

产业升级对提升长江经济带 生态效率的空间效应研究¹

马骏^{1, 2, 3}, 周盼超^{1, 2}

(1. 河海大学商学院, 江苏 南京 211100;

2. 沿海开发与保护协同创新中心, 江苏 南京 210098;

3. 南京大学理论经济学博士后流动站, 江苏 南京 210009)

【摘要】提升城市生态效率符合生态文明建设的内涵要求。以长江经济带 107 座城市为研究对象, 在利用超效率 SBM 测度生态效率指数以及建立产业升级二维指标的基础上, 构建广义动态空间模型, 探讨产业高级化和产业合理化对生态效率的作用机理。结果显示: 城市生态效率在长江经济带流域间存在梯级差异, 下游城市生态效率普遍较高, 中上游城市生态效率则进步明显。产业合理化在本地效应和溢出效应的双重作用下促进生态效率进步, 产业高级化则更多体现在正向溢出效应, 且在不同流域对城市生态效率产生异质性作用。伴随经济水平提升, 产业升级对城市生态效率的促进效应愈发显著。

【关键词】生态效率; 长江经济带; 产业高级化; 产业合理化; 空间效应

【中图分类号】F062.9; F424.6 **【文献标识码】**A

长江经济带依次涵盖上游成渝经济区、中游城市群和下游长三角城市群三大经济集聚区, 战略地位十分显著^②。《依托黄金水道推动长江经济带发展的指导意见》的出台, 长江经济带逐渐成为国内外学者的研究热点。2018 年 4 月, 习近平总书记主持召开深入推动长江经济带发展座谈会, 强调实施长江经济带发展战略要正确把握生态保护和经济发展的关系, 坚持在发展中保护、在保护中发展, 摸索协同推进生态优先和绿色发展的新途径。在此背景下, 以最少的生产资源消耗和最小的生态环境影响换取最高经济产出, 同时将生产规模控制在环境承载力以内, 实现最优的生态效率^[1], 促成生态保护、资源集约和经济增长协调发展是长江经济带经济建设的远景目标。

产业升级带来的“结构红利”是改革开放经济建设取得巨大成就的经验证明^[2], 是经济发展实现持续增长的保证。产业结构

¹ [收稿日期] 2019-07-18

【基金项目】中央高校基本科研业务费项目“基于生态足迹的长江流域多元化生态补偿机制研究”(2018B3U14); 中央高校基本科研业务费项目“基于供水成本的水费收益合理分摊机制研究”(2018B31014); 江苏省博士后基金项目“苏北地区湖泊保护与经济发展协同机理与路径”(1202087C)

【作者简介】马骏(1970-), 男, 江苏淮安人, 河海大学商学院副教授, 研究方向: 环境与自然资源经济。

² ①长江经济带上中下游分别以湖北省宜昌市和江西省九江市湖口县为界限进行划分。

变迁反映各产业在国民经济中的比重和内部关联变化，而产业升级是其正向化特征的集中体现，实质为生产要素在不同产业间的有机流动、协调配置并通过技术进步等手段在产业内部提升生产率水平。整体来看，中国产业升级程度与改革开放历史进程密切相关，呈现波动上升的态势^[3]，而产业升级是否促进社会生产率进步和经济发展，暂未形成统一论^[4]，产业升级与生态环境有何关联性同样众说纷纭^[5]。那么产业结构变迁对生态效率的影响效果和作用机制又如何呢？产业升级与城市生态文明能否并行不悖呢？本文实证探究产业升级与生态效率的内在作用机理，有利于深化产业结构变迁与经济增长、生态优化关联作用的认识，从中发掘促进生态效率提升的产业政策取向，为加强区域间环境保护交流合作、缩小区域生态效率差距提供理论支持和决策参考。

一、文献综述和理论分析

1. 产业升级、经济发展与环境污染

配第-克拉克定理反映产业结构变动的经验规律，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^[6]。我国的产业升级演变历程同样遵循该经验规律。世界银行统计资料显示，截至2017年，中国已跻身中等偏上收入国家行列，且第三产业占GDP比重达51.6%。反过来说，产业升级是否有利于经济产出水平的不断提升呢？

学者证明产业升级的“结构红利”蕴含的促进效应加速了地区经济发展^[7]，但在发挥促进效应的同时，产业结构升级也带来负向效应，包括环境污染、空间约束和能源资源紧张等不良后果^[8]。产业结构升级的负向效应具有一定合理性：倘若产业升级仅具有促进效应，那么经济水平将会无限提升，这显然与现实相悖^[9]。除了单纯的促进或抑制作用外，还有学者发现产业升级对经济发展的影响是动态变化的。韩永辉等实证检验了产业升级促进经济发展的积极效果，随着产业结构调整幅度的扩大，产业升级与经济产出的弹性呈现倒“U”型的动态演变态势^[10]。在产业升级水平较低时，劳动力要素最先开始跨行业、跨区域自由流动，依靠“干中学”优势迅速适应产业发展趋势，其产出弹性可在短时间内得到较大提升，此时产业升级对经济增长的促进效应大于负向效应；当产业升级趋势加深，仅凭借要素积累带来生产规模扩张逐渐导致资源无效供给，生产率水平难以进一步提升。此外，低碳环保的高新技术产业研发周期长，难以在短时间内发挥规模经济优势，造成劳动生产率增速相对放缓，直接导致该阶段经济增长的负向效应大于促进效应。总之，产业升级对经济增长的作用效果取决于促进效应和负向效应的相对大小。

除此之外，现有文献关于产业升级与生态环境关联性的研究结论不一。部分学者认为产业升级有利于改善生态环境质量，如郭子琪等发现产业升级在节能减排的直接效应和技术升级的间接效应双重作用下缓解环境污染压力^[11]。也有学者对此提出质疑，Cole认为产业升级与生态环境关联性不强，产业结构调整并不能明显改善环境质量^[12]，主要原因是以单纯要素积累带来生产规模扩张为特征的低水平产业升级会降低资源有效利用率，粗放型的生产方式也会恶化地区生态环境。此外，曹慧聿等证明产业升级对大气环境污染存在先加剧后缓和的倒“U”型关系，且随时间推移产业升级的减排治污效应愈发显著^[13]。

2. 城市生态效率测度方法

Kuosmanen等认为生态效率等于经济发展的增加值与其造成生态环境破坏的价值之比^[14]，简言之，生态效率就是在生态环境承载负荷下，通过控制生态投入约束达到最优经济产出并且伴随经济产出过程的、污染物负荷达到最低的经济状态。目前，应用DEA方法测度生态效率成为主流，相较于传统DEA方法，超效率SBM方法衡量生态效率，不仅能够有效解决输入端造成的“拥挤”和“松弛”问题，还可以对处于前沿面的DMU进一步分析，有效解决DMU间的效率差异问题^[15]。

文献梳理发现，学者对该领域理论和实证研究比较丰富，但也存在以下不足：

一是,大量文献偏向于探讨产业升级与经济发展或生态环境某一方面的关联性,鲜有文献考虑产业升级与经济发展和生态环境的综合影响。显然,生态效率是衡量经济增长与生态环境协调发展程度的标尺,体现生态文明建设的本质内涵。

二是,现有文献衡量产业升级指数大多仅从产业结构调整比例进行测度(如第三产业与第二产业比重),刻画产业升级的本质存在缺陷,而产业升级是一个动态复杂过程,更需要从产业调整的质量和方向等多角度综合衡量。

三是,多数文献测度生态效率的研究对象主要基[省际和行业数据,衡量结果显得过于宏观,难以反映微观层面的具体信息。

四是,前人研究忽视了产业升级与地区生态效率存在空间互动效应。这种区域间相互作用可以解释为某城市产业升级不仅对本地区生态环境和经济发展产生影响,同样对周围城市生态效率发挥同质或异质性作用。因此,考察产业升级对生态效率的作用机理需要考虑区际互动影响。

鉴于此,本文采用超效率 SBM 方法衡量城市生态效率,基于改进的 IPAT 模型,以区际互动视角构建广义动态空间面板模型,从产业升级的双重维度挖掘产业合理化和产业高级化对生态效率的作用机理和影响效果。综合考虑城市典型性与代表性,本文以长江经济带 107 座城市为研究对象,可以细致刻画长江经济带十多年来生态效率的动态演变趋势,有助于分析城市生态效率差异的原因,为缩小区域生态效率差距提供实证参考。

二、描述性事实与研究假说

1. 描述性事实

为直观反映样本期内长江经济带产业升级和生态效率水平的空间分布格局及演变态势,基于 GeoDa 软件绘制样本期初和期末的空间四分位图,分析区域间产业升级水平和生态效率差异,并探讨两者的动态关联性。韩永辉等将产业升级划分为产业高级化和产业合理化^[16],本文借鉴前人研究成果,从产业高级化和产业合理化的双重维度衡量产业结构升级进程。

产业高级化指标借鉴刘伟等的做法^[17],参考克拉克定律将之定义为: $A = \sum_{a=1}^n (Y_a/Y) * (Y_a/L_a) / LP_a$, 其中 Y_a 为 i 城市第 a 产业的产出值, Y 为城市的第一产业、第二产业和第三产业经济产出总量; L_a 为第 a 产业的劳动力数量, LP_a 参照 Chenery 的标准结构模型将三次产业的工业化终点分别设置为 53 058 元、141 036 元、49 441 元^[18]。 A 值愈大,反映产业高级化趋势愈明显。

产业合理化是产业间均衡的比例关系和单位劳动力产值协调程度的一种反映,借鉴干春晖等做法^[8],计算公式为:

$$R = 1 / \sum_{a=1}^n (Y_a/Y) \{ (Y_a/L_a) / (Y/L) - 1 \}, R \text{ 值愈大,表明产业结构愈合理。}$$

生态效率指标借鉴孟阳等文献中的做法^[19],考虑数据可得性、完整性,选取城市建设用地面积、单位从业人员期末数、固定资产投资总额、城市用水总量(市区)、全社会用电总量(市区)作为生产要素投入指标;以城市 GDP、建成区绿化覆盖面积作为期望产出指标;以工业“三废”排放量作为非期望产出指标。其中的固定资产投资、城市 GDP 等指标由于价格波动因素影响,分别利用固定资产投资价格指数和 GDP 平减指数以 2005 年为基期进行折算。由于上述指标体系中存在非期望产出指标,本文采用线性函数变换对该指标做正向化处理^[20],具体公式为: $f(x_{it}) = \max(x_t) + 1 - x_{it}$, x_{it} 为 i 城市 t 年的污染物排放量, $\max(x_t)$ 为 t 年所有城市中污染物排放量最大值,因数据包络分析法要求投入产出指标均大于 0, $f(x_{it})$ 保证“三废”指标处理后均为正值。

因篇幅有限，本文仅选取样本期初和期末两年情况进行对比分析，图 1 和图 2 分别是长江经济带城市 2005 年和 2016 年产业高级化与产业合理化指数空间分布结果（荆州市地理数据缺失），图例小括号中数字表明各类别城市总计数。

产业合理化指数演变趋势显示，长江下游城市产业结构合理化指数最高，中游城市次之，上游城市产业合理化指数最低，样本期内，中下游城市产业合理化指数进步明显，上游区域产业合理化提升疲软，产业升级优化压力凸显，而长思、武汉、长沙等经济发达地区产业合理化集聚效应显现。产业高级化指数演变趋势显夸，上中下游产业高级化水平依次递增，整体与合理化指数空间分布接近。

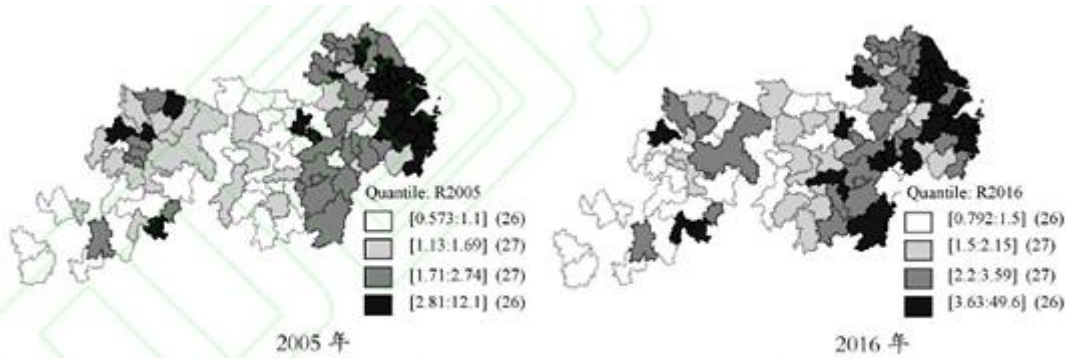


图 1 长江经济带城市的产业合理化四分位图

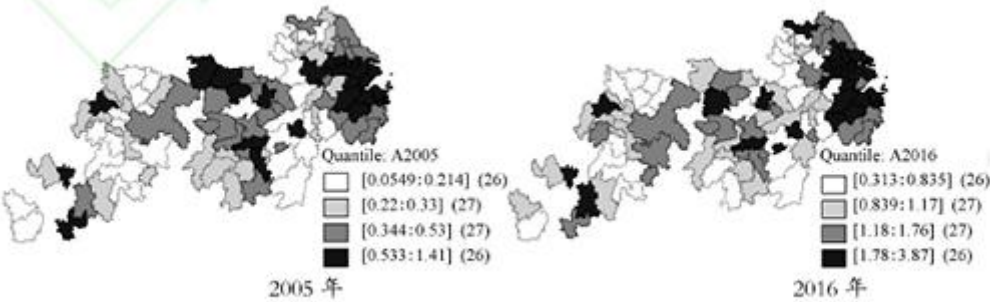


图 2 长江经济带城市的产业高级化四分位图

图 3 是长江经济带城市样本期初和期末生态效率水平空间分布结果。两图显示，样本期初城市生态效率水平总体呈现上升趋势，并且下游地区生态效率普遍较高，中上游地区生态效率普遍偏低，可喜的是流域间生态效率差距不断缩减，中上游区域生态效率进步尤为显著。此外，部分区域生态效率呈现空间集聚现象并具有不断增强的趋势，长三角地区和成渝周边区域正向集聚特征明显。

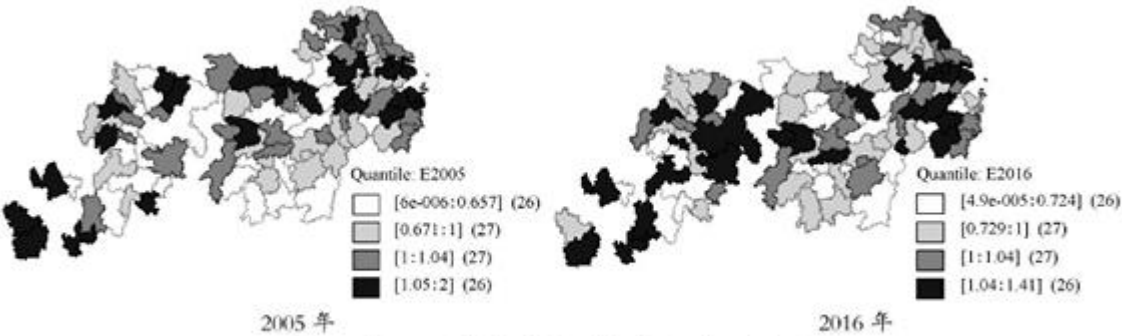


图 3 长江经济带城市的生态效率四分位图

综合来看,流域间生态效率和产业升级指数空间分布呈相似特征,下游地区产业升级指数和生态效率水平均呈最优状态,产业升级水平越高的区域,其生态效率指数也越高。初步认为:产业升级与生态效率间存在长期稳定的内在关联性,产业高级化和产业合理化均对生态效率进步发挥促进作用。这仅是根据长江经济带空间分布结果的初步推断,后面将从空间互动效应视角探究其作用机理和影响效果。

2. 研究假说

长江经济带凭借丰富的自然资源、便利的水利交通网络和广阔的市场开发潜力吸引大批企业“安居落户”。在招商引资等利好政策的吸引下,各级政府将引进工业企业,尤其以重工业企业作为促进当地经济发展的有效途径,这使得流域沿线遍布钢铁、石化等高耗能、高污染企业,“重化工围江”态势长期存在。更为关切的是流域间产业结构比例呈现梯级差异,下游地区已处于工业化发展后期,第三产业占据主导地位,而中上游城市仍处在工业化加速发展阶段,第二产业长期占据主导地位,战略性新兴产业发展相对滞后,显著阻碍生态文明建设进程。由此推断,流域间产业结构的梯级差异与城市生态效率关联密切,调整原有产业结构失衡关系,形成集约型发展路径是促进生态文明进步的重要内因。、蠢乍此,本文提出如下假设:

H1 长江经济带产业升级与生态效率间存在内在关联性,产业结构优化升级是提升生态效率的有效手段。

同时,我们应当考虑生态效率变动和产业结构升级转变具有空间互动影响的特点,这种影响可以从两方面解释。一是地形:气候、水流流向等地理因素和环境污染本身的负外部性特征导致本城市污染物排放造成的环境污染同样对周围城市造成生态破坏,例如,上游企业未经处理排放的污水流经下游区域,上风向区域的污染气体吹向下风向区域,都会对污染源区域和流经区域的生态环境造成双重污染。二是地区的集体策略性行为具有“示范效应”,地区个体的行为会诱导区域集体行为的发生。例如,某城市的产业结构调整导致区间产业转移和生产要素的重新流动和配置,这会间接影响到其他城市的生态效率。此外,地方政府在制定产业规划和发展政策时,会不自觉地借鉴和学习代表城市的相关制度安排,引导本城市的产业结构调整方向,长此以往,会造成一定区域内的“政策趋同”现象,从而影响区域整体生态效率水平^[21]。基于此,本文提出如下假设:

H2 长江经济带产业升级优化与地区生态效率存在空间联动效应,产业升级既能促进本城市又能促进其他城市生态效率进步,产业升级推动长江经济带生态文明建设。

三、实证检验

为验证研究假说一,基于改进的STIRPAT模型,分别从上中下游实证检验产业升级与生态效率的内在关联性,考察产业升级是否促进长江经济带各流域的生态效率进步;为验证研究假说二,基于空间互动视角构建广义动态空间面板模型,考察产业高级化和产业合理化是否存在空间溢出效应,是否对其他城市生态效率水平提升发挥积极作用。

1. 基础模型

(1) 模型设定

美国经济学家Holdren提出的IPAT模型诠释了经济发展对生态环境影响的认识框架,认为经济发展对生态环境的影响与人口、富裕程度和科技水平等因素密切相关^[22]。之后,国内学者将模型延伸到关于生态效率驱动因素的探索上,从产业变革、经济发展、城镇化、技术创新等视角进行分析^[23-24]。鉴于传统IPAT模型无法有效解决变量间同比例线性变化的问题,York等对此进行改进,建立生态影响随机模型(STIRPAT)容,即 $I = aP^{\beta_1}D^{\beta_2}T^{\beta_3}e$ 。其中I表示资源消耗、经济发展和生态保护三者耦合作用的结果,P、D和T分别代表人口规模、经济发展水平和技术进步。Dietz等认为技术进步变量(T)是影响经济和环境多种综合因素的组成,反映技术进步随时间的累积效应,而产业结构升级无疑是技术进步推动生产率提升的结果^[26],本文从产业高级

化和产业合理化 双重角度进行刻画, 故将 T 设为: $T=e^{f(A,R)}=e^{B(A+R)}$, f 表示产业升级的内部驱动因素, 即技术进 步的综合反映。库兹涅茨认为经济增长和环境污染并不是相互制约关系, 长期来看, 依靠技术创 新和产业升级实现具有减排效应的绿色发展模式是可行的^[27], 因此, 本文采用各城市人均 GDP 及 其二次项表征经济发展水平, 以此检验长江经济带是否支持环境库兹涅茨假说, 具体用 LnD 和 (LnD)²表示, 两边取对数, 得到本文基础模型

$$\text{Ln } E_{it} = \alpha + \beta_1 \text{Ln } P_{it} + \beta_2 \text{Ln } D_{it} + \beta_3 (\text{Ln } D_{it})^2 + \beta_4 A_{it} + \beta_5 R_{it} + \varepsilon$$

(1)

其中, 被解释变直 E 表示生态效率指数; P 表示人口规模, D 表示经济发展水平, A 和 R 分别 表示产业高级化项产业合理化; 假设随机误差项 ε 服从正态分布, i 表示城市单元, t 表示年份, a 和 β 为模型估计系数。

(2) 变量设定

①被解释变量。因为生态效率是生态环境、自然资源和经济增长三者耦合协调发展的结果, 综合反映生态文明的内涵要求, 利用基于超效率 SBM 方法衡量的城市生态效率指数表征, 具体用 E 表示。

②解释变量。产业结构调整的过程, 同时也是生态环境质量变迁的过程^[28]。长江经济带是 我国重要的工业基地, “重化工围江”与生态环境质量恶化密切相关。产业高级化反映主导产业逐 步从劳动密集型向技术密集型过渡的转变, 表现为产业发展的服务化倾向和劳动生产率的提高, 具体用 A 表示;产业合理化是产业间均衡的比例关系和协调程度的一种反映, 表示产要素在 产 业内部的配置效率和资源利用效率, 是产业结构耦合协调发展程度的一种衡量方式, 具体用 R 表术。

③控制变量。马寅初认为, 我国人口基数大, 人口增长速度过快会延缓工业化发展进程, 人均 耕地面积减少和资源短缺等 问题会加剧生态承载压力。经验研究发现, 以人口规模作为衡量人口 因素对生态环境影响的标尺存在弊端^[29], 由于每个城市的 区域规划面积存在较大差异, 仅从人口 规模而忽视城市人口空间分布因素往往缺乏科学性和客观性。因此, 本文采用市区人口 密度指 标, 即每平方公里人口数反映人口因素对生态效率的影响, 具体用 P 表征。

改革开放以来, 粗放型经济增长方式导致生态环境状况日益恶化, 经济发展已成为制约生态 环境质量改善的重要因素^[30]。当前长江经济带建设已升级为国家发展战略, 探求经济增长与生 态环境协调发展路径, 在生态承载力负荷下, 实现最优的生态 效率水平成为目前长江经济带亟需 解决的问题。库兹涅茨认为经济增长和城市环境污染并不是相互制约关系, 长期来看, 依靠 技术 创新和产业升级实现具有减排效应的绿色发展模式是可行的, 为检验长尊经济带是否支持环境库 兹涅茨假说, 本文采用 城市人均 GDP 表示经济发展水平, 具体用 D 表示。

(3) 数据说明

考虑到经济带内部分城市相关数据的可得性和连续性, 本文以长江经济带 2005—2016 年 107 座城市为研究对象, 如无特别 说明, 实证研究数据均来源文《中国城市统计年鉴》《中国环境年鉴》 和部分地级城市统计年鉴, 个别年份数据缺失用加权平均 数推算结果替代。为处理截面异方差问 题, 人口密度和经济产出等指标进行对数化处理, 各变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 各变量的描述性统计 (2005—2016 年)

变量	含义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
E	生态效率	1 284	0.903	0.308	0.15	2.18
A	产业高级化	1 284	0.888 1	0.622 6	0.055	3.867

R	产业合理化	1 284	2.838	3.467	0.482	49.557
LnP	人口密度	1 284	6.600 2	0.676 7	4.670	8.260
Ln D	经济发展水平	1 284	16.176	1.006	13.310	19.457
(Ln D) ²	经济发展水平	1 284	262.66	33.00	177.16	378.56

(4) 计量检验

由于研究样本属于“大N小T”型，即城市单元数目远大于时间跨度，故分别采用 LLC 检验和 westerlund 方法进行单位根检验和协整分析，实证结果表明 107 座城市序列均呈平稳趋势，生态效率与其驱动因素间亦存在长期稳定的协整关系，满足进一步面板估计的前提。固定效应协方差分析中，F 统计量显著拒绝采用混合 OLS 回归，进一步地，Hausman 检验显著拒绝了随机效应原假设，故选择固定效应回归模型是合适的。表 2 是基础模型的回归结果，分别从长江经济带上中下游探讨产业高级化和产业合理化对生态效率的作用效果。

表 2 第 2—4 列结果显示，产业高级化对不同流域生态效率影响存在差异。产业高级化(A) 对上游和中游的回归系数为-0.279 和-0.234，而对下游城市生态效率的回归系数为 0.16。说明产业高级化促进下游城市生态效率进步而抑制中上游生态效率发展，这与传统研究结论不符^[16]。产业高级化一方面体现在产业结构演变进程中主导产业的变迁，尤其以工业向服务业转变为主；另一方面体现在产业内部的技术升级和改造，通过新技术对旧技术的替换，企业实现“脱胎换骨”，促进整体生产率水平提高。需要注意的是，以主导产业变迁为特征的产业高级化不一定带来生态效率的提升，当前长江经济带中上游城市工业化进程仍处于第二产业主导期，第三产业发展相对滞后，产品竞争力优势不突出，尤其以技术和资本密集型为代表的高端服务业尚处于初步发展阶段，第三产业的规模报酬优势暂未显现。在此情况下，盲目追求第三产业比重提升的低水平的产业高级化并不能挽回资源消耗和环境污染压力；而下游已处于工业化发展后期，依靠资金和人力资本等要素长期集聚，能够有力推动传统产业技术升级和改造。此外，下游地区经济较为发达，环境政策宽松，利用上海经济增长极带动周边高技术产业异军突起，新能源、光伏、电子商务等绿色环保产业不断涌现，实现了产品的高附加值化和生产环节的生态友好化。

表 2 第 5—7 列结果显示，产业合理化促进流域整体生态效率发展，产业合理化带来的经济增长促进效应大于环境恶化的负向效应。产业合理化(R) 对上中下游的回归系数为 0.013~0.032，且至少在 10%水平下显著，说明产业合理化对生态效率提升发挥积极作用，能够促进流域整体生态效率的发展。产业合理化是衡量各产业的关联协调程度，若生产要素在产业间的有效流动和合理配置促进经济增长和生态改善，那么产业合理化必然带来生态效率的提升；若生产资源的配置促进经济增长而恶化了生态环境，那要综合衡解经济增长和环境恶化的影响大小，才能确定产业合理化对生态效率的影响方向。考察期内，长江经济带利用充沛的自然资源和地理区位优势吸引劳动、资本等要素大量集聚，促进了产业组织内部的资源有效利用和产业间的良性协调发展，提高产业发展的经济效益。

表 2 无空间溢出的基础面板模型

模型	产业高级化			产业合理化		
	上游	中游	下游	上游	中游	下游
A	-0.279* (-1.92)	-0.234* * * (-4.15)	0.160* (1.83)			
R				0.032* * (2.13)	0.013* (1.70)	0.021** (2.19)
Ln P	-0.247* * (-2.39)	-0.030* (-1.72)	-0.036 (-1.64)	-0.227* * (-2.19)	-0.016 (-1.38)	-0.034 (-1.54)

	-1.779**	-1.268* * *	0.311**	-1.409*	-0.965**	0.450**
Ln D	(-2.27)	(-2.87)	(2.13)	(-1.87)	(-2.10)	(2.19)
(Ln D) ²	0.096**	0.068***	0.012**	0.073*	0.048**	0.020**
	(2.29)	(2.95)	(1-95)	(1.90)	(2.12)	(2.03)
F	F= 18.08	F= 13.43	F= 13.09	F= 18.53	F= 14.02	F= 12.68
	(P = 0.000)	(P=0.000)	(P = 0.000)	(P=0.000)	(P=0.000)	(P=0.000)
Hausman	chi2(4)= 15.08	chi2(4)= 105.08	chi2(4)= 100.60	chi2(4)= 27.88	chi2(4)=20.04	chi2(4)= 22.27
检验	(P=0.000)	(P=0.000)	(P=0.000)	(P=0.000)	(P=0.002)	(P=0.000)

注：括号内为 T 统计量检验,* * *,**,*分别表示变量估计系数值在 1%, 5%, 10%水平上显著, 下同。

控制变量中, 人口密度 (P) 的回归系数值均为负数, 但并不全部显著, 从侧面说明随着人口 密度增大, 劳动力过度集聚会加剧长江经济带突破生态承载力红线的压力。经济发展水平 (D) 的回归系数在中上游区域均为负值, 而下游区域显正值, 说明流域间经济水平差距会给地区生态 效率造成差异化影响, 中上游城市伴随经济发展水平提升, 并没有显著改善长江经济带生态环境 质量, 反而加剧了地区环境污染压力, 降低生态效率水平, 下游地区结论与此相反。人均 GDP 二 次项 (LnD)² 回归系数均显著为正, 说明经济发展与生态效率间存在“U”型曲线关系, 即随着经济 水平提高, 长江经济带生态效率存在先下降后 上升的趋势, 这与环境库兹涅茨假说的内涵是一致 的, 该结果与马骏等研究结论相类似。需要注意的是, 下游城市已处于曲线 拐点右侧, 中上游 城市尚处于拐点左侧, 这说明以下游城市为抓手, 提升其生态效率是未来经济带发展的着眼点。

2. 空间互动模型

(1) 模型设定

为验证研究假说 2 中产业升级和城市生态效率是否在空间互动效应, 建立含有生态效率时 间滞后项和空间加权项的广义动 态空间面板模型

$$\ln E_{it} = \lambda \ln E_{it-1} + \beta_1 A_{it} + \beta_2 R_{it} + \beta_3 C_{it} + \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln E_{it} + \theta_1 \sum_{j=1}^n w_{ij} A_{it} + \theta_2 \sum_{j=1}^n w_{ij} R_{it} + e \quad (2)$$

其中, E_{it-1} 表示生态效率的一阶滞后项, 考虑到我国的环境污染情况具有时间效应的动态变 化特征^[32], 引入时间滞后项可以有效克服模型中因变量导致的内生性问题; w_{ij} 为空间权重矩阵, 反映空间位置临近城市的相互依赖特征; λ 表示生态效率的一 阶滞后项系数; ρ 为生态效率空间 自回归系数; θ 为解释变量, 刻画生态效率和产业升级具有促进效应或是负向效应^[33]; C 表示控制变量, 即人口因素和经济水平因素, 上文已做具体阐述。

本文尝试采用两种方法构建空间权重矩阵, 衡量产业升级的空间集聚特征: ①基于地理位置 因素采用车位相邻方法构建, 即城市 i 和城市 j 相邻 (有共同边界) 用 1 表示, $w_{ij}=1$, 否则 $w_{ij}=0$; ②Griffith 等认为衡量空间效应还应基不城市经济上的 相互依赖关系^[34], 若两城市地理距离相近, 经济发展差别小, 那么两城市经济联系应比较密切, 因此建立经济地理权重矩阵: $w_{ij} = 1 / (|\bar{P}_i - \bar{P}_j| * d_{ij})$, $\bar{P}_i - \bar{P}_j$ 代表两城市样本期内平均经济水平的差值, d_{ij} 表示两城市的地理距 离。模型 (2) 的 实证分析基于此空间矩阵, 为方便计算城市间相互依赖程度的平均值, 对空间矩阵 进行标准化处理, 即每行元素之和均为 1。

(2) 计量检验

①生态效率的空间相关性检验

产业升级和生态效率的空间自相关性检验结果如表 3 所示，E、A、R 的莫兰指数均显著为正，说明二者在空间区位上呈集聚状态，产业升级和生态效率存在相互依赖性，但具体呈现低-低集聚还是高-高集聚状态特征还需进一步探究。

图 4—6 分别为长江经济带城市 2005 年和 2016 年的城市生态效率、产业高级化、产业合理化 的局部莫兰散点图。由图可知，样本期内，产业合理化和产业高级化空间集聚态势未发生明显改变，主要以低-低集聚状态为主；生态效率集聚态势存在加强的趋势，表现为部分城市脱离低-低集聚逐步向高-高集聚过渡。

表 3 生态效率和产业升级空间自相关性检验(2005-2016 年)

年份	生态效率 (E)		产业高级化 (A)		产业合理化 (R)	
	Moran I	Z 值	Moran' I	Z 值	Moran' I	Z 值
2005	0.302***	4.690	0.445 ***	6.621	0.517***	7.839
2006	0.358***	5.367	0.560***	7.975	0.393***	5.770
2007	0.306***	4.440	0.491***	7.059	0.588***	8.712
2008	0.228***	3.307	0.458***	6.582	0.609***	9.024
2009	0.232***	3.375	0.436***	6.299	0.561***	8.571
2010	0.117*	1.769	0.421***	6.068	0.379***	6.419
2011	0.384***	5.487	0.410***	5.911	0.346***	5.866
2012	0.496***	7.079	0.402***	5.792	0.411***	6.298
2013	0.254***	3.703	0.417***	5.996	0.387***	6.382
2014	0.214***	3.176	0.428***	6.147	0.384***	6.911
2015	0.383***	5.467	0.438***	6.292	0.525***	8.344
2016	0.441***	6.306	0.436***	6.268	0.346***	8.105

注：城市生态效率和产业升级空间自相关性检验均基于经济地理权重矩阵。

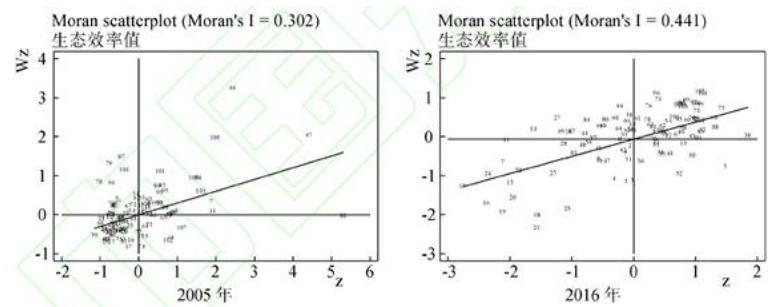


图 4 长江经济带城市生态效率莫兰散点图

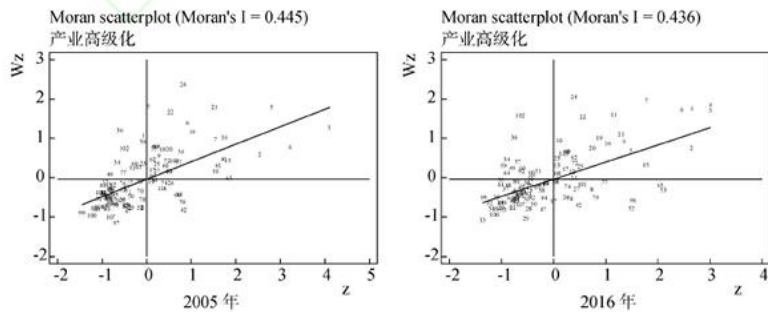


图 5 长江经济带产业高级化莫兰散点图

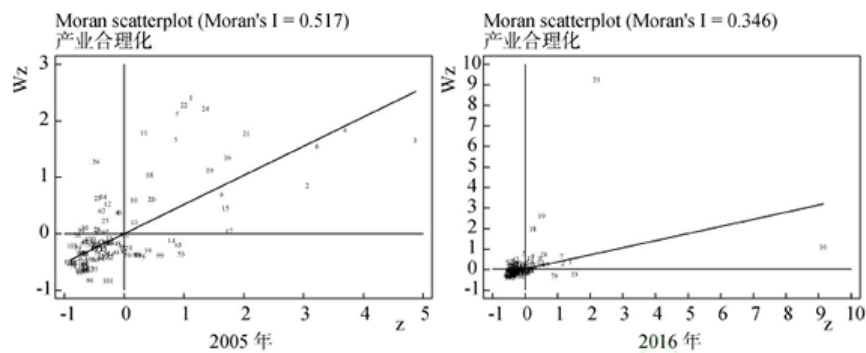


图 6 长江经济带产业合理化莫兰散点图

②空间联动效应分析

表 4 为产业升级对生态效率的空间互动影响回归结果，最后两行 Wald 检验分别拒绝了空间 误差（SEM）和空间滞后（SAR）模型的原假设，故采用广义动态空间杜宾模型最符合实际。基于经 济地理权重矩阵的 4 个模型中，前两个模型的解释变量为产业高级化（A），后两个模型的解释变 量为产业合理化（R）。

表 4 空间联动效应估计结果

变量	模型（1）	模型（2）	模型（3）	模型（4）
	0.422***	0.414***	0.417***	0.413* * *
W* E	(10.95)	(10.82)	(10.45)	(10.50)
	-0.160* * *	-0.177* * *	-0.157***	-0.161***
L. E	(-5.96)	(-6.31)	(-5.88)	(-5.91)
	-0.104* *	-0.214...		
A	(-1.99)	(-4.40)		
	0.118* * *	0.128**		
W*A	(-2.59)	(1-97)		
			0.0271*	0.024*
R			(1-78)	(1.72)
			0.034*	0.036*
W*R			(1.82)	(1.82)
Con	no	yes	no	yes
ll	38.99	40.77	33.92	24.10
R ²	0.497	0.562	0.431	0.323
W aid -spatial-lag	13.71***	6.38* *	13.17***	6.32**
W aid—spatial—error	11.86***	5.53* *	10.82***	5.16**

注：Con 表示是否加入控制变量，ll 代表最大似然估计值，R²代表拟合优度，下同。

其一，城市生态效率存在正向空间溢出效应。4个模型中，生态效率的空间加权项系数（W*E）均在1%水平下显著为正，说明城市生态效率进步会对周围城市生态效率发挥积极贡献，在地理区位上表现为生态效率相近的城市间呈现空间集聚状态，这与前文生态效率局部散点图低—低集聚的结论相印证。不难理解，当代表城市通过行政性措施显著提升本地生态效率时，周围城市在日趋严紧的强制性环境政策约束下会争相学习和模仿领先城市的制度经验，长期会造成一定空间范围的趋同现象。

其二，城市生态效率具有负向时间滞后效应。生态效率的时间滞后项（L.E）估计系数为-0.177~-0.157，说明长江经济带生态效率存在动态波动趋势，生态效率在相邻两期内具有负向作用，上一期生态效率上升给当期生态效率至少带来15.7%的下降影响。事实上，生态效率的波动变化特征是地方政府利用行政手段发展经济的直接表现。当以“经济建设为中心”成为政府工作唯一目标时，地方政府会紧抓经济发展，忽视生态保护工作重要性，可能带来一定程度的环境问题；当城市环境污染日益严峻而影响日常生产秩序时，政府会重新重视环保工作，短时间内推动生态效率提升。

其三，产业高级化促进了其他城市生态效率发展。模型（1）和（2）显示，产业高级化估计系数（A）在1%水平下显著为负，虽然基础模型回归结果说明下游城市产业高级化有利于生态效率进步，但长江经济带中上游由于产业基础较上游薄弱，产业高级化过程反而不利于生态效率发展，因此，从经济带整体来看，产业高级化推动经济增长的促进效应小于环境污染的负向效应。产业高级化空间加权项（W*A）估计系数显著为正，表明产业高级化的空间互动效应明显，本地产业高级化有利于其他城市生态效率发展。产业高级化的正向溢出效应的作用机制可从两点解释：第一，产业高级化带来城市主导产业的变迁，必将带来城市间的产业转移。经济发达城市淘汰的落后产业对于欠发达城市而言却是相对先进的产业。另外，通过产业继承，欠发达城市挤出原有高污染、高能耗产业，也能间接促进其他城市生态效率提升。第二，由于知识、技术的溢出效应，产业内部技术进步带来的产业高级化通过上下游客业链流动，不断向周边城市扩散。长江流域依靠完善的交通网络体系优势可以扩大知识、技术溢出的空间辐射区域，有效促进上下游产业链的空间互动，直接促进区域整体生态效率水平。

其四，产业合理化有利于其他城市生态效率发展。模型（3）和（4）显示，产业合理化的空间加权项（W*R）的估计系数显著为正，说明产业合理化具有正向溢出效应，其理论机制可归纳为：经济发达城市产业合理化进程往往带来生产要素和资源的区际流动，通过置换低效、污染的产业要素促进资源配置效率提升。对欠发达城市而言，发达城市转移的要素资源却是相对高效的，通过产业要素转移，进一步淘汰原有低效、污染的要素资源，实现欠发达城市的资源利用效率提升。

3. 稳健性检验

上述实证分析中，我们采用超效率SBM方法衡量长江经济带生态效率水平，为进一步验证产业升级影响生态效率的作用效果，表5是变换空间权重矩阵的估计结果。实证过程基于邻接权重矩阵，建立广义动态空间模型进行稳健性检验。结果显示，生态效率的空间加权项（W*E）、产业高级化的空间加权项（W*A），产业合理化（R）及其加权项（W*R）均显著为正，生态效率的时间滞后项（L.E）和产业高级化（A）仍显著为负，与表4回归结论基本一致，再次验证了产业高级化主要体现在正向溢出效应，产业合理化具有双重效应，既提升本地生态效率，又为周围城市生态效率带来积极影响。

表 5 稳健性检验——变换空间权重矩阵

变量	模型（1）	模型（2）	模型（3）	模型（4）
W*E	0.430***	0.422***	0.426***	0.422***
	(11.01)	(10.86)	(10.54)	(10.57)
	-0.158***	-0.175***	-0.155***	-0.160***
L.E	(-5.95)	(-6.28)	(-5.87)	(-5.89)
	-0.103***	-0.212***		
	(-2.58)	(-4.33)		
A				

	0.121* *	0.128**		
$\hat{W}^A$	(1-96)	(1.97)		
			0.023*	0.019*
R			(1.69)	(1.65)
			0.024*	0.024*
W^*R			(1.85)	(1.75)
Con	no	yes	no	yes
ll	40.18	42.38	34.77	26.06
R^2	0.504	0.576	0.429	0.324
W ald-spatial-lag	13.78***	13.88* * *	11.62* * *	11.58* * *
W ald-spatial-error	19.90***	10.39* * *	10.35 * * *	10.51***

总之，长江经济带各省区市应重视产业优化升级对促进经济发展和改善生态环境的有益效果，合理布局各城市优势产业,形成产业高级化和产业合理化高质量、高水平发展态势，有效支撑新常态下长江经济带发展方式转型。

4. 进一步分析——产业升级的异质性作用

库兹涅茨认为经济发展水平提升，生态环境会经历先污染后改善的曲线进程。表2回归结果表明，产业高级化（A）和经济产出水平（P）对生态效率影响在不同流域间存在异质性作用，但并未说明产业升级和经济产出水平有何内在关联性，以及二者如何共同作用于生态效率。因此，我们有理由假设：经济发展和产业升级具有相互促进的关联，经济水平的提升有益于强化产业升级对生态效率的积极作用。为验证此理论假设，同时进一步理解产业升级对城市生态效率的内在作用机制，表6中引入产业高级化、产业合理化与人均产出的交互项。

估计结果显示：①产业高级化与人均产出的交互项（ A_LnP ）系数为负，从侧面反映长江经济带产业高级化对生态效率发展的抑制作用会随着经济发展水平的进步而不断减弱。产业高级化空间加权项与经济产出的交互项（ $W * A_LnP$ ）回归系数为正但不显著，表明本地城市产业高级化对其他城市生态效率的止向溢出效应并不一定会随着人均产出的提高而更加显著。经济产出水平往往反映城市综合发展能力的强弱，一个城市的综合实力愈强会对周边城市产生极化效应，周边地区人力资本、资金等资源往往被吸附至发达城市，反而对周边城市发展产生潜在不利影响。②产业合理化与人均产出的交互项（ R_LnP ）回归系数在10%显著性水平通过检验，表明长江经济带产业合理化对生态效率的促进效应会随人均产出的提高而不断增强。产业合理化空间加权项与经济产出的交互项（ $W * R_LnP$ ）回归系数同样为正数而不显著，同样表明本地城市产业合理化对外地城市生态效率的促进作用不一定会随着产出水平的提升而增强。因此，可以认为，以经济发展水平提升为前提，城市产业升级对本地区生态效率的促进效应会愈发显著。

表6 产业升级的异质性作用——基于经济水平检验

变量	产业高级化	变量	产业合理化
	0.421***		0.417***
W^*E	(10.90)	W^*E	(10.44)
	-0.162***		-0.156***
$L.E$	(-5.95)	$L.E$	(-5.80)
	-0.116**		0.03T

A	(-2.12) 0.114*	R	(1.85) 0.070*
W*A	(1.90) -0.029*	W*R	(1.94) 0.013*
A_LnP	(1.65) 0.009	R_LnP	(1.65) 0.008
W* A_LnP	(0.71)	W * R_LnP	(1.30)
Con	no	Con	no
ll	38.63	ll	33.83
R ²	0.474	R ²	0.428
W ald-spatial-lag	13.76***	W ald-spatial-lag	14.72***
W ald-spatial-error	11.39***	W ald-spatial-error	10.92***

四、结论与启示

生态效率演变和产业结构调整具有空间互动影响，本文以长江经济带 107 座城市为研究样本，在测度 super-sbm 生态效率指数和产业升级指数的基础上，构建广义动态空间模型，实证分析 产业升级二维指标影响城市生态效率的理论机制和作用效果，主要研究结论和启示如下。

第一，城市生态效率存在正向溢出效应，并且流域间存在阶梯型差异。为解决生态效率的空间异质性, 长江经济带地方政府要深化生态环境事务的交流与合作，“因城施政，因地施策”；长三角城市群和长株潭城市群等生态效率较高区域需要积极发挥辐射引领作用，带动周边城市生态效率进一步提升, 下游经济发达城市应积极扶持中上游城市产业建设, 鼓励对口帮扶，如建立跨省区的产业协作中心，推动流域整体产业协同发展；中央政府要加强跨流域、跨区域的环境污染联合治理的协调和监督，实现长江经济带环境监测信息城市间实时共享，增强污染防治预警应急处置能力，提高整体防污治污水平。

第二，城市生态效率存在负向时间滞后效应。针对生态效率出现的间歇性消极反弹问题，要完善生态文明建设中的政府目标责任，形成以有效防污治污、改善生态环境为目标的政府责任体系。如建立污染治理、生态保护为导向的常态化政府考核绩效制度，形成以环保督察为代表的强制问责机制，杜绝“不作为、乱作为”等形式主义，健全公众对环保事务的监督 and 参与机制。

第三，产业高级化和产业合理化在本地效应和溢出效应双重作用下促进城市生态效率水平。从产业高级化角度，以政策、资金等福利性待遇鼓励企业增大研发投入，推动传统产业技术升级改造，增强第三产业信息化和高技术化，对新能源、光伏发电等高科技环保产业给予政策和资金扶持，引导其成为地区战略性支柱产业；从产业合理化角度，需要优化产业链资源整合效果，利用先进管理经验和技术手段提高要素配置效率，切实推进节能减排工作，构建资源-环境-经济三者耦合协调发展的产业布局。

第四，伴随经济水平提升，产业升级对生态效率的促进效应会愈发显著。经济增长带来人民生活水平的提高会充分释放居民对文化、健康等高层次服务的需求，这就要以生态环境承载力为底线，利用人们的高层次需求为导向推动产业结构向高技术、高质量方向转型升级，积极培育环保型新兴战略性新兴产业，引导公众形成绿色、低碳的生产方式和消费方式，实现集约型经济增长路径。

[参考文献]

- [1]成金华,孙琼,郭明晶,等.中国生态效率的区域差异及动态演化研究[J].中国人口·资源与环境,2014,24(1):47-54.
- [2]林毅夫.新结构经济学——重构发展经济学的框架[J].经济学,2010,9(4):1-32.
- [3]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.
- [4]郭晗,任保平.结构变动、要素产出弹性与中国潜在经济增长率[J].数量经济技术经济研究,2014,31(12):72-84.
- [5]马骏,王雪晴.长江经济带工业环境效率差异及其影响因素——基于超效率 DEA-Malmquist-Tobit 模型[J].河海大学学报(哲学社会科学版),2017,19(3):49-54.
- [6]CLARK C. The conditions of economic progress[M]. London: Macmillan, 1940.
- [7]干春晖,郑若谷.改革开放以来产业结构演进与生产率增长研究——对中国 1978-2007 年“结构红利假说”的检验[J].中国工业经济,2009(2):55-65.
- [8]郑万吉,叶阿忠.城乡收入差距、产业结构升级与经济增长——基于半参数空间面板 VAR 模型的研究[J].经济学家,2015(10):61-67.
- [9]傅元海,叶祥松,王展祥.制造业结构变迁与经济增长效率提高[J].经济研究,2016,51(8):86-100.
- [10]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.
- [11]郭子琪,温湖炜.产业结构调整背景下的中国环境不平等[J].中国人口·资源与环境,2015,25(S1):130-134.
- [12] COLE M A, ELLIOTT R J R. Determining the trade-environment composition effect: The role of capital, labor and environmental regulations[J]. Journal of Environmental Economics & Management, 2003, 46(3):363-383.
- [13]曹慧丰,毕巍强,曾诗鸿.产业结构调整的大气污染治理效应——以河北省为例[J].管理世界,2015(12):182-183.
- [14]KUOSMANEN T, KORTELAINE M, SIPILAINEN T, et al. Firm and industry level profit efficiency analysis under incomplete price data: A nonparametric approach based on absolute and uniform shadow prices [J]. Microeconomics, 2005(31):1-31.
- [15]TONE K. A slacks-based measure of super — efficiency in data envelopment analysis [J]. European Journal of Operational Research, 2002, 143(1):32-41.
- [16]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.
- [17]刘伟,张辉,黄泽华.中国产业结构高度与工业化进程和地区差异的考察[J].经济学动态,2008(11):4-8.

-
- [18] PACK H. Industrialization and growth: A comparative study [J]. Journal of Development Economics, 1989, 31(1): 216-216.
- [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] SEIFORD L M, ZHU J. A response to comments on modeling undesirable factors in efficiency evaluation [J]. European Journal of Operational Research, 2005, 161(2): 579-581.
- [21]李永友, 沈坤荣. 辖区间竞争、策略性财政政策与 FDI 增长绩效的区域特征[J]. 经济研究, 2008, 43(5): 58-69.
- [22]HOLDREN J P, EHRLICH P R. Human population and the global environment [J]. American Scientist, 1974, 62(3): 282-292.
- [23]罗能生, 李佳佳, 罗富政. 中国城镇化进程与区域生态效率关系的实证研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2013, 23(11): 53-60.
- [24]马远. 干旱区城镇化进程对水资源利用效率影响的实证研究——基于 DEA 模型与 IPAT 模型[J]. 技术经济, 2016, 35(4): 85-90.
- [25]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 — 365.
- [26]DIETZ T, ROSA E A. Effects of population and affluence on CO2 emissions [J]. Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America, 1997, 94(1): 175-179.
- [27]GROSSMANG M, KRUEGER A B. Environmental impacts of North American Free Trade Agreement [R]. NBER working Paper, 1991. DOI: 10.3386/w3914.
- [28]闫兰玲. 杭州市产业结构与环境污染间的灰色关联度分析研究[J]. 环境科学与管理, 2013, 38(10): 112-115.
- [29]钟兴菊, 龙少波. 环境影响的 IPAT 模型再认识[J]. 中国人口·资源与环境, 2016, 26(3): 61-68.
- [30]王敏, 黄尧. 中国的环境污染与经济增长[J]. 经济学(季刊), 2015, 14(2): 557-578.
- [31]马骏, 李亚芳. 长江经济带环境库兹涅茨曲线的实证研究[J]. 南京工业大学学报(社会科学版), 2017, 16(1): 106-113.
- [32]许和连, 邓玉萍. 外商直接投资导致了中国的环境污染吗? ——基于中国省际面板数据的空间计量研究[J]. 管理世界, 2012(2): 30-43.
- [33]王美今, 林建浩, 余壮雄. 中国地方政府财政竞争行为特性识别: “兄弟竞争”与“父子争议”是否并存? [J]. 管理世界, 2010(3): 22-31.
- [34]GRIFFITH R, REDDING S, SIMPSON H. Technological catch-up and geographic proximity [J]. Journal of Regional

Science, 2010, 49 (4) : 689–720.