

长江经济带生态效率与产业结构升级的协调度

邓荣荣 张翱翔¹

(南华大学 经济管理与法学学院, 湖南 衡阳 421001)

【摘要】: 文章以长江经济带 108 个城市为研究对象, 采用 SBM-Undesirable 模型、耦合协调度模型计算并分析了长江经济带 2007—2017 年生态效率与产业结构升级的协调度及其时空演变, 采用动态空间杜宾模型对协调度时空演变的驱动因素进行分析。研究结果表明: 长江经济带生态效率与产业结构升级协调度的类型主要处在中度失调和初级协调之间, 协调等级较高的城市形成了由下游沿海城市向内陆延伸的“T”型分布格局; 协调度具有明显的路径依赖性, 且空间溢出效应显著, 邻市协调度增加会提高本市的协调度; 人口密度增加、制度质量优化、外商投资增加、环境规制加强、技术进步均有利于协调度的增加, 而邻市外商投资的增加、环境规制的加强会导致本市协调度降低。

【关键词】: 生态效率 产业结构升级 协调度 动态空间杜宾模型

【中图分类号】: F127; F062.2; F264 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1007-5097 (2021) 02-0039-09

一、引言

作为中国第一、世界第三大河的长江, 横贯中国东中西部三大地区, 连接东部沿海与广袤的内陆地区, 覆盖上海、江苏、浙江、安徽、江西、湖北、湖南、重庆、四川、贵州、云南 11 个省市, 面积约 205.23 万平方公里, 占全国的 21.4%。2018 年, 长江经济带总人口约 5.99 亿人, 占全国的 42.9%, 地区生产总值约 40.3 万亿元, 占全国的 44.1%, 已经成为我国经济发展最快的区域增长极。在经济快速发展的同时, 长江沿线省市生态环境也正面临威胁, 沿江地区的工业飞速发展, 能源资源约束趋紧, 酸雨、雾霾等环境问题频发。目前中国经济发展已经步入“新常态”, 开始由追求增长速度的粗放式模式向追求结构调整和环境效率的内涵式模式转变。2018 年 11 月, 中共中央、国务院明确要求以生态优先、绿色发展为引领, 依托长江黄金水道, 推动长江上中下游地区协调发展和沿江地区高质量发展。同时, 长江经济带横跨我国东中西部地区, 各地区的经济发展程度不一, 产业结构升级阶段各异, 那么各地在产业结构调整升级过程中生态效率有何变化? 生态效率和产业结构升级是否协调发展? 上述问题的回答对促进长江经济带城市经济与环境协调发展具有重要的理论与现实意义。

二、文献综述

生态效率最早由 Schaltegger 和 Sturn(1990) 提出, 指一定时期内增加的经济价值与增加的生态环境负荷的比值^[1]。可见, 生态效率综合考虑了经济增长和生态环境保护。关于产业结构对生态效率的影响始于研究产业结构与经济增长的关系,

¹作者简介: 邓荣荣 (1981-), 女, 湖南衡阳人, 副教授, 硕士生导师, 博士, 研究方向: 生态经济;

张翱翔 (1997-), 男, 山东临沂人, 硕士研究生, 研究方向: 生态经济。

基金项目: 湖南省自然科学基金青年项目“湖南省碳排放增长的驱动路径分解、关键路径识别及减排政策优化研究”(2019JJ50512); 湖南省教育厅重点课题“脱贫攻坚期湖南省普惠金融的减贫效应测度与防返贫机制构建研究”(19A427)

Peneder(2003)曾提出,投入要素从低生产率或者低生产率增长率的部门向高生产率水平或高生产率增长率的部门流动,可以促进整个社会生产率水平的提高,由此带来的“结构红利”维持了经济的持续增长^[2]。刘伟和张辉(2008)、干春晖等(2011)、韩永辉等(2016)学者的研究表明,产业结构变迁对中国经济增长的贡献是十分显著的,存在“结构红利”,但是随着市场化程度的提高,这种“结构红利”呈现不断减弱的趋势^[3-5]。一些学者注意到产业结构调整对生态环境产生的影响,引入生态效率的概念,探讨了产业结构调整对经济增长与环境改善综合效益的影响,韩永辉等(2016)、马骏和周盼超(2020)建立空间面板计量模型,分别从省域、市域的尺度研究了产业结构优化升级对生态效率影响的驱动机理和作用效果,研究发现:产业合理化和高级化对生态效率都存在正向的本地效应和省域或市域间的空间溢出效应,且两者在不同地区存在作用强度的异质性^[6-7]。

关于生态效率对产业结构升级的反向作用也体现在经济增长和生态环境两方面,配第一克拉克定理提出了产业结构升级的经验规律,它强调各产业由于存在收入弹性和技术进步差异,随着人均收入水平的提高,国民收入和劳动力分布会逐步由第一产业向第二、三产业过渡,体现产业升级水平由低到高的动态跃迁^[8]。孙军(2008)、高远东(2015)的研究证实了收入增加引起的消费需求是产业结构高级化进程的重要推动力量,对产业结构高级化演进发挥着决定性的作用^[9-10]。生态环境污染对产业结构的作用主要体现在政府的环境监管政策,环境污染的加剧促使政府加强环境规制,倒逼企业进行产业转移或产业结构升级。钟茂初等(2015)用中国省际面板数据进行了实证检验,结果表明:环境规制与地区产业转移、结构升级均呈现U型关系,只有越过环境规制的门槛值,才能促进产业结构调整^[11]。Dou和Han(2019)运用中介模型实证分析了环境规制对我国污染产业转移的影响,发现环境规制的加强会使“污染避难所”效应得到抑制,推动产业的转移和产业结构的升级^[12]。Chen和Qian(2020)研究了海洋环境规制对制造业产业结构升级和污染产业转移的双重影响,发现海洋环境规制与污染产业转移和产业结构升级都有着正“U”型关系,污染产业转移的拐点出现时间早于产业结构升级的拐点出现时间^[13]。

综合而言,现有文献针对产业结构升级与生态效率的关系进行了逐步深入的探讨,研究视角大多侧重于两者间的单向影响关系,基于两者协调发展的视角研究两者间耦合协调度的文献较少。此外,大多数经济地理学家认为城市是区域协调发展的核心,省域尺度的研究已经不能满足中国的实际情况。基于此,本文将在城市尺度层面运用SBM-Undesirable模型、耦合协调度模型对长江经济带108个城市的生态效率与产业结构升级协调度进行测算并分析其时空演变特征,随后采用动态空间杜宾模型分析协调度时空演变的驱动因素,最后提出长江经济带经济与环境协调发展的建议。

三、研究方法

(一) 生态效率的测度

生态效率的核心内涵是指用较少的资源投入和环境污染生产出尽可能多的、有竞争力的产品或服务^[14-15]。本文采用数据包络分析法(DEA)对其进行测度。传统的DEA方法CCR和BCC计算出的只有“好产出”的决策单元效率,未考虑“坏产出”,忽略了生产过程中产生的环境负外部性,并且也未考虑投入产出变量的松弛问题。Tone(2002)^[16]提出的非径向SBM模型,把松弛变量直接加入传统DEA模型,解决了投入产出松弛的问题。Tone(2003)^[17]随后进一步将非期望产出加入SBM模型,有效测度了环境效率。本文采SBM-Undesirable模型测度长江经济带各市的生态效率,模型表达式如下:

$$\rho^* = \min \frac{1 - \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M (S_m^x / x_m^{k'})}{1 + \frac{1}{N+I} \left[\sum_{n=1}^N (S_n^g / y_n^{k'}) + \sum_{i=1}^I (S_i^b / b_i^{k'}) \right]}$$

$$\text{s.t. } \sum_{k=1}^K z_k x_m^k + S_m^x = x_m^{k'}, m = 1, \dots, M;$$

$$\sum_{k=1}^K z_k y_n^k - S_n^g = y_n^{k'}, n = 1, \dots, N;$$

$$\sum_{k=1}^K z_k b_i^k + S_i^b = b_i^{k'}, i = 1, \dots, I;$$

$$z_k \geq 0, S_n^g \geq 0, S_i^b \geq 0, S_m^x \geq 0 \quad (1)$$

其中：S 为松弛变量； S_m^x 、 S_n^g 、 S_i^b 分别表示投入冗余量、期望产出不足量和非期望产出超出量； $x_m^{k'}$ 、 $y_n^{k'}$ 、 $b_i^{k'}$ 分别表示决策单元的投入向量、期望产出向量和非期望产出向量； ρ^* 为效率值，取值范围为[0, 1]，当 $\rho^*=1$ 时，决策单元有效。选取的投入产出指标见表 1 所列。在投入端，采用永续盘存法计算固定资产投资存量，为避免因初始存量过低导致效率测算存在误差，将 2002 年的固定资产投资作为初始资本存量；在能源消耗方面，采用《中国能源统计年鉴》中给出的各省份 2007—2017 年的能源消耗总量（万吨标准煤）计算各省份的能源强度，进一步根据各市的生产总值计算能源消耗量。在产出方面，关于 CO_2 排放量的计算，由于能源结构未知，本文采用国家发展改革委员会推荐的 0.67 吨碳/吨标煤的系数推导 CO_2 排放系数为 2.457 吨/吨标煤，计算各市 CO_2 排放量；关于生产总值，以 2007 年作为基期计算地区实际生产总值。

表 1 投入产出指标

项目	指标	含义及单位
资源投入	资本投入	固定资产投资存量（万元）
	劳动投入	单位从业人员（万人）
	水资源消耗	全年供水总量（万吨）
	能源消耗	标准煤消耗量（万吨）
	土地资源消耗	城市建设用地面积（平方公里）
非期望产出	SO_2 排放量	工业二氧化硫排放量（吨）
	烟尘排放量	工业烟尘排放量（吨）
	废水排放量	工业废水排放量（万吨）
	CO_2 排放量	二氧化碳排放量（吨）
期望产出	GDP	年度地区实际生产总值（亿元）

注：计算投入产出指标所使用的原始数据来源于 2007—2018 年的《中国城市统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国统计年鉴》以及各省市的统计年鉴，部分缺失数据采用插值法进行补齐；2007—2011 年巢湖市的统计数据并入合肥市。

（二）产业结构升级的测度

产业结构优化具有产业结构合理化和高级化两种内涵，产业结构合理化是指产业间的聚合质量，反映了两方面内容：第一、度量了产业比例的协调程度；第二、反映了资源有效配置程度，是要素投入结构和产出结构耦合程度的一种衡量。产业结构高级化，是指产业结构的升级、产品附加值的增加和部门结构的优化，在产业结构方面主要表现为三次产业增加值排序从“一二三”转变为“三二一”。产业结构高级化更加符合本文研究产业结构升级的意义，因此选取产业结构高级化指数作为产业结构升级指数，依据其内涵，借鉴付凌晖（2010）^[18]的做法：首先将三次产业增加值占 GDP 的比重分别作为空间坐标系的三个坐标，构成一个三维向量 $X_0=(x_{1,0}, x_{2,0}, x_{3,0})$ ，分别计算 X_0 与产业由低层次到高层次排列的向量 $X_1=(1, 0, 0)$ 、 $X_2=(0, 1, 0)$ 、 $X_3=(0, 1, 1)$ 的夹角 θ_1 、 θ_2 、 θ_3 ，即

$$\theta_j = \arccos \left(\frac{\sum_{i=1}^3 (x_{ij} x_{i,0})}{\sqrt{\sum_{i=1}^3 x_{ij}^2} \sqrt{\sum_{i=1}^3 x_{i,0}^2}} \right), j = 1, 2, 3 \quad (2)$$

算出夹角后，计算产业结构高级化指数：

$$\text{Ins} = \sum_{k=1}^3 \sum_{j=1}^k \theta_j \quad (3)$$

Ins 值越大，表示产业结构高级化水平越高。各产业比重数据来源于 2007—2018 年的《中国城市统计年鉴》。

（三）耦合协调度模型

耦合协调度模型基于耦合度模型建立。耦合一词来源于工程物理学，耦合指两个或两个以上的系统通过相互作用而产生相互影响的现象，耦合度则是表示系统或要素之间相互影响的程度。根据耦合度的定义，采用以下模型测算生态效率与产业结构优化的耦合度：

$$C = \left(\frac{X_1 X_2}{(X_1 + X_2)^2} \right)^{1/2} \quad (4)$$

其中： X_1 为生态效率； X_2 为归一化后的产业结构升级指数 1。耦合度说明了系统间相互作用、相互影响的程度，但无法真实反映系统变量之间的协调发展水平。为反映生态效率与产业结构优化的协调发展水平，建立如下耦合协调度模型：

$$D = \sqrt{C(\alpha X_1 + \beta X_2)} \quad (5)$$

其中：D 为生态效率与产业结构升级的耦合协调度（为表述方便，下文简称协调度）； α 、 β 分别为生态效率和产业结构升级指数的权重。本文认为生态效率和产业结构升级指数在系统中同等重要，取 $\alpha = \beta = 0.5$ 。协调度取值范围为 $[0, 1]$ ，根据已有研究将协调度分为 10 个等级，见表 2 所列。

表 2 协调度等级划分

序号	协调度	协调等级	序号	协调度	协调等级
1	0.01~0.10	极度失调	6	0.51~0.60	勉强协调
2	0.11~0.20	重度失调	7	0.61~0.70	初级协调
3	0.21~0.30	中度失调	8	0.71~0.80	中级协调
4	0.31~0.40	轻度失调	9	0.81~0.90	良好协调
5	0.41~0.05	濒临失调	10	0.91~1.00	优质协调

（四）空间计量模型

基于地理学中提出的空间依赖性和空间异质性，在探究长江经济带生态效率与产业结构升级协调度时空演变的驱动因素中，将空间权重矩阵纳入计量模型。已有研究表明，我国城市间生态效率和产业结构升级都存在较强的空间相关性^[19-20]，在识别导致协调度演变的关键因素中，不能忽视协调度及其影响因素的空间溢出效应，应采用空间计量模型进行估计。空间面板计量模型包括空间滞后模型（SLM）、空间误差模型（SEM）和空间杜宾模型（SDM），当模型的误差项具有空间相关性时，采用空间误差模型；当被解释变量的空间依赖性对模型具有关键作用并存在显著的空间相关性时，采用空间滞后模型。空间杜宾模型则是空间误差和空间滞后模型的一般形式。为探究协调度是否存在路径依赖性，将协调度的滞后一期纳入静态空间面板模型。动态空间面板模型的一般形式如下：

$$\begin{aligned} D_{it} &= \alpha W D_{it} + \phi D_{it-1} + \beta_0 + \beta_1 Z_{it} + \theta W Z_{it} + \phi_i + \mu_{it} \\ \mu_{it} &= \lambda M \mu_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

其中： D_{it} 、 D_{it-1} 、 $W D_{it}$ 分别表示长江经济带各市协调度的数值及其时间滞后项和空间滞后项； Z_{it} 、 $W Z_{it}$ 分别表示解释变量及其空间滞后项； α 、 ϕ 、 β_0 、 β_1 、 θ 为待估系数矩阵； ϕ_i 、 μ_{it} 分别为个体效应和随机扰动项； M 为扰动项空间权重矩阵； λ 为随机扰动项自相关系数。若 $\lambda=0$ ，则该模型为空间杜宾模型（SDM）；若 $\lambda=0$ 且 $\theta=0$ ，则该模型为空间滞后模型（SLM）；若 $\alpha=\phi=0$ 且 $\theta=0$ ，则该模型为空间误差模型（SEM）。本文将根据 LM 检验和 Wald 检验对空间面板模型进行选择，如果 SEM 和 SLM 模型的 LM 检验都是显著的，那么采用 SDM 模型；如果 LM 统计量不显著，则进一步采用 Wald 统计量进行检验。关于权重矩阵 W ，本文选用邻接空间权重矩阵，即相邻的空间单元之间具有显著的相互影响（ $W=1$ ），不相邻的空间单元基本不存在相互影响（ $W=0$ ）。

综合考虑生态效率与产业结构升级指数的影响因素，在数据可得性、可量化、可比性原则下，研究选择以下变量进行驱动因素的分析：

（1）人口密度。城市聚集经济理论认为，包括人口和其他要素在内的空间聚集，将提高要素生产率以及能源等资源的利用效率，促进生态效率的提升；如果人口密度超过一定的阈值，拥挤效应会超过集聚效应，则会阻碍生态效率的提升。在产业结构方面，范剑勇（2006）、王玥（2018）认为随着人口集聚程度的提高，以服务业为核心的第三产业比重上升而第二产业比重呈下降趋势，有助于促进产业结构升级^[21-22]；而周玉龙和孙久文（2015）指出，城市人口密度并非越高越好，人口密度超过一定程度不但不会促进产业结构升级，反而会抑制劳动生产率，阻碍产业结构高级化^[23]。

（2）财政支出。杨得前和刘仁济（2017）、方杏村等（2020）的研究表明，在财政分权的体制下，财政支出的增加对地区生态效率会产生正向影响^[24-25]；万伦来等（2020）从空间溢出的视角研究提出财政总量竞争对区域生态效率具有负向效应^[26]。在产业结构方面，王保滔等（2014）、周菲等（2019）通过理论与实证研究，得出一致结论：财政支出的增加对产业结构升级具有明

显促进作用^[27-28]。

(3) 外资依存度。龚新蜀等(2018)、张宇和蒋殿春(2013)、初善冰和黄安平(2012)等指出, FDI(外商直接投资)通过规模效应、结构效应、技术溢出效应对生态效率产生影响, FDI 在总体上对区域生态效率有正向影响^[29-31]; 而王艳(2018)指出, FDI 在工业生产阶段对生态效率产生显著的负向影响^[32]。在产业结构方面, 贾妮莎等(2014)指出, 宏观上, FDI 通过影响东道国的市场结构、供需结构、出口结构进而影响产业结构升级; 微观上, FDI 通过关联效应、技术外溢效应、竞争效应等影响东道国产业结构升级, 其实证研究也证实 FDI 对产业结构升级具有显著的促进作用^[33]。

(4) 环境规制。罗能生和王玉泽(2017)、焦国伟和冯严超(2019)研究发现, 环境规制与生态效率之间存在先抑制、后促进的“U”型关系^[34-35]; 原毅军和谢荣辉(2014)认为, 正式环境规制能有效驱动产业结构调整, 因此可将环境规制作为产业结构调整的新动力^[36]。

(5) 技术水平。Grossman 和 Krueger(1991)将经济增长对环境污染的影响分解为规模效应、结构效应和技术效应, 强调了技术效应在改善环境污染中的关键作用, 因为越先进的技术往往越“绿色”^[37]; 李姣等(2019)、李成宇等(2018)的实证研究证明, 技术水平是促进生态效率提升的关键因素^[38-39]; 钱水土和周永涛(2011)、高远东等(2015)研究表明, 技术创新也是促进产业结构升级的直接因素^[40-41]。因此, 技术进步对产业结构升级、生态效率改善有着综合的影响。

以上各变量的指标选取见表 3 所列, 其中“衡量方式”列涉及的数据均来自 2007—2018 年的《中国城市统计年鉴》。

表 3 各指标定性描述

符号	指标	衡量方式	单位
PI	人口密度	城市常住人口/城市面积	万人/平方公里
GR	财政支出	财政支出/GDP	%
FDI	外资依存度	外商直接投资/GDP	%
ER	环境规制	工业固体废弃物综合利用率	%
TEC	技术水平	科研和综合技术就业人员/总就业人员	%

四、实证分析结果

(一) 长江经济带生态效率与产业结构升级指数的时空演变

如图 1 所示, 2007—2017 年长江经济带生态效率的时序演变趋势呈 U 型, 2007—2011 年, 生态效率从 0.547 下降到 0.478。2008 年国际金融危机发生后, 长江沿线工业依靠增加要素投入刺激经济产出, 经济发展方式较为粗放, 造成“重化工业围江”, 资源利用迅速增加, 用水效率低下, “三废”排放增加, 生态环境趋于恶化。2012—2014 年有小幅度的上升, 生态效率保持在 0.480~0.490。2014 年国务院印发《关于依托黄金水道推动长江经济带发展的指导意见》, 提出修复生态环境、创新驱动产业转型, 生态效率有了明显的提升, 到 2017 年, 生态效率首次超过 0.65, 达到 0.67 的历史最高点。生态效率的空间分布如图 2 所示, 根据自然断裂分级法分为四个等级, 可以看出长江经济带城市的生态效率具有空间异质性, 在长三角二省一市形成了高效率城市集聚区, 在中上游地区高效率城市呈零星分布。2017 年高效率城市形成了沿海地区向内陆延伸、零星点状分布的格局, 这与各市的经济发展状况有关, 下游地区是中国对外开放的前沿, 容易吸收国外先进的生产技术与管理模式, 要素生产率较高,

资源消耗与污染排放相对较少。而中上游位于内陆，不具备区位优势，经济基础较为薄弱，科技创新能力较低，中上游城市承接了东部沿海城市重化工业的转移，是中国重要的制造业和能源工业基地，环境压力大，整体生态效率较低。

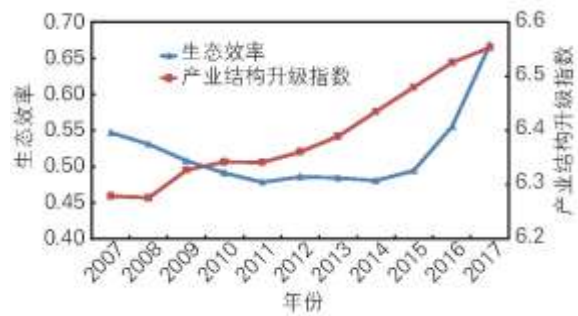


图 1 长江经济带生态效率和产业结构升级指数时序演变

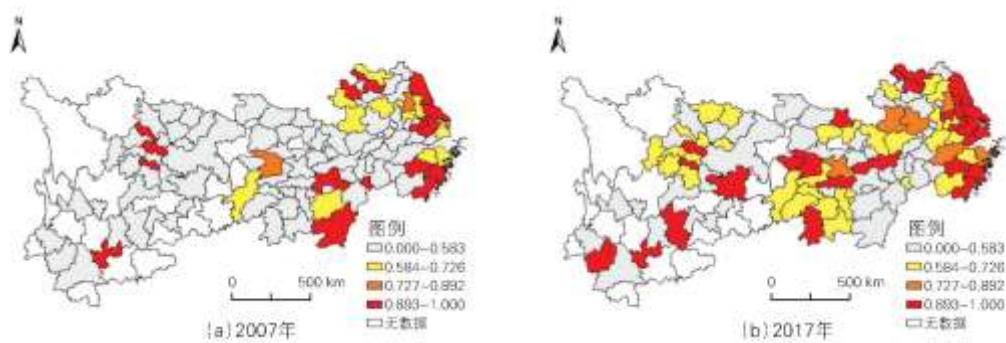


图 2 长江经济带生态效率的空间分布

从产业结构升级指数的时序演变可以看出，2007—2008 年基本没有变化，为 6.275 左右；2008—2017 年持续增长，从 6.276 增长到 6.553。表明长江经济带城市整体的产业结构在 2007—2017 年间持续升级，这是由于我国工业化进程的推进，作为重要的区域增长极，长江经济带省市大力促进制造业、重化工业等第二产业部门的发展，近年来生产服务化进程愈发显著。从图 3 的空间分布来看，2007 年处在第一等级的只有上海，长三角地区城市主要处在第二、三等级；中上游地区武汉、长沙、昆明、贵阳、张家界处在第二等级，其余城市主要处在第三、四等级。2017 年长三角地区城市主要处在第一、二等级；中游地区张家界市处在第一等级，这与当地旅游业的快速发展有关，其他城市主要处在第二、三等级；上游地区城市中成都、昆明、贵阳三个省会城市处在第一等级，重庆处在第二等级，其他城市主要处在第三、四等级。

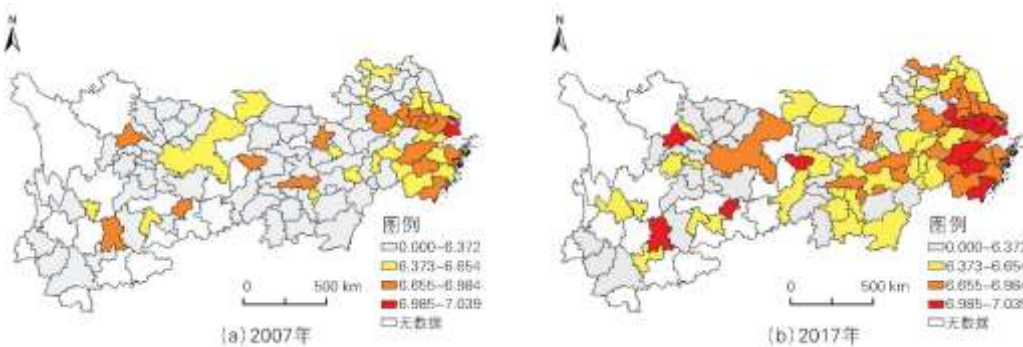


图 3 长江经济带产业结构升级指数空间分布

（二）长江经济带生态效率与产业结构升级协调度的时空演变

采用耦合协调度模型测算出长江经济带生态效率与产业结构升级的协调度，其变化趋势如图 4 所示。2007—2011 年呈倒“N”型，有波动的下降趋势，根据前文分析，这一阶段生态效率与产业结构指数的变化趋势相反，且产业结构升级指数上升的速度不稳定，导致协调度波动下降。2012 年后协调度呈加速上升态势，到 2017 年增加到 0.528，整体处在勉强协调的阶段，协调度仍有待提升。从图 5 协调度类型的空间分布来看，2007 年协调度类型处在中度失调和初级协调之间，初级协调的城市有上海、苏州、无锡、金华、台州、温州等城市，协调度较高的城市主要集中在长江下游的沿海地区，而中上游地区的城市协调度较低。到 2017 年，整体的协调度等级有所提升，上海、江苏中南部的大部分城市、浙江的嘉兴、杭州、金华、舟山、台州、温州以及长江中游地区的长沙、张家界、九江等城市达到了初级协调，其他城市主要处在勉强协调和濒临协调的阶段，协调度较高的城市由东部沿海向内陆呈“T”型分布。其中，中游地区长沙和张家界的协调度领先于周边地区，2017 年张家界的生态效率达到 1.28，第三产业比重达到 68.9%，分别居长江经济带城市的第一和第二位，其依靠服务业的快速发展推动了产业结构升级与生态效率提升的协调发展。

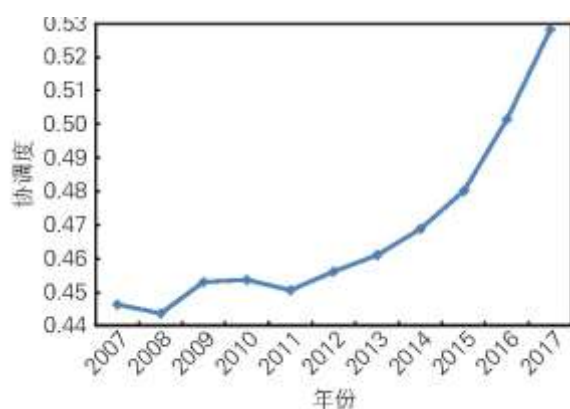


图 4 长江经济带生态效率与产业结构升级协调度的时序演变

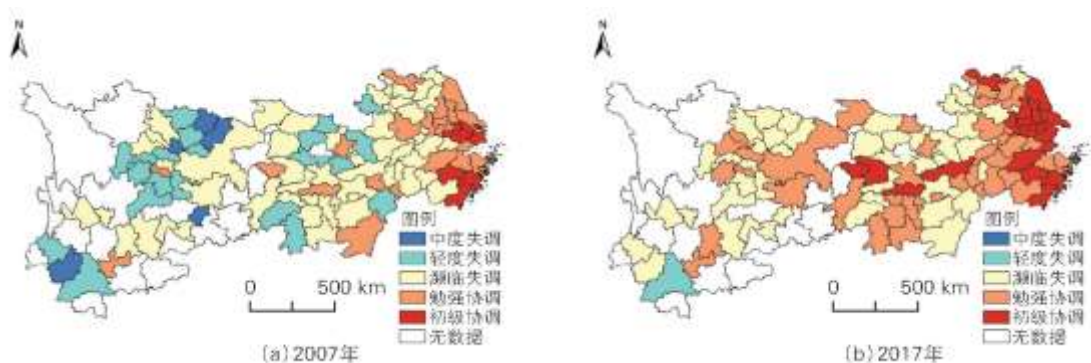


图 5 长江经济带生态效率与产业结构升级协调度的空间分布

（三）长江经济带生态效率与产业结构升级协调度的驱动因素

在进行空间计量分析前，需要探讨生态效率与产业结构升级的协调度是否存在空间相关性，本文采用全局 Moran' sI 对协

调度的空间相关性进行探测, 结果见表 4 所列。可以看出全部年份 Moran' s I 指数均保持在 0.5 以上, 且在 1% 的显著性水平上通过了检验, 说明协调度存在显著的空间集聚现象, 即空间自相关。故在分析其驱动因素时, 采用空间计量模型较为合理。在进行参数估计前, 首先进行 LM 检验, 结果显示空间滞后 LM 检验、空间误差 LM 检验均在 1% 显著性水平上拒绝了原假设, 说明 SEM 和 SLM 模型都是合理的, 应采用两者的一般形式, 即动态 SDM 模型, 进一步的 Wald 检验也表明动态 SDM 模型是合理的, 最后进行 Hausman 检验, 结果在 1% 的显著性水平上拒绝随机效应的原假设, 因此选用固定效应的动态 SDM 模型, 回归结果见表 5 所列。

表 4 长江经济带生态效率与产业结构升级协调度的全局 Moran' s I 值

年份	Moran' s I	年份	Moran' s I
2007	0.500*** (9.130)	2013	0.535*** (9.708)
2008	0.482*** (8.850)	2014	0.583*** (10.580)
2009	0.569*** (10.314)	2015	0.618*** (11.155)
2010	0.548*** (9.928*)	2016	0.567*** (10.248)
2011	0.533*** (9.677)	2017	0.559*** (10.083)
2012	0.570*** (9.321)		

注: 括号中为 Z 值; ***表示在 1% 的水平上显著。

表 5 动态空间杜宾模型的回归结果

变量	系数	空间滞后项	系数
lnD-1	0.717*** (0.0225)	WlnD	0.294*** (0.0248)
lnPI	0.058** (0.0281)	WlnPI	0.124 (0.0931)
lnGR	0.017* (0.0108)	WlnGR	-0.006 (0.0135)
lnFDI	0.004** (0.0020)	WlnFDI	-0.015** (0.0038)
lnER	0.006** (0.0029)	WlnER	-0.021** (0.0106)
lnTEC	0.007* (0.0031)	WlnTEC	0.002 (0.0124)
R ²	0.823		
Obs	1080	Log-likelihood	1682.427
Spatial error LM	465.50***	Spatial lag LM	70.50**
Spatial error Wald	37.41***	Spatial lag Wald	30.51**

注: 括号中为标准误; **、*、*分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

(1) 时间滞后项。 $\ln D_{t-1}$ 的系数为 0.717, 说明长江经济带城市生态效率与产业结构升级的协调度具有较强的路径依赖, 上一期的数值与本期有显著的正向关系, 出现了“马太效应”, 即如果上一期协调度较高(较低), 本期的协调度将会更高(更低)。

(2) 空间滞后项。 $W\ln D_t$ 的系数为 0.294, 通过了显著性检验。根据地理学第一定律, 区域之间距离越相近, 某些特征属性就会越相似, 本文的实证结果支持了这一结论, 长江经济带沿线城市的协调度存在显著的空间溢出效应。具体来看, 邻近城市的协调度增加 1% 时, 本城市增加 0.294%。

(3) 人口密度。 $\ln PI$ 的系数为 0.058, 通过了 5% 水平的显著性检验, 说明长江经济带城市的人口密度增加 1%, 协调度将会增加约 0.06%。一方面, 长江经济带城市将受益于高城市人口密度的规模效应和集聚效应, 促进城市公共基础设施和服务的共享、技术和知识的溢出以及劳动力池等集聚经济的形成, 降低了要素流动对能源的需求, 从而降低资源消耗和污染排放, 提升城市的生态效率; 另一方面, 人口集聚可以通过扩大服务业的客户群体、增加人力资本积累, 促进产业结构的升级。长江经济带面积占全国的 21.4%, 人口占全国的 42.9%, 人口密度较高, 在“人口红利”逐渐消减的大背景下迎来了“第二次人口红利”, 通过人力资本、规模经济等效应, 促进生态效率与产业结构升级的协调发展。

(4) 财政支出。 $\ln GR$ 的系数为 0.017, 通过了 10% 的显著性检验。财政支出反映了政府的行政和调控能力, 政府的基础建设支出可以完善城市的基础设施服务, 降低交易成本和资源损耗。如长三角地区政府支持建设的张江高新技术工业园区、苏州工业园区等园区的建设推动了长三角地区的专业化分工和区域一体化建设, 产生了集聚经济, 极大地提高了资源配置和利用效率, 进而促进生态效率的提高。近年来长江经济带沿线城市政府大力扶持服务业发展, 这对产业结构的升级产生了积极影响, 此外政府对科教事业的支持带来了人才集聚和知识溢出, 极大地促进了高新技术产业、服务业的发展, 有利于产业结构的升级。

(5) 外资依存度。 $\ln FDI$ 的系数为 0.004, 通过了 5% 水平的显著性检验, 说明 FDI 在长江经济带城市产生了“污染光环”效应, 通过技术溢出效应促进了经济效率的提高和环境绩效的改善, 推动了生态效率的提升。另一方面, FDI 既能通过新增资产的产业流向直接促进产业结构升级, 也能通过技术外溢、产业关联等作用间接推动产业结构的升级。 $W\ln FDI$ 系数为负, 并通过了 5% 水平的显著性检验。在“中国式分权”的背景下, 出于政绩考核的考虑, 各地方政府都热衷于扩大引进 FDI, 当邻近地区依靠区位优势或政策便利等条件吸引更多 FDI 流入时, 本地区的外资流量或质量将会下滑, 难以发挥出 FDI 对生态效率与产业结构升级的积极作用, 生态效率与产业结构升级的协调度将会下降。

(6) 环境规制。 $\ln ER$ 的系数为 0.006, 并通过了 5% 水平的显著性检验, 表明在长江经济带城市的环境规制产生了“倒逼减排效应”。企业为减少环境成本进行技术革新, 技术的创新提高了要素生产率, 减少了单位产出的污染排放, 企业增加的经济效益弥补了技术研发成本, 产生了“创新补偿效应”, 实现了经济绩效和环境绩效的双赢。同时, 环境规制的加强会提高公众的环保意识, 消费者越来越倾向于购买环境友好型产品, 公众监督会对企业类型产生遴选作用, 清洁技术型、环境友好型的企业最终会在竞争中取得优势, 从而促进本地区产业结构的升级。 $W\ln ER$ 的系数为负, 并通过了 5% 水平的显著性检验。目前长江经济带的产业转移方向逐渐西移, 下游地区较强的环境规制使一些高污染高耗能工业企业成本增加, 为寻求成本节约将产地迁移到环境规制较弱的中上游地区, 虽然在一定程度上推动了中上游地区的工业化进程, 有利于产业结构升级, 但对当地和生态环境造成了破坏, 对生态效率产生了不利影响。

(7) 技术进步。 $\ln Tec$ 的系数为 0.007, 在 10% 水平上通过了显著性检验。一方面, 技术进步可以通过提高各类要素的生产率, 降低单位 GDP 的资源消耗和污染排放, 促进生态效率的提升; 另一方面, 技术进步会对资源消耗产生“回报效应”, 通过刺激经济活动增加对能源等资源的消耗, 抵消由效率提高节约的资源。从实证结果看, 技术进步对生态效率的促进作用更加明显。同时, 技术进步是推动产业结构调整升级的内生直接动力, 在供给端, 可以通过更新生产工艺和技术, 促进劳动、资本生产率的提高, 推动生产的专业化分工, 同时可以提高劳动力素质, 为新兴产业提供高素质劳动力; 在需求端, 技术进步促进了新产品的产生, 开拓了新的产业部门, 刺激和创造了新的消费需求, 拉动新兴产业的产生和发展, 从而推动产业结构的升级。可见, 技术进步是带动生态效率与产业结构升级协调发展的重要因素。

五、结论与建议

本文以长江经济带 108 个城市为研究对象,采用包含非期望产出的 SBM-Undesirable 模型测算了 2007—2017 年的生态效率,利用耦合协调度模型测度了生态效率与产业结构升级的协调度,随后采用动态空间杜宾模型对其驱动因素进行分析。研究结论如下:

(1) 11 年间,长江经济带生态效率的时序演变趋势呈“U”型,2014 年之后增长速度加快,高效率城市呈由苏浙沪沿海城市向内陆延伸、零星点状分布的格局。产业结构升级指数呈持续增长态势,下游地区城市以及中上游的省会城市产业升级指数较高。

(2) 长江经济带生态效率与产业结构升级的协调度呈上升趋势。协调度类型主要处在中度失调和初级协调之间,协调等级较高的城市主要聚集在下游苏浙沪皖地区,形成了由下游地区沿海城市向内陆延伸的“T”型分布格局。

(3) 长江经济带生态效率与产业结构升级的协调度具有明显的路径依赖性,“马太效应”显著。此外,协调度的空间溢出效应明显,邻市协调度增加会提高本市的协调度。人口密度增加、制度质量优化、外商投资增加、环境规制加强、技术进步均有利于协调度的增加,而邻市外商投资的增加、环境规制的加强会导致本市协调度的降低。

据此,本文提出以下两点建议:

(1) 加强区域合作,消除行政壁垒。鉴于生态环境与产业结构升级协调度的正向溢出作用,各地区应摒弃多点发力的做法,推进区域生态环境共保共治,将长三角城市群、长江中游城市群、成渝城市群串联起来,促进实现高层次的会晤和对话,借助河长制等政策手段,实现全流域环境治理的无缝连接。促进上中下游地区产业转移的准确对接,劳动密集型、资源密集型等以满足内需为主的产业向上游地区转移,下游地区依靠物质资本和人力资本优势,大力发展服务业、高新技术产业等,高端设备的更新亦能反哺传统制造业,实现产业转移、升级和转型的同步进行。突破区位限制,由沿海城市向内陆地区纵深发展,实现产业升级和生态效率提升的双赢。

(2) 因地制宜,精准施策。下游地区已经进入后工业化阶段,应实施严厉的环境规制政策,促进企业绿色技术的创新和“三高企业”的转移,引进高质量的外商投资,充分发挥其技术溢出效应。当前中上游地区处在快速工业化阶段,不应因过度注重环境保护而牺牲经济利益,各市政府根据地区所处发展阶段制定适宜的环境规制政策,同时应摒弃盲目引资的行为,阻止高能耗低产出外资企业的进入,避免“污染避难所”效应的产生。各市政府应鼓励加强自主创新,对企业的技术研发进行财政补贴,制定积极的人才激励政策,促进人力资本的积累和质量的提升。

参考文献:

[1]SCHALTEGGER S,STURM A.Ökologische Rationalität:Ansatzpunkte zur Ausgestaltung vonökologieorientierten Managementinstrumenten. 1990, 44 (4):273-290.

[2]PENEDER M. Industrial Structure and Aggregate Growth[J]. structural Change & Economic Dynamics, 2003, 14(4):427-448.

[3]刘伟,张辉.中国经济增长中的产业结构变迁和技术进步[J].经济研究,2008,43(11):4-15.

[4]干春晖,郑若谷,余典范.中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J].经济研究,2011,46(5):4-16,31.

-
- [5]韩永辉,黄亮雄,邹建华.中国经济结构性减速时代的来临[J].统计研究,2016,33(5):23-33.
- [6]韩永辉,黄亮雄,王贤彬.产业结构优化升级改进生态效率了吗?[J].数量经济技术经济研究,2016,33(4):40-59.
- [7]马骏,周盼超.产业升级对提升长江经济带生态效率的空间效应研究[J].南京工业大学学报(社会科学版),2020,19(2):73-88,112.
- [8]CLARK C.The Conditions of Economic Progress[M].London:Macmillan,1940.
- [9]孙军.需求因素、技术创新与产业结构演变[J].南开经济研究,2008(5):58-71.
- [10]高远东,张卫国,阳琴.中国产业结构高度化的影响因素研究[J].经济地理,2015(6):96-101.
- [11]钟茂初,李梦洁,杜威剑.环境规制能否倒逼产业结构调整——基于中国省际面板数据的实证检验[J].中国人口·资源与环境,2015,25(8):107-115.
- [12]DOU J M,HAN X.How Does the Industry Mobility Affect Pollution Industry Transfer in China:Empirical Test on Pollution Haven Hypothesis and Porter[J].Journal of Cleaner Production,2019,217(4):105-115.
- [13]CHEN X,QIAN W W.Effect of Marine Environmental Regulation on the Industrial Structure Adjustment of Manufacturing Industry:An Empirical Analysis of China's Eleven Coastal Provinces[J].Marine Policy,2020,113(3):1-18.
- [14]BELT M.Changing Course:A Global Business Perspective on Development and the Environment[J].Ecological Economics,1994,9(2):180-181.
- [15]WILLARD B.The Sustainability Advantage:Seven Business Case Benefits of A Triple Bottom Line[M].Gabriola Island:New Society Publishers,2002.
- [16]TONE K.A Slacks-based Measure of Super-Efficiency in Data Envelopment Analysis[J].European Journal of Operational Research,2002,143(1):32-41.
- [17]TONE K.Dealing with Undesirable Outputs in DEA:ASlacks-Based Measure(SBM) Approach[R].Tokyo:GRIPS Research Report Serie,2003.
- [18]付凌晖.我国产业结构高级化与经济增长关系的实证研究[J].统计研究,2010,27(8):79-81.
- [19]侯孟阳,姚顺波.中国城市生态效率测定及其时空动态演变[J].中国人口·资源与环境,2018,28(3):13-21.
- [20]何好俊,彭冲.城市产业结构与土地利用效率的时空演变及交互影响[J].地理研究,2017,36(7):1271-1282.
- [21]范剑勇.产业集聚与地区间劳动生产率差异[J].经济研究,2006(11):72-81.
- [22]王玥.人口集聚会促进产业结构升级吗?——基于中国 285 个城市的实证研究[J].安徽大学学报(哲学社会科学版),

2018, 42(3):133-139.

[23]周玉龙,孙久文.产业发展从人口集聚中受益了吗?——基于2005-2011年城市面板数据的经验研究[J].中国经济问题,2015(2):74-85.

[24]杨得前,刘仁济.财政投入对中国产业生态化效率提升的实证研究[J].财经理论与实践,2017,38(1):109-115.

[25]方杏村,田淑英,王晓玲.财政分权、产业集聚影响城市生态效率的空间效应分析——基于空间杜宾面板模型的经验研究[J].城市问题,2020(4):62-71.

[26]万伦来,刘翠,郑睿.地方政府财政竞争的生态效率空间溢出效应[J].经济与管理评论,2020,36(1):148-160.

[27]王保滔,张婷,杨一文.财政政策的产业结构优化效应分析[J].生产力研究,2014(5):29-32.

[28]周菲,吕有金,周子莘.房价、财政支出与产业结构升级——基于市场和政府协调发展视角的分析[J].工业技术经济,2019,38(4):87-95.

[29]龚新蜀,王曼,张洪振.FDI、市场分割与区域生态效率:直接影响与溢出效应[J].中国人口·资源与环境,2018,28(8):95-104.

[30]张宇,蒋殿春.FDI、环境监管与工业大气污染——基于产业结构与技术进步分解指标的实证检验[J].国际贸易问题,2013(7):102-118.

[31]初善冰,黄安平.外商直接投资对区域生态效率的影响——基于中国省际面板数据的检验[J].国际贸易问题,2012(11):128-144.

[32]王艳.丝绸之路经济带沿线省份生态效率测定及影响因素——基于FDI与产业结构优化视角[J].华东经济管理,2018,32(11):44-51.

[33]贾妮莎,韩永辉,邹建华.中国双向FDI的产业结构升级效应:理论机制与实证检验[J].国际贸易问题,2014(11):109-120.

[34]罗能生,王玉泽.财政分权、环境规制与区域生态效率——基于动态空间杜宾模型的实证研究[J].中国人口·资源与环境,2017,27(4):110-118.

[35]焦国伟,冯严超.环境规制与中国城市生态效率提升——基于空间计量模型的分析[J].工业技术经济,2019,38(5):143-151.

[36]原毅军,谢荣辉.环境规制的产业结构调整效应研究——基于中国省际面板数据的实证检验[J].中国工业经济,2014(8):57-69.

[37]GROSSMAN G M, KRUEGER A B. Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement[R]. Cambridge: NBER Working Paper No. 3914, 1991.

[38]李姣,周翠烟,张灿明,等.基于生态足迹的湖南省洞庭湖生态经济区全要素生态效率研究[J].经济地理,2019,39(2):199-206.

[39]李成宇,张士强,张伟.中国省际工业生态效率空间分布及影响因素研究[J].地理科学,2018,38(12):1970-1978.

[40]钱水土,周永涛.金融发展、技术进步与产业升级[J].统计研究,2011,28(1):68-74.

[41]高远东,张卫国,阳琴.中国产业结构高级化的影响因素研究[J].经济地理,2015,35(6):96-101,108.

注释:

1 归一化采用的是 min-max 方法,即 $(x-\min)/(\max-\min)$ 。