1.027	0.998
2008	0.993	1.056	0.993	1.014	0.968	1.140	1.201	0.994	1.076	1.048	1.090	0.974	1.079	1.048	1.046
2009	1.019	1.016	1.134	1.056	1.063	0.816	0.906	1.020	0.951	0.995	1.051	1.000	0.900	0.987	0.989
2010	1.040	1.014	1.086	1.047	1.058	1.081	1.111	1.086	1.084	1.003	1.033	0.953	1.071	1.015	1.048
2011	1.065	1.037	1.072	1.058	1.055	1.025	0.876	0.993	0.987	1.018	1.018	0.879	1.065	0.995	1.007
2012	0.991	1.276	1.003	1.090	0.955	0.897	1.044	0.946	0.961	1.057	1.183	1.193	1.172	1.151	1.059
均值	1.040	1.041	1.059	1.047	1.013	0.992	1.031	0.981	1.004	0.981	1.027	0.990	1.011	1.002	1.015

注:①表中均值是相关数据的几何均值;②数值大于1表明发电企业绿色全要素生产率总体提高,小于1表明发电企业绿色全要素生产率总体下降;③本文中的长江上游包括滇黔蜀渝4省市,中游包括鄂湘赣皖4省,下游包括苏浙沪3省市。

资料来源:根据《中国能源统计年鉴》和(1)式的测算。

由表1可知,研究期内长江经济带发电企业总体呈波动上升趋势,年均绿色全要素生产率为1.015%。从变动趋势看,2001-2004年绿色全要素生产率逐年上升,说明域内发电企业重视了节能减排降耗工作;2005-2007年绿色全要素生产率较之前有所下降,这与该阶段域内部分省市为了追求片面的经济增长,高耗能、高排放的小火电厂情况相吻合;2008年绿色全要素生产率上升,主要是受全球金融危机影响,我国经济增长放缓,长江经济带电力需求下降,一些高耗能、高排放火电厂暂时停产所致;2009年绿色全要素生产率下降,主要受到稳增长经济政策的刺激,长江经济带部分省市忽视了对高耗能、高排放火电厂的管控所致;2010-2012年绿色全

要素生产率总体上升,说明长江经济带发电企业的发展在科学发展观的指导下,逐渐回归理性,域内电厂高参数、大容量、高效环保型机组比例进一步提高。

表1同时显示了2001-2012年长江经济带省际和上、中、下游发电企业年均绿色全要素生产率水平。从省际层面看,江西、湖南、重庆和贵州的发电企业绿色全要素生产率均值小于1,说明上述省市发电企业绿色全要素生产率总体呈下降趋势。其它7省市发电企业绿色全要素生产率均值大于1,说明这些地区同期发电企业绿色全要素生产率总体呈现上升趋势,但上升幅度差异较大。从上、中、下游层面看,下游发电企业绿色全要素生产率均值最大,上游发电企业绿色全要素生产率均值最小,两者相差4.5%,四川、湖北和浙江3省的发电企业绿色全要素生产率均值分别在上、中、下游名列第一。

对照图1,我们发现虽然长三角地区的发电企业碳排在2000-2012年期间体量和增速均高于同期上、中游地区,但是长三角地区的发电企业绿色全要素生产率却优于中、上游地区,说明长江经济带发电企业碳排放受到发电量、发电人财物投入和发电绿色技术水平差异综合影响,因此假设1得到验证。2000-2012年期间国务院和各部委陆续出台了《关于加快火电厂烟气脱硫产业化发展的若干意见》(2005)、《可再生能源发电有关管理规定》(2006)、《核电中长期发展规划(2005-2020年)》(2007)、《风电开发建设管理暂行办法》(2011)、《关于完善太阳能光伏发电上网电价政策的通知》(2011)、《电网企业实施电力需求侧管理目标责任考核方案(试行)》(2011)、《关于加强风电并网和消纳工作有关要求的通知》(2012)等有关电力行业的规划方案,显然,随着政策的引导还有其它因素影响长江经济带电力行业碳排放,因此我们通过检验假设2来进一步研究。

四、长江经济带电力行业碳排放影响因素:模型与数据

(一)理论模型推导与数据处理

York等(2003)在IPAT模型的基础上建立了STIRPAT(Stochastic Impacts by Regression on PAT)模型:

$$I_i = aP_i^b A_i^c T_i^d e_i \quad (4)$$

该模型是一个多变量非线性模型,一些学者认为排放量*I*与人均收入*A*之间并非仅存在单一的一次线性关系,还可能存在U型的关系。因此本文借鉴York等(2003)采用的方法,并结合长江经济带电力行业碳排放的各种影响因素,改造模型(4)扩展面板形式,并对模型两边取对数得到:

$$\ln CO_{2i,t} = \ln a_{i,t} + b_1(\ln P_{1i,t}) + b_2(\ln P_{2i,t}) + b_3(\ln P_{3i,t}) + c_1(\ln A_{i,t}) + c_2(\ln A_{i,t})^2 + d_1(\ln T_{1i,t}) + d_2(\ln T_{2i,t}) + d_3(\ln T_{3i,t}) + d_4(\ln T_{4i,t}) + d_5(\ln T_{5i,t}) + d_6(\ln T_{6i,t}) + \ln e_{i,t} \quad (5)$$

(5)式中, $i=1,2,3\dots 11$, $t=2001,2002,2003\dots 2012$ 。(5)式中, $CO_{2i,t}$ 表示长江经济带域

内 i 省(市) t 年的电力行业碳排放, $P_{1i,t}$, $P_{2i,t}$ 和 $P_{3i,t}$ 分别表示 i 省(市) t 年的人口数量、结构和质量, $A_{i,t}$ 表示 i 省(市) t 年的人均收入, $T_{1i,t}$, $T_{2i,t}$, $T_{3i,t}$, $T_{4i,t}$, $T_{5i,t}$ 和 $T_{6i,t}$ 分别表示 i 省(市) t 年的发电企业绿色全要素生产率、能源发电结构、产业结构、科学技术水平、企业研发水平和政府财政科技支出, $\ln a_{i,t}$ 为常数项, 本文选取数据来源及处理如表 2 所示。

表 2 模型各变量的说明

变量	定义	单位
碳排放量 (CO_2)	各省(市)电力行业 27 种能源消费产生的碳排放量。	万吨
人口数量 (P_1)	各省(市)年末常住人口的数量。	万人
人口结构 (P_2)	各省(市)非农人口与总人口的比重。	%
人口质量 (P_3)	各省(市)地方财政教育支出与地方财政一般预算支出的比重来衡量政府管制对人口质量的影响。	%
人均收入 (A)	城镇居民人均可支配收入并考虑各省(市)消费价格指数, 以 2000 年为基年得到城镇居民实际人均可支配收入。	元
绿色全要素生产率 (T_1)	劳动力、资本、环境为投入指标, 发电量为产出指标测算出各省(市)绿色全要素生产率。	%
能源发电结构 (T_2)	各省(市)非化石能源发电量与总发电量的比重。	%
产业结构 (T_3)	各省(市)第二产业增加值占 GDP 的比重。	%
科学技术水平 (T_4)	各省(市)技术市场成交额。	亿元
企业研发水平 (T_5)	各省(市)专利申请授权量与专利申请受理量的比重。	%
财政科技支出 (T_6)	各省(市)地方财政科学技术支出与地方财政一般预算支出的比重来衡量政府管制对科学技术的影响, 2007 年以前为地方财政科技三项费支出与科学支出相加后占地方财政一般预算支出的比重近似计算。	%

注:①数据来源于 2001-2012 年《中国统计年鉴》《中国工业经济统计年鉴》《中国电力年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》和《中国财政年鉴》;②城镇化水平的测度按照不同标准一般有 5 种(姜爱林, 2002), 考虑数据的可得性, 本文选用文献中普遍采用的人口比重法测度城镇化水平。

(二) 空间模型扩展与空间自相关性检验

通过第二部分的测算和图 1, 我们发现长江经济带电力行业的碳排放空间集聚明显, 另外考虑到区域碳排放具有时间滞后效应(李锴、齐绍洲, 2011), 我们引入空间计量经济学中空间动态面板模型来改造 STIRPAT 模型。空间计量经济学所研究的空间相关性包括空间自相关和空间差异性。前者指相邻地区间样本观测值缺乏独立性, 经济联系客观存在; 后者指不同地区间经济联系存在空间上的测量误差(Anselin, 1988)。与这两种空间效应相对应的空间计量模型分别是空间自回归模型(SAR)和空间误差模型(SEM)。有研究表明, 空间误差模型的显著性经常是由于模型中忽略了重要变量导致的, 即空间误差捕捉到了被忽略的空间滞后因变量(武娜、王群勇, 2010)。空间自回归模型可以更好地研究长江经济带 11 个省市相邻地区的客观经

济联系,因此本文采用空间自回归模型(SAR)研究长江经济带电力行业碳排放。面板回归模型根据误差成分可以分为固定效应和随机效应,与多数现有文献相同,本文使用空间固定效应模型,其原因是当样本回归分析局限于一些特定个体时,固定效应模型是更好的选择(雷明、虞晓雯,2013)。改造后的模型如下:

$$\ln CO_{2i,t} = \ln a_{i,t} + \tau \ln CO_{2i,t-1} + \rho W \ln CO_{2i,t} + b_1(\ln P_{1i,t}) + b_2(\ln P_{2i,t}) + b_3(\ln P_{3i,t}) + c_1(\ln A_{i,t}) + c_2(\ln A_{i,t})^2 + d_1(\ln T_{1i,t}) + d_2(\ln T_{2i,t}) + d_3(\ln T_{3i,t}) + d_4(\ln T_{4i,t}) + d_5(\ln T_{5i,t}) + d_6(\ln T_{6i,t}) + \ln e_{i,t} \quad (6)$$

(6)式中: $i = 1, 2, 3 \dots 11$, $t = 2001, 2002, 2003 \dots 2012$ 。(6)式是拓展后的空间自回归模型(SAR),主要探讨长江经济带相邻地区的电力行业碳排放对整个区域内其他省市的影响(张华,2014)。其中 W 为空间权重矩阵; ρ 为空间自回归系数,反映相邻地区的碳排放对本地区的影响程度; $\tau = 0$ 时,模型退化为空间静态面板。

本文选用地理邻接型和地理距离型空间权重矩阵。地理邻接型空间权重矩阵,遵循Rook相邻规则,即两个地区拥有共同边界则视为相邻(熊灵等,2012),即长江经济带内的两个省市如果相邻,则对应权重值为1,如果不相邻,则对应权重值为0。地理距离型空间权重矩阵,即

$$W_{ij} = \frac{D_{ij}}{\sum_{j=1}^N D_{ij}}$$

。其中 D_{ij} 表示 i 和 j 两个省市中省会之间的铁路里程,具体数值来源于“中国火

车网”查询系统,使用省市间最短的铁路里程数据。以上各变量的统计性描述如表3所示。

表3 变量统计性描述

变量名称	样本量 Sample size	均值 Means	标准差 Standard deviation	最小值 Min	最大值 Maximum
碳排放量(CO_2)	132	6947.47	5351.89	911.59	29947.78
人口数量(P_1)	132	5146	1838	1668	8212
人口结构(P_2)	132	0.3736	0.1961	0.0101	0.8980
人口质量(P_3)	132	0.1617	0.0233	0.1111	0.2180
人均收入(A)	132	12162.61	5394.67	5324.12	31539.48
绿色全要素生产率(T_1)	132	1.020	0.110	0.730	1.521
能源发电结构(T_2)	132	0.3002	0.2324	0.0001	0.7125
产业结构(T_3)	132	0.4589	0.0580	0.3613	0.5659
企业技术进步(T_4)	132	60.5933	85.5314	0.0600	407.1100
企业研发水平(T_5)	132	0.4512	0.3318	0.0672	2.1962
财政科技支出(T_6)	132	0.0183	0.0149	0.0077	0.1183

我们使用Moran在1950年提出的空间自相关指数Moran I来检验长江经济带电力行业碳排放是否存在空间相关性。Moran I的取值范围为(-1,1),当其大于0时,表明11个省市间电力行业碳排放为空间正相关,即存在空间集聚现象;当其小于0时,表明11个省市间电力行业碳排放为空间负相关,即存在空间排斥现象;当其等于0时,表明11个省市间电力行业碳排放与区位的分布相互独立。Moran I的绝对值越大表明长江经济带电力行业碳排放的空间相关性越强,Moran I检验结果如表4所示。

表4 2001-2012年长江经济带电力行业碳排放的Moran I空间自相关检验结果

年份	Moran I值	年份	Moran I值	年份	Moran I值	年份	Moran I值
2001	0.379***(2.684)	2004	0.106**(1.172)	2007	0.115**(1.243)	2010	0.261*** (2.048)
2002	0.305***(2.317)	2005	0.182***(1.670)	2008	0.254***(2.006)	2011	0.210***(1.790)
2003	0.263*** (2.070)	2006	0.089**(1.109)	2009	0.202***(1.664)	2012	0.282***(2.154)

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号内为Z统计量。

2001-2012年各年份中除2004年、2006年和2007年的Moran I值通过了低于5%水平的显著性检验,其余年份均通过了1%水平的显著性检验,且各个Moran I值均为正值,这表明长江经济带电力行业碳排放空间上的确存在着明显的正自相关关系,即存在空间集聚现象。可以判断,运用空间计量模型研究长江经济带电力行业碳排放影响因素比传统计量方法更为适宜。

五、实证结果与分析

(一)最优模型选择与空间溢出效应

根据表4的Moran I空间自相关检验结果,我们发现传统的面板数据模型已经不再适用于研究长江经济带电力行业碳排放,需要引入空间面板数据模型。根据静态、动态、地理邻接和地理距离四个原则,我们组合出模型2-5(见表5)。

表5 2001-2012年长江经济带电力行业碳排放影响因素的估计结果

变量	传统面板	静态面板空间自回归模型			动态面板空间自回归模型	
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	
	固定效应	地理邻接型地区固定效应	地理距离型地区固定效应	地理邻接型地区固定效应	地理距离型地区固定效应	
$\ln CO_2$				0.0041 (0.0025)**	0.0017 (0.0018)**	
$\ln P_1$	0.0029 (0.0013)**	-0.3157 (0.0483)***	-0.2837 (0.0515)***	-0.1355 (0.0231)***	-0.1050 (0.0210)***	
$\ln P_2$	-0.0003 (0.0001)**	-0.0153 (0.0085)*	-0.0125 (0.0076)*	-0.0070 (0.0022)***	-0.0053 (0.0019)***	

续表5 2001-2012年长江经济带电力行业碳排放影响因素的估计结果

	传统面板	静态面板空间自回归模型		动态面板空间自回归模型	
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
$\ln P_3$	0.0002 (0.0003)	-0.0061 (0.0162)	0.0057 (0.1553)	-0.0057 (0.0036)*	-0.0010 (0.0030)*
$\ln A$	0.0012 (0.0044)	-2.9084 (0.0537)***	-2.6314 (0.0521)***	-1.2344 (0.0681)***	-0.9734 (0.0541)***
$(\ln A)^2$	0.0002 (0.0002)	0.1524 (0.0012)***	0.1371 (0.0010)***	0.0652 (0.0002)***	0.0513 (0.0002)***
$\ln T_1$	0.0003 (0.00008)***	-0.0119 (0.0111)	-0.0060 (0.0064)	-0.0100 (0.0024)***	-0.0057 (0.0016)***
$\ln T_2$	-0.0001 (0.0000)***	-0.0296 (0.0167)*	-0.0192 (0.0152)*	-0.0164 (0.0065)**	-0.0099 (0.0049)**
$\ln T_3$	0.0008 (0.0008)	0.1655 (0.0475)***	0.1507 (0.0467)***	0.0700 (0.0161)***	0.0560 (0.0139)***
$\ln T_4$	-0.00005 (0.00005)	-0.0013 (0.0050)	0.0008 (0.0036)	-0.0032 (0.0008)***	-0.0017 (0.0007)***
$\ln T_5$	-1.0004 (0.0001)***	-1.0125 (0.0107)***	-1.0100 (0.0078)***	-0.9979 (0.0024)***	-0.9994 (0.0018)***
$\ln T_6$	-0.0002 (0.0001)**	-0.0007 (0.0058)	-0.0023 (0.0049)	0.0003 (0.0023)	-0.0005 (0.0018)
常数项	7.5492 (0.0286)***				
ρ		0.0438 (0.0118)***	0.0514 (0.0137)***	0.0160 (0.0031)***	0.0145 (0.0036)***
R^2	0.9462	0.9639	0.9641	0.9930	0.9952
Log-likelihood	497.8177	511.2349	518.7521	562.3465	575.4821

注:***、**和*表示在1%、5%和10%的显著性水平检验,括号内为稳健标准误。

我们发现模型4和模型5的参数显著性水平、拟合优度和对数极大似然值要优于模型2和模型3,且动态面板数据模型4和5中前一期的碳排放对本期的碳排放的正向影响都能通过5%的显著性水平检验,说明长江经济带各省市电力行业碳排放具有明显的时间滞后效应,选用空间动态面板模型研究是合适的。因此,假设2得到了验证,下文采用模型4和模型5来讨论。

模型4和模型5的 ρ 值均大于0,说明长江经济带电力行业碳排放呈现出空间溢出效应,模型4中,长江经济带某省市邻接地区的电力行业碳排放每增加1%,就会引起该省市电力行业碳排放增加0.0160%;模型5中,长江经济带某省市周围地区的电力行业碳排放每增加1%,就会引起该省市电力行业碳排放增加0.0145%。因为考虑了时间滞后效应,模型4和模型5中 ρ 值比模型2和模型3的小,但空间溢出效应依旧明显并通过了1%的显著性水平检验,可能原因在于长江经济带的产业集聚效应。

(二)人口规模因素与电力行业碳排放

模型4和模型5中长江经济带各省市常住人口数每增加1%,域内电力行业碳排放就会下降0.1355%和0.1050%,系数通过了1%的显著性水平检验,说明长江经济带各省市常住人口与电力行业碳排放负相关。这与李国志和周明(2012)得出人口数量对我国碳排放具有比较显著的正相关影响的研究结论相反,与人口数量上升、电力消耗增大会使碳排放增多的经验预期相悖。原因在于研究期间内长江经济带的安徽、湖南、贵州和四川四省人口净流出现象明显,且上述四省的人口比重大,人口变动影响也就比较大^①;而域内云南、贵州和重庆三省(直辖市)的煤炭资源丰富,为我国“西电东送”中线、南线两条通道的重要输电源头,坑口火电的碳排放实际上并没有因为人口净流出而减少。但是,长江经济带常住人口与电力行业碳排放整体上呈现负相关。

模型4和模型5中各省市城镇化率每提高1%,域内电力行业碳排放就会下降0.0070%和0.0053%,系数通过了1%显著性水平检验,说明长江经济带的城镇化对电力行业碳减排有微弱的促进作用。这与赵红和陈雨蒙(2013)得出城镇化对二氧化碳排放存在较强的负向作用的结论相一致,与林伯强和刘希颖(2010)得出我国城镇化水平每变动1%,引起碳排放总量0.22%的同向变动;周葵和戴小文(2013)得出我国城镇化率每提高1%,碳排放量以1.61%的比率增加的结论不符。理论上,城镇化率的上升反映了城镇人口的增加,使城镇用电量增大,碳排放增多。本文研究结论产生差异的原因在于:一是长江经济带域内的中部省份在城镇化进程中推进基础设施建设,例如三峡大坝水电站、恩施风电设施的建设,为电力企业低碳化发展提供了平台;二是域内西部省份地广人稀,居住分散,经济发展水平较低,城镇化进程的推进有效地增加人口密度,实现产业集聚和规模经济,便于采用更先进的生产技术(徐丽杰,2014),从而使电力行业碳排放降低;三是人口比重法测度城镇化水平可能会产生误差。

模型4和模型5中各省市政府财政教育支出占总支出比重每提高1%,域内电力行业碳排放就会下降0.0057%和0.0010%,系数通过了10%的显著性水平检验,虽然显著性不强,但说明随着长江经济带域内各省市地方政府加大教育投入,公众的节能减排意识将会不断提高,这项财政支出对长江经济带电力行业碳排放的影响是间接而长远的。

(三)人均收入因素与电力行业碳排放

模型2-5的人均收入一次项均为负,人均收入二次项均为正,系数均通过1%的显著性水平检验,说明长江经济带各省市人均收入与电力行业碳排放之间并不存在环境库兹涅茨曲线关系,而是存在U型的非线性关系,并且正处于曲线对称轴右侧,即长江经济带电力行业碳排放随

^①根据《中国统计年鉴》研究期内安徽、湖南、四川和贵州四省的人口净流出分别为271万人、372万人、167万人和435万人;长江经济带内四川、湖南、安徽和贵州省常住人口分别排名第1位、第3位、第4位和第9位。

着人均收入的提高加速上升,两者正相关。因为长江经济带域内大部分省市位于我国中西部地区,第三产业的发展程度不高,人们的财富积累主要依靠工业对经济的拉动作用,特别是在我国经济向纵深发展,中西部地区承接东部沿海产业转移,一些省份提出工业强省的目标,工业用电大幅提升,电力行业碳排放随之增加。

(四)技术水平因素与电力行业碳排放

模型4和模型5中长江经济带各省市绿色全要素生产率每提高1%,域内电力行业碳排放就会下降0.01%和0.0057%,系数通过1%显著性检验,与理论预期相符;各省市非化石能源发电占总发电比重每提高1%,域内电力行业碳排放就会下降0.0164%和0.0099%,系数通过了5%显著性水平检验,与王常凯和谢宏佐(2015)得出的煤炭能源结构对电力碳排放增加有正向作用的结论相一致;各省市第二产业占比每提高1%,域内电力行业碳排放就会上升0.07%和0.056%,系数通过了1%的显著性水平检验,与侯建朝和史丹(2014)得出的工业增加值占国内生产总值的比重增加导致终端电力消费量增加,使电力行业碳排放增加的结论相符;各省市企业技术进步水平每提高1%,域内电力行业碳排放就会下降0.0032%和0.0017%,系数通过了1%的显著性水平检验,与理论预期相符;各省市企业研发水平每提高1%,域内电力行业碳排放就会下降0.9979%和0.9994%,系数通过了1%的显著性水平检验,与理论预期相符;各省市财政科技支出对域内电力行业碳减排的促进作用不明显的原因在于,一是地方政府对低碳节能项目的科技支出不足;二是统计年鉴中2007年以前的数据不可得,为地方财政科技三项费支出与科学支出相加后占地方财政一般预算支出的比重近似计算,可能产生误差。

六、结论与政策建议

通过以上研究我们发现,空间因素对于长江经济带电力行业低碳发展问题的研究具有不可忽视的作用。由于相邻区域高耗能产业集聚、能源消费偏好相似和经济发展模式类同等因素,长江经济带某一地区的电力行业碳排放会受到邻近地区的影响,存在碳排放及其治理的空间溢出效应(Anselin, 2001)。域内常住人口数量的增多、城镇化水平的提高和人口受教育程度的提升对碳减排有一定的促进作用;人均收入与电力行业碳排放存在U型的非线性关系;绿色全要素生产率、非化石能源发电比重、企业技术进步和研发水平的提高对电力行业碳减排均有正向的促进作用,企业研发水平提高对碳减排的促进作用最大,另外第二产业比重的提高会导致碳排放增加。据此提出以下几点建议:

(一)削弱行政壁垒,发挥区域协同优势

长江经济带地理位置相邻或距离越近的省市,越有利于发挥区域间电力行业碳减排的溢出效应。因此各省市政府部门应该精简不必要的行政审批流程,促进资源和要素的跨区域高效流动,建立内外联动、互利共赢、协同高效的开放型低碳经济。继续推进湖北、上海和重庆3

个碳排放权交易市场的建设工作,特别是发挥湖北碳市场承东启西的地理优势,加大其对周边省份的辐射力度,通过市场手段,降低火电企业的边际减排成本,拓展减排空间。

(二)促进绿色增长,降低电力行业碳排放

域内中西部地区应深入推进传统产业结构调整,加快经济增长方式的转变。在大数据时代,着力推进网络信息化对制造业的降能增效,积极发展第三产业,扩大高新技术和服务业产值,提高经济效率,提升绿色GDP,改变长江经济带人均收入与电力行业碳排放的U型曲线形状。

(三)推动技术进步,调整用能结构

域内电力企业应通过技术进步和科研成果转化,进一步提高绿色全要素生产率。充分发挥长江经济带水能、风能资源优势,大力发展清洁能源发电;因地制宜改造、关停或淘汰煤耗高、污染重的小火电;积极有序发展新能源发电,稳步提高非化石能源发电比重。地方政府应加大对战略新兴产业的财政补贴力度和税收优惠程度,同时在化石能源价格低迷的背景下,适时提高资源税的征收比例,发挥好税收的转移支付作用,依托域内众多高校及科研院所,构建产学研联盟,加快科研成果研发转化速度,为生态文明建设做好示范,合理促进域内电力行业碳减排。

(四)优化人口结构,提高人才素质,推进新型城镇化建设

长江经济带各省市应以域内高校和科研院所为依托,提高地方政府财政的教育支出占比,培养高素质人才,加大对优秀人才的引进力度,促进人口结构优化,为碳减排提供坚实的人才基础。同时,深入推进户籍改革,加强对常住人口和流动人口的管理力度,不断推进以人为核心的新型城镇化道路,通过人口集聚效应,打造长江城市群,加快域内电力行业碳减排步伐。

参考文献:

- [1] 陈诗一. 能源消耗、二氧化碳排放与中国工业的可持续发展[J]. 经济研究, 2009, (4): 41-55.
- [2] 耿丽敏, 附加锋, 宋玉祥. 东北三省消费型碳排放的差异分析[J]. 资源科学, 2012, (8): 1445-1451.
- [3] 何小刚, 张耀辉. 中国工业碳排放影响因素与CKC重组效应——基于STIRPAT模型的分行业动态面板数据实证研究[J]. 中国工业经济, 2012, (1): 26-35.
- [4] 何晓萍, 刘希颖, 林燕苹. 中国城市化进程中的电力需求预测[J]. 经济研究, 2009, (1): 118-130.
- [5] 侯建朝, 史丹. 中国电力行业碳排放变化的驱动因素[J]. 中国工业经济, 2014, (6): 44-56.
- [6] 黄蕊, 王铮, 刘慧雅, 刘晓, 翟石艳, 马晓哲. 中国中部六省的碳排放趋势研究[J]. 地理经济, 2012, (7): 12-17.
- [7] 姜爱林. 城镇化水平的五种测算方法分析[J]. 中央财经大学学报, 2002, (8): 76-80.
- [8] 雷明, 虞晓雯. 地方财政支出, 环境规制与我国低碳经济转型[J]. 经济科学, 2013, (5): 47-61.
- [9] 李国志, 周明. 人口与消费对二氧化碳排放的动态影响——基于变参数模型的实证分析[J]. 人口研究, 2012(1): 63-72.
- [10] 李锴, 齐绍洲. 贸易开放、经济增长与中国二氧化碳排放[J]. 经济研究, 2011, (11): 60-72.
- [11] 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.
- [12] 林伯强, 刘希颖. 中国城市化阶段的碳排放: 影响因素和减排策略[J]. 经济研究, 2010, (8): 66-78.
- [13] 李新, 王海滨, 陈朝镇, 刘泉, 于晓菡. 我国电力能源消费碳排放强度的演变特征及产业间差异性[J]. 干

旱区资源与环境, 2014, (7): 7-11.

- [14] 鲁万波, 仇婷婷, 杜磊. 中国不同经济增长阶段碳排放影响因素研究[J]. 经济研究, 2013, (4): 106-118.
- [15] 米国芳, 赵涛. 中国火电企业碳排放测算及预测分析[J]. 资源科学, 2012, (10): 1825-1831.
- [16] 申萌, 李凯杰, 曲如晓. 技术进步、经济增长与二氧化碳排放:理论和经验研究[J]. 世界经济, 2012, (7): 83-100.
- [17] 王常凯, 谢宏佐. 中国电力碳排放动态特征及影响因素研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2015, (4): 21-27.
- [18] 王群伟, 周鹏, 周德群. 我国二氧化碳排放绩效的动态变化、区域差异及影响因素[J]. 中国工业经济, 2010, (1): 45-54.
- [19] 王喜平, 刘兴会. 电力行业碳排放绩效地区差异及空间相关性分析[J]. 工业技术经济, 2014, (11): 129-135.
- [20] 吴传清, 董旭. 长江经济带工业全要素生产率分析[J]. 武汉大学学报, 2014, (4): 31-36.
- [21] 武娜, 王群勇. RTA对FDI影响的第三国效应——挤出还是溢出[J]. 世界经济研究, 2010, (1): 68-75.
- [22] 谢守红, 牛水霞. 长江三角洲碳排放和经济增长、能源消耗的关联分析[J]. 工业技术经济, 2012, (12): 86-92.
- [23] 熊灵, 魏伟, 杨勇. 贸易开放对中国区域增长的空间效应研究:1987-2009[J]. 经济学(季刊), 2012, (4): 1037-1057.
- [24] 徐丽杰. 中国城市化对碳排放的影响关系研究[J]. 宏观经济研究, 2014, (6): 63-79.
- [25] 杨嵘, 常炬钰. 西部地区碳排放与经济增长关系的脱钩及驱动因素[J]. 经济地理, 2012, (12): 34-39.
- [26] 张华. 环境规制提升了碳排放绩效吗? ——空间溢出视角下的解答[J]. 经济管理, 2014, (12): 166-175.
- [27] 赵红, 陈雨蒙. 我国城市化进程与减少碳排放的关系研究[J]. 中国软科学. 2013, (03): 184-192.
- [28] 周葵, 戴小文. 中国城市化进程与碳排放量关系的实证研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2013, (4): 41-48.
- [29] 周五七, 聂鸣. 中国工业碳排放效率的区域差异研究——基于非参数前沿的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2012, (9): 58-70.
- [30] Ang, J.B. CO₂ Emissions, Energy Consumption, and Output in France[J]. Energy Policy, 2007, 35(10): 4772-4778.
- [31] Anselin, L. Spatial Econometrics: Methods and Models[M]. Germany: Springer, 1988.
- [32] Anselin, L. Spatial Effects in Econometric Practice in Environmental and Resource Economics[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2001, 83(3): 705-710.
- [33] Friedl, B. and M. Getzner. Determinants of CO₂ Emissions in a Small Open Economy[J]. Ecological Economics, 2003, 45(1): 133-148.
- [34] Jiusto, S. An Indicator Framework for Assessing US State Carbon Emissions Reduction Efforts(with baseline trends from 1990 to 2001)[J]. Energy Policy, 2008, 36(6): 2234-2252.
- [35] Niu, S., Y. Ding, Y. Niu, Y. Li, and G. Luo. Economic Growth, Energy Conservation and Emissions Reduction: A Comparative Analysis Based on Panel Data for 8 Asian-Pacific Countries[J]. Energy Policy, 2011, 39(4): 2121-2131.
- [36] 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): 29-42.
- [37] Soytas, U., R. Sari, and B.T. Ewing. Energy Consumption, Income and Carbon Emissions in United State[J]. Ecological Economics, 2007, 62(10): 482-489.
- [38] York, R., E.A. Rosa, and T. Dietz. STIRPAT, IPAT and ImPACT: Analytic Tools for Unpacking the Driving Forces of Environmental Impacts[J]. Ecological Economics, 2003, 46(3): 351-365.

The Influencing Factors on the Carbon Emission of Electric Power Industry: An Empirical Study Based on Yangtze Economic Belt Spatial Dynamic Panel

Qi Shaozhou^{ab,c} and Lin Shen^a

(a: Economics and Management School of Wuhan University;

b: Climate Change and Energy Economics Research Center of Wuhan University;

c: Center of Hubei Cooperative Innovation for Emissions Trading System)

Abstract: Based on Malmquist Index method, this paper calculates the green total factor productivity of the electric power industry in the Yangtze Economic Belt. Then it applies STIRPAT model and the spatial dynamic panel data method to analyze the influencing factors on the carbon emission of the electric power industry in the Yangtze Economic Belt. The empirical result reveals that spatial factors play an indispensable role in this industry of the zone. The number of permanent residents in the zone, the urbanization level and the education level have a positive effect on the carbon emission reduction of the industry. The increase of wealth per capita exacerbates the carbon emission. The green total factor productivity of the provinces, the ratio of non-fossil resources in power generation as well as the enterprise technical progress and R&D have a positive effect on carbon emission reduction in the electric power industry. Among which the enterprise R&D plays the most decisive role. The increasing proportion of the secondary industry enlarges the carbon emission.

Keywords: Yangtze Economic Belt; Carbon Emission of Electric Power Industry; Green Total Factor Productivity; Spatial Dynamic Panel

JEL Classification:P48, Q43, Q56

(责任编辑:卢玲)