
“生态+”视角下环境规制对 生态—产业协调发展的影响 ——基于长三角城市群的实证研究

谭春兰 石珊珊 李祥 李光亮

上海海洋大学经济管理学院 广东海洋大学管理学院

摘要：基于长三角城市群 2010—2019 年的面板数据，借助耦合协调度、固定效应和门槛效应模型来研究双重环境规制对生态—产业协调发展的影响及技术创新在其中的调节作用。研究发现：（1）长三角城市群生态—产业的协调发展水平有所提升，但存在区域及城市异质性。（2）正式环境规制和非正式环境规制中的收入水平能推动长三角城市群整体生态—产业协调发展；区域视角下，双重环境规制在中心区产生的影响与整体视角下一致，非中心区正式环境规制能推动生态—产业协调发展，非正式环境规制未产生推动作用。（3）以技术创新作为门槛变量时，在整体和中心区域，正式环境规制和生态—产业协调发展之间均存在非线性关系；目前长三角城市群技术创新水平低于门槛值，其调节作用还未发挥到极致。

关键词：环境规制；产业发展；环境质量；耦合协调度；技术创新

作者简介：谭春兰，硕士，副教授，硕士研究生导师，研究方向为产业经济、环境治理。E-mail:cltan@shou.edu.cn

基金：广东省普通高校人文社会科学类项目“乡村振兴背景下广东新型农业经营主体的生成机理与培育对策研究”（2019KZDZX2030）；广东省哲学社会科学规划青年项目“宅基地确权对农村劳动力非农就业影响研究”（GD20YYJ08）；广东省基础与应用基础研究基金联合基金青年项目“培训对农户相对贫困缓解效应研究——基于广东省的农户问卷调查”（2020A1515110466）

习近平总书记在党的十九届五中全会上强调，在中国进入新发展阶段和建设社会主义现代化国家新征程全面开启的新形势下，加强生态文明建设以推动高质量发展仍是“十四五”时期要重点把握的方向。“生态+”是在生态文明建设历程中形成的新理念，其内在要求是将生态融入经济、社会、文化等领域的发展过程中，以此实现高质量发展目标。在“生态+”理念的指引下，产业发展转型过程中所面临的包容性和绿色化缺失问题逐渐受到重视，生态—产业协调发展成为推进经济高质量发展的题中应有之义。然而，受到以往粗放式经济发展、有关产业政策干扰以及生态环境公共物品属性的影响，生态—产业协调发展内在调节机制的缺陷显现，这说明生态—产业协调发展还需借助外在推动力。改革开放 40 多年来，环境规制政策体系在中国历经了从无到有、从有到优的发展阶段[1]，作为社会各界用来缓解生态环境问题的外在补救措施，环境规制能否遵循“生态+”理念，发挥对生态—产业协调发展的优化作用，弥补其内在缺陷？同时，技术创新作为产业发展和环境优化的潜在动能，能否对环境规制的生态—产业协调发展效应产生影响？这些还有待进一步研究。

作为“区域一体化发展示范区”和“经济高质量发展样板区”，长三角城市群在“生态+”理念的引导下较早认识到生态—

产业协调发展的重要性，并在近年来通过环境标准三统一、环保工作三对接、成立区域环保协作小组等多渠道来实施环境规制，以期更好地推动生态保护和产业高质量发展。在此背景下，率先明确长三角城市群环境规制在生态—产业协调发展中的作用，以及技术创新在其中引起的非线性影响，一则有助于检验环境规制产生的效果，以更好地推动后续长三角城市群生态—产业协调发展；二则有助于在其他区域乃至全国发挥其“示范区”和“样板区”作用。

1 文献综述和机理分析

1.1 文献综述

产业发展会发挥“资源配置器”作用，即会直接影响到资源的消耗和生态环境质量，而过去牺牲环境以换取产业发展的方式与“生态+”理念相悖，相反，生态—产业协调发展成为当下研究的热点问题。部分学者从地区或行业视角论证了生态—产业协调发展的重要性，并根据耦合协调度模型[2]、Lotka-Volterra 模型[3]和环境库兹涅茨曲线[4]研究了生态—产业的协调发展关系及其变化趋势。对于环境规制在生态—产业协调发展中发挥的作用如何，现有研究较少涉及，仅少数学者从生态与产业存在互动关系的角度出发，提出环境规制能同时兼顾到环境优化和产业结构调整两方面，从而激发两系统良性互动[5, 6]，但现有学者肯定了环境规制在产业发展、生态环境两方面的影响。首先是环境规制对产业发展和生态环境两方面产生的正向作用，张婷等[7]、郭凌军等[8]分别发现征收环保税、污染罚款等形式的环境规制能抑制高污染产业发展和环境污染，从而提高产业发展可持续性和环境质量；从环境规制异质性的角度出发，孙慧等[9]、秦炳涛等[10]分别肯定了正式和非正式两类环境规制在生态环境、产业结构优化中发挥的正向作用。其次是环境规制产生的负向影响，杨丹等[11]、SINN[12]等认为环境规制遵循“成本说”和“绿色悖论”，即环境规制会引起企业成本的增加，从而不利于产业发展和环境优化。在环境规制异质性角度下，陆孟慈[13]和郑晓舟等[14]分别发现非正式环境规制会抑制环境绩效和产业发展。最后是环境规制产生的非线性影响。部分学者在研究环境规制与生态环境、产业的关系时进一步考虑了创新因素，发现技术创新水平会导致环境规制产生的影响出现差异[15, 16]；考虑到环境规制异质性时，张倩等[17]发现技术创新水平跨越门槛后会激发正式环境规制的创新补偿效应，从而促进产业发展；碳减排作为生态环境保护的重点工作，李菁等[18]发现正式环境规制的碳排放效应具有不确定性，最终产生“倒逼减排”还是“绿色悖论”作用与技术创新水平有关。

综上，现有文献肯定了环境规制对生态环境和产业方面的影响，并且在进一步研究中发现了技术创新水平是引起环境规制非线性影响的重要原因。但是，尚未有研究从生态—产业协调发展的角度出发，运用理论和实证分析相结合的方式明确异质性环境规制所产生的影响，也未能更进一步明确技术创新对环境规制作用效果的影响。

1.2 机理分析

1.2.1 正式环境规制对生态—产业协调发展的影响

政府作为正式环境规制的主导实施者，主要通过制定环保准则、征收环保税、实施行政处罚等途径来达到减轻环境污染的目的。正式环境规制主要通过两种路径对生态—产业协调发展产生影响。首先是产业转型和转移路径。根据补偿创新说和污染转移说，政府实施正式环境规制使环境这一公共物品出现经济物品的特性，环境污染问题内部化会激励生产主体进行产业转型或转移，以缓解环境规制给企业带来的生产压力，而产业转移和转型也能带来污染产业退出、产品改良和成本节约，因此激发了环境和产业结构优化的双重红利，有助于生态—产业协调发展。其次是约束投资和创新路径。根据成本说，政府设置的环保门槛会使企业的成本增加，在资金有限的情况下，这会挤占技术更新上的投入和绿色投资，同时，为追求利润最大化和弥补环境治理的支出，企业只能选择在原有生产方式下扩大生产，这会导致污染排放增多，因此阻碍生态—产业协调发展。

总体上，正式环境规制能通过产业转型、转移路径激励生态—产业协调发展，也能通过约束创新、投资路径阻碍生态—产业协调发展，最终产生的是正向影响还是负向影响，主要取决于激励效应和挤占效应谁占据主导地位。

1.2.2 技术创新水平下正式环境规制对生态—产业协调发展的影响

技术创新为生态环境改善和产业发展提供了潜在动力支持。当技术创新水平低时，企业利用技术创新进行自我提升的动力不足，多采取末端治理的方式来应对政府实施的环境规制，此时虽然能缓解环境污染，但产业优化的效果并不明显，因此对生态—产业协调发展的推动作用较小。伴随着技术创新水平的提升，较高的技术创新水平为企业生产改良和资源节约提供了技术支持，正式环境规制的创新补偿效应更明显，此时企业选择生产方式革新来应对环境规制，因此正式环境规制借助技术创新激发了环境优化与产业发展的双重优势，对生态—产业协调发展的推动作用更大。

1.2.3 非正式环境规制对生态—产业协调发展的影响

非正式环境规制实施的主体是民众，民众主要通过直接和间接两种路径来实施环境规制，并影响生态—产业协调发展。直接路径主要是指民众通过环保组织、投诉举报、媒体曝光等渠道来对环境问题加以监督，民众实施的环境监督会给企业生产施加压力，从而激励企业选择产品改良、技术创新等方式来优化生产和减少污染排放；间接路径是指伴随着民众需求层次的不断提高，市场中绿色低碳产品的受众范围逐渐扩大，而污染能耗高的产品缺乏市场竞争力，企业在受到消费者需求的刺激下会转向绿色化、服务化方向发展，导致产业转型，环境污染减少。在这两种方式下，非正式环境规制的激励效应显现，因此有助于生态—产业协调发展。但是，直接路径下民众对环境实施监督也会增加政府的环境监管支出和企业的生产成本，这会挤占政府对绿色转型的投资以及企业在创新上的投入，导致生产效率下降，不利于生态—产业协调发展。总体上，非正式环境规制通过直接和间接路径影响生态—产业协调发展，但最终产生的是正向影响还是负向影响，这与民众直接和间接两种路径下产生的激励效应和挤占效应有关。

此外，相比于正式环境规制，涉及公众参与的非正式环境规制更容易受到相关因素的影响，例如地区环境保护宣传力度、环境信息公开程度、环境信访投诉渠道完善度及处理能力等。而不同区域在这些方面往往存在较大差异，因此可能造成非正式环境规制作用效果上的差异。

图1展示了环境规制对生态—产业协调发展的影响机制。根据上述影响机理分析可知，全面分析环境规制对生态—产业协调发展发挥的作用需要检验以下三个问题：（1）正式和非正式环境规制分别对长三角城市群生态—产业协调发展产生的是正向还是负向影响？（2）非正式环境规制对生态—产业协调发展的影响是否存在较大的区域差异？（3）在不同技术创新水平下，正式环境规制对长三角城市群生态—产业协调发展的作用效果是否不同？目前的技术创新水平是否已经达到最佳，能使正式环境规制的作用效果发挥到最大？因此，为明确以上问题的结论，以更好地推进后期长三角城市群生态—产业协调发展，本文以前人的研究为依据，首先，从“生态+”视角出发，借助耦合协调度模型来评估长三角城市群2010—2019年生态—产业协调发展状况；其次，将环境规制按实施主体的不同分解成正式型和非正式型，通过面板固定效应来研究全样本和分区域下双重环境规制对生态—产业协调发展的影响方向和程度；最后，通过门槛效应来进一步分析不同技术创新水平正式环境规制与生态—产业协调发展间的关系。

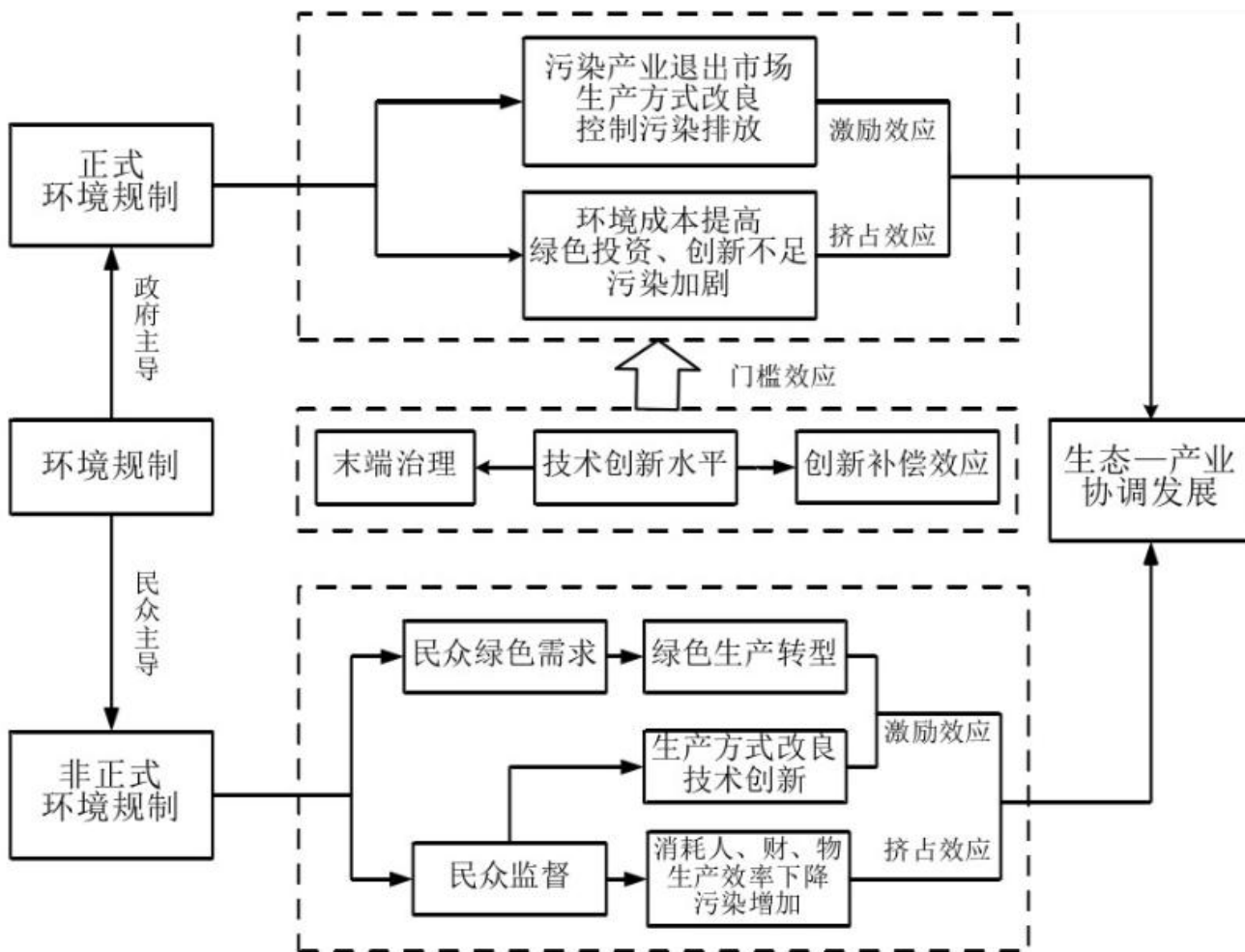


图1 环境规制对生态—产业协调发展的影响机制

2 研究设计

2.1 模型设定

2.1.1 生态—产业协调发展的耦合协调度模型

生态—产业协调发展的要求是在有效利用环境资源的前提下追求经济效益，从而实现产业可持续性发展，这需要同时关注到生态环境和产业发展两方面。耦合协调度模型能同时兼顾到系统间的协调性和发展程度，其中耦合度模型强调了系统间相互配合、融洽发展的程度，而耦合协调度模型在耦合度模型的基础上，进一步考虑了系统由低级向高级转变的程度[2]，因此可以用来测度长三角城市群生态—产业的协调发展情况。

首先，构建长三角城市群生态环境和产业发展的评价体系，测算生态环境和产业发展两系统的综合得分。孙红梅等[19]指出，环境污染情况和污染处理能力对生态环境质量有直接影响，因此从环境污染和生态响应两个维度选取7个指标来构建生态环境系统的评价体系。在产业发展方面，李强[20]、崔耕瑞等[21]的研究表明，结构优化衡量了地区各产业间投入产出的匹配程度以及产业发展重心向服务化方向转移的程度，效率提升强调了投入要素的高效利用对产业发展过程中帕累托改进的重要性，结构优化和效率提升将产业发展的衡量视角从量转移到质，因此从这两个维度选取6个指标来构建产业发展系统的评价体系。

参考部分学者的研究方法，采用熵值法来测算生态环境和产业发展系统中各指标的权重[22, 23]。表 1 展示了生态环境和产业发展两系统的评价指标及权重。根据各指标所占权重，测算生态环境、产业发展两系统的综合得分：

$$F_x = \sum_{i=1}^n W_i X'_{ij} \tag{1}$$

$$F_y = \sum_{i=1}^n W_i Y'_{ij} \tag{2}$$

式（1）、（2）中：F_x、F_y 分别表示生态环境、产业发展的综合得分，W_i 表示各个指标的权重，表示经过标准化处理之后所得到的值。

表 1 评价指标及权重

系统 层	子系 统层	指标层	单位	方向	权重（W）
生态环境	环境 污染	工业废水排放量（X1）	万吨	—	0.142 5
		工业二氧化硫排放量（X2）	吨	—	0.125 6
		工业烟（粉）尘排放量（X3）	吨	—	0.153 6
	生态 响应	污水处理厂集中处理率（X4）	%	+	0.158 9
		一般工业固废综合利用率（X5）	%	+	0.144 2
		建成区绿化覆盖率（X6）	%	+	0.142 5
		生活垃圾无害化处理率（X7）	%	+	0.131 8
产业发展	结构 优化	泰尔指数（Y1）	—	—	0.173 7
		第二、第三产业增加值占比（Y2）	%	+	0.162 2
		第三产业与第二产业产值比（Y3）	%	+	0.153 5
		产业结构层次指数（Y4）	—	+	0.157 0

	效率	资本生产率 (Y5)	—	+	0.191 4
	提升	劳动生产率 (Y6)	—	+	0.162 3

其次，根据两系统的综合得分，计算生态环境与产业发展的耦合度 C：

$$C = \left[\frac{F_x F_y}{\left(\frac{F_x + F_y}{2} \right)^2} \right]^2 \quad (3)$$

最后，计算生态环境与产业发展的耦合协调度：

$$D = \sqrt{C(aF_x + bF_y)} \quad (4)$$

式中：D 表示耦合协调度， $aF_x + bF_y$ 衡量了生态、产业两系统的综合发展水平，a、b 度量了两系统在研究中的重要性，本文认为同等重要，取 $a=b=0.5$ 。

参考李豫新等[24]的分类方法，将耦合协调度分成 8 个阶段，如表 2 所示。

表 2 耦合协调度分类

D 值	协调发展阶段	D 值	协调发展阶段
$0 \leq D \leq 0.2$	严重失调	$0.5 < D \leq 0.6$	初级协调
$0.2 < D \leq 0.3$	中度失调	$0.6 < D \leq 0.7$	中级协调
$0.3 < D \leq 0.4$	轻度失调	$0.7 < D \leq 0.8$	良好协调
$0.4 < D \leq 0.5$	勉强协调	$0.8 < D \leq 1$	优质协调

2.1.2 计量模型设定

为研究双重环境规制对长三角城市群生态—产业协调发展的影响，构建基准回归模型：

$$D_{it} = \beta_0 + \beta_1 ER_{it} + \beta_2 Density_{it} + \beta_3 Wage_{it} + \beta_4 INN_{it} + \beta_5 Control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式中：ER_{it} 为正式环境规制，Density_{it} 为人口密度，Wage_{it} 为收入水平，INN_{it} 为技术创新水平，Control_{it} 为模型中的控制变量。

为研究不同技术创新水平下正式环境规制对长三角城市群生态—产业协调发展影响的差异性，构建面板门槛效应模型：

$$D_{it} = \beta_0 + \beta_1 ER_{it} \cdot I(INN_{it} \leq \lambda_1) + \beta_2 ER_{it} \cdot I(\lambda_1 < INN_{it} \leq \lambda_2) + \dots + \beta_n ER_{it} \cdot I(INN_{it} > \lambda_n) + \delta N + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式中：β 为模型中的待估参数，I(·) 为示性函数，λ 为对应门槛的估计值，N 包含非正式环境规制和控制变量，ε 为误差项，i、t 分别为地区、时间。

2.2 变量选取

2.2.1 被解释变量

本文的被解释变量为生态—产业协调发展水平，用计算得到的生态环境与产业发展的耦合协调度（D）来表征。

2.2.2 核心解释变量

为全面分析环境规制的影响，本文将环境规制分解成政府主导的正式和民众主导的非正式型两类，并将其作为核心解释变量。参考冯斐等[25]的研究，环保财政支出反映出政府部门在环境治理方面的投入与决心，因此选取环保财政支出占比来度量正式环境规制（ER）强度；对于非正式环境规制强度，沈钊等[26]选取环境信访举报相关指标来度量，但在地级市层面环境信访举报有关数据难以获取完整。在地级市层面，PARGAL 等[27]认为，人口密度与地区受环境影响的人数和环境诉求数量有直接关联，决定了非正式环境规制的参与人数，收入水平会影响到民众的环境关注程度和环境质量要求。考虑到非正式环境规制的实施主体是民众，因此可以选取人口密度（Density）和收入水平（Wage）两方面来度量非正式环境规制强度，其中 Density、Wage 分别用单位面积人口数和城镇在岗职工平均工资来表征。

2.2.3 门槛变量

本文的门槛变量为技术创新水平（INN）。学者们多从投入或者产出方面来考察科技创新水平，故本文参考贯君等[28]的研究方法，用一般财政预算支出中科学支出占比来表征技术创新水平。

2.2.4 控制变量

学者张治栋等[29]认为，外商直接投资（FDI）、财政分权（FPD）、经济发展水平（GDP）等因素会对地区绿色高质量发展和产业结构变迁产生重要影响，因此本文选取 FDI、FPD、GDP 作为控制变量，其中外商直接投资、财政分权和经济发展水平分别用实际利用外商投资额、地方财政预算收支比和地区人均国内生产总值来表征。

2.3 数据来源及描述性统计

本文数据主要来自 2010—2019 年《中国城市统计年鉴》、地区统计资料和 EPS 数据库。为了使研究期间内的同一变量具有可比性，对部分变量进行价格不变处理。表 3 展示了各变量的描述性统计结果。

表 3 变量描述性统计

变量	单位	均值	标准差	最小值	最大值	样本 数
D	—	0.678 5	0.060 7	0.423 5	0.809 5	410
ER	%	2.873 8	1.293 1	0.902 9	9.140 6	410
Density	人/平方千米	658.108 4	344.610 8	145.290 0	231 7.325 0	410
Wage	万元	5.610 2	1.596 6	2.627 5	13.257 4	410
GDP	万元	6.727 9	3.837 5	0.906 8	19.833 8	410
FDI	亿元	101.988 7	159.531 7	2.562 3	103 3.508 0	410
FPD	%	0.640 5	0.232 4	0.068 6	1.115 6	410
INN	%	3.305 3	1.958 8	0.217 4	13.088 5	410

3 实证分析

3.1 协调发展水平分析

根据长三角城市群 2010—2019 年生态环境与产业发展耦合协调度的计算结果，分别从三个层面来研究长三角城市群生态—产业的协调发展水平及变动趋势。

3.1.1 整体层面

由图 2 可知，长三角城市群整体生态—产业协调发展水平呈现逐年提高的特征。从 2010 年到 2019 年，长三角城市群生态

环境水平和产业发展水平得到持续改善，两系统之间的差距也逐渐缩小，其耦合协调度从 0.630 9 增加到了 0.714 3。在增长率方面，长三角城市群 10 年间的年均增长率为 1.39%，伴随着区域一体化范围的逐步扩大以及战略定位的改变，长三角城市群对“两高一资”企业的遏制力度逐渐加大，区域产业结构调整也持续深化，反映到耦合协调度的变化上，从 2015 年开始，长三角城市群耦合协调度的增速加快，其年均增长率达到了 2.06%。

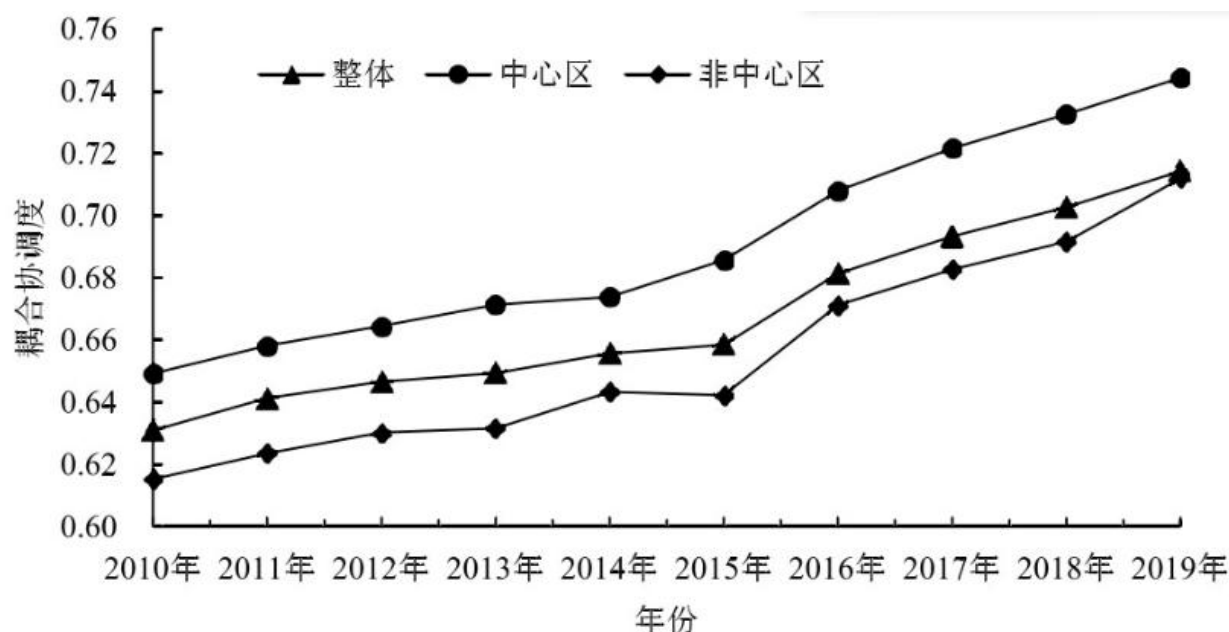


图 2 整体及区域层面的耦合协调度

3.1.2 区域层面

2019 年公布的《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》中提出，以上海市，江苏省的南京、无锡、常州、苏州、南通、扬州、镇江、泰州、盐城，浙江省的杭州、宁波、温州、湖州、嘉兴、绍兴、金华、舟山、台州，安徽省的合肥、芜湖、马鞍山、铜陵、安庆、滁州、池州、宣城等 27 个城市为中心区，故本文将长三角城市群分为中心和非中心区（非中心区具体包括徐州、淮安、衢州、丽水、连云港、宿迁、蚌埠、黄山、淮北、淮南、宿州、六安、亳州、阜阳 14 个城市），据此来分析生态—产业协调发展水平的区域差异。图 2 显示，2010—2019 年，长三角中心区的耦合协调度始终高于非中心区，具体来看，中心区和非中心区的产业发展水平要滞后于生态环境水平，但非中心区两系统之间的差距明显要大于中心区。在年均增长率方面，非中心区耦合协调度的增速要快于中心区，年均增长率分别为 1.63%、1.53%。同整体发展趋势一致，2015 年以后中心区和非中心区耦合协调度的增速明显加快，年均增长率分别为 2.07%、2.61%，此时非中心区的增速仍高于中心区，可能的原因是：近年来苏北和皖北地区在“生态+”行动、构建产业生态链和承接产业转移等方面的实践为提高非中心区生态—产业协调发展水平奠定了基础。

3.1.3 地级市层面

图 3 表明，沿西北到东南方向，长三角城市群生态—产业的协调发展水平出现由低向高的变化趋势。在研究期间，长三角城市群所有城市的生态—产业协调发展水平平均有所提高。2010 年，铜陵、淮北、安庆、马鞍山、池州、蚌埠、苏州和衢州 9 个城市的生态—产业协调发展水平较低，其耦合协调度均低于 0.6。到 2019 年，这 9 个城市脱离了生态—产业协调发展的初级阶段，长三角城市群整体实现了阶段性的跨越。在长三角城市群中，到 2019 年，仅上海、合肥两市迈入了生态—产业协调发展的

优质阶段，上海的产业发展水平和合肥的生态环境水平分别在长三角 41 个城市中处于最高，这是两市协调发展水平高的重要原因。从年均增长率来看，苏州（3.72%）最高，台州（0.52%）最低，苏州的生态环境得分从 2010 年的 0.235 8 提升到 2019 年的 0.499 6，生态环境的有效改善推动了苏州市生态—产业协调发展水平的快速提高。

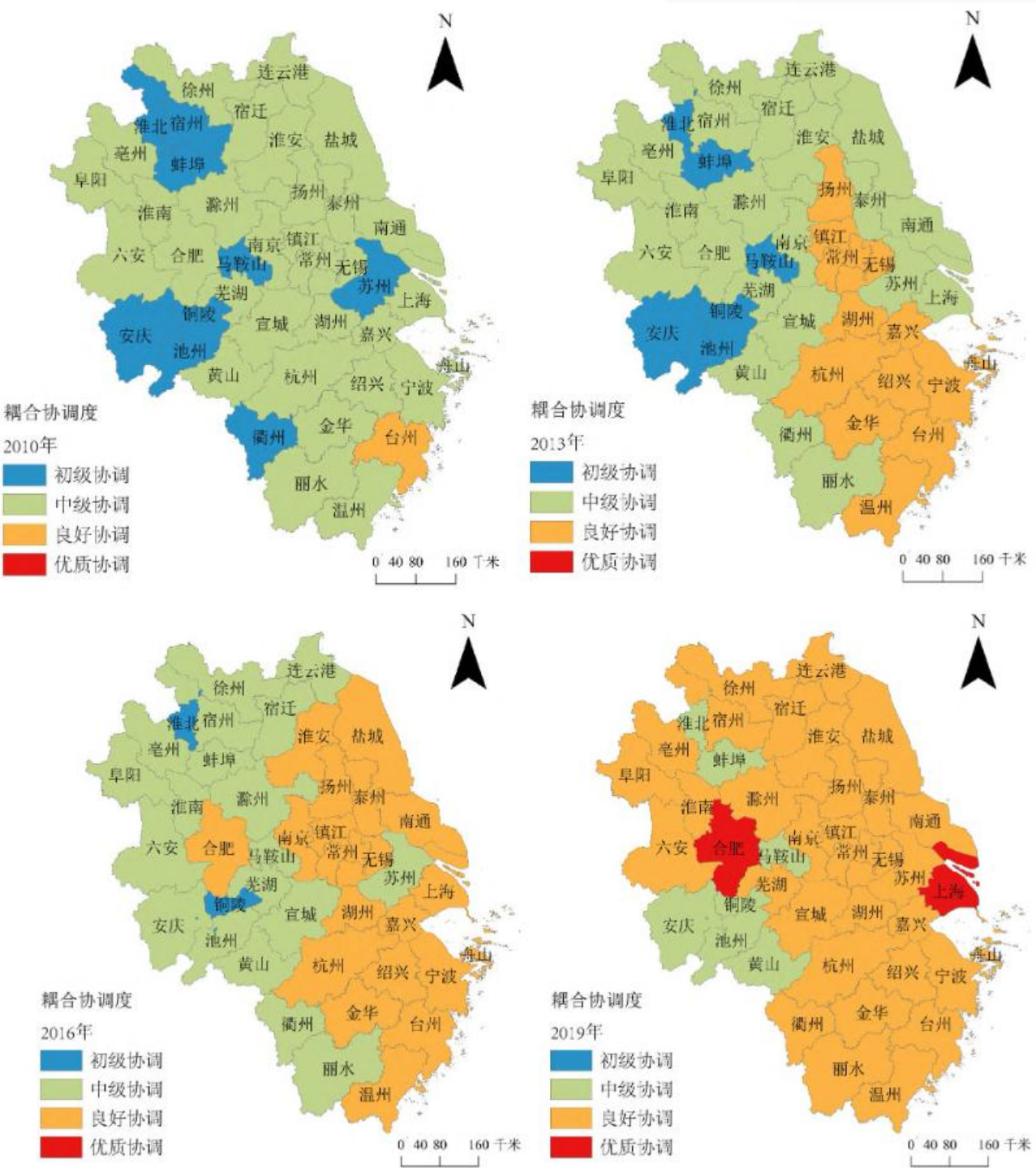


图 3 长三角城市群耦合协调度的空间分布

注：本图根据国家标准地图服务网站提供的审图号为 GS(2020)3189 号的标准地图绘制，底图无修改。

3.2 基准回归结果分析

根据面板数据的特点，分别选用混合最小二乘回归、固定效应和随机效应模型来研究环境规制对长三角城市群生态—产业协调发展的影响，并利用 F 检验、LM 检验和 Hausman 检验判断选用哪种模型。考虑到模型中可能存在自相关问题，故选择聚类稳健标准误下的固定和随机效应模型，并采取过度识别检验（*xtoverid*）来确定最终使用的模型方法。F 检验、*xtoverid* 检验中 P 值均为 0，表明应选取固定效应模型来分析双重环境规制产生的影响。表 4 展示了全样本和分区域下的基准回归结果。

表 4 基准回归结果

变量	全样本			分区域	
	列 (1)	列 (2)	列 (3)	列 (4)	列 (5)
ER	0.005 1*** (3.00)	—	0.004*** (2.78)	0.003 7* (1.79)	0.005 1*** (3.29)
Density	—	-5.02e-06 (-0.11)	-1.32e-06 (-0.03)	2.51e-05 (0.55)	-4.41e-05* (-1.84)
Wage	—	0.010 9*** (4.86)	0.010 2*** (4.73)	0.006 9* (1.94)	0.003 5 (1.35)
GDP	0.013 3*** (10.55)	0.006 7*** (4.04)	0.007 1*** (4.54)	0.007 9*** (3.81)	0.018 5*** (6.65)
FDI	2.00e-05 (0.37)	-1.56e-05 (-0.25)	-2.48e-05 (-0.41)	-2.82e-05 (-0.45)	1.03e-04 (0.67)
FPD	-0.022 6 (-1.08)	-0.032 3* (-1.88)	-0.025 4 (-1.46)	-0.015 9 (-0.68)	-0.028 1 (-1.34)
INN	0.007 9*** (3.39)	0.009 3*** (5.41)	0.008 9*** (4.56)	0.008 9*** (4.52)	0.019 4 (0.55)
Cons	0.560 0*** (29.63)	0.567 0*** (17.64)	0.552 0*** (18.43)	0.536 0*** (15.48)	0.581 0*** (30.42)

F 检验					
(P 值)	42.74 (0.000 0)	39.20 (0.0000)	40.32 (0.0000)	41.58 (0.000 0)	50.54 (0.000 0)
xtoverid					
(P 值)	28.968 (0.000 0)	28.11 (0.000 1)	33.192 (0.000 0)	99.439 (0.000 0)	249.135 (0.000 0)
样本数	410	410	410	270	140

注：上角标*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的水平下显著；括号内为对应系数的 t 值。表 6 同。

3.2.1 全样本回归分析

表 4 中列（1）～列（3）分别展示了全样本下双重环境规制对长三角城市群生态—产业协调发展影响的回归结果。由列（3）的结果可知，正式环境规制的系数在 1%的水平下显著为正，表明此时正式环境规制通过产业转移、转型路径产生的激励效应占主导，有利于长三角全域生态—产业协调发展。非正式环境规制中，收入水平的系数显著为正，表明收入水平对生态—产业协调发展产生的激励效应更明显，收入水平的提高会加大民众通过直接和间接路径参与环境保护的力度，企业在这两种路径的激励下开始减少污染，优化生产，因此有助于生态—产业协调发展；人口密度的系数不显著，原因在于单位面积人口的增加意味着对环境实施监督的人数增多，这会刺激企业减少污染排放，但是民众的环境监督也会挤占企业和政府对绿色转型和创新的投入，从而约束产业优化转型，因此出现正负抵消现象，导致人口密度不显著。

技术创新的系数在 1%的水平下显著为正，表明技术创新促进了长三角全域生态—产业协调发展，技术创新带来的新技术、新方法使得污染减少和产业优化成为可能，因此有助于地区生态—产业协调发展。在控制变量中，地区经济发展水平对长三角全域生态—产业协调发展产生了显著的正向影响，主要是因为经济总量高的地区能率先关注到环境质量、产业结构等影响今后发展的关键性问题，因此会在环境优化和产业发展方面给予更多资金支持。外商直接投资和财政分权的系数均为负，但都不显著。

3.2.2 区域异质性分析

表 4 中列（4）和列（5）分别展示了区域异质性地双重环境规制对生态—产业协调发展影响的回归结果。列（4）显示，在长三角中心区，正式环境规制和非正式环境规制中收入水平的系数值均为正，且通过了显著性检验，人口密度的系数值为正但不显著，这与全样本下的结果一致。列（5）显示，在长三角非中心区，正式环境规制的系数值也显著为正，表明正式环境规制在非中心区也产生了优化作用；非正式环境规制中人口密度的系数显著为负，收入水平不显著，意味着非正式环境规制在非中心区发挥的挤占效应大于激励效应，不利于生态—产业协调发展。对比可知，非正式环境规制在中心区和非中心区产生的影响方向不同，其背后的原因可能在于：长三角中心区较高的收入水平激发了民众对高质量生活的追求，民众自发参与到环境保护中去，因此这种“自下而上”的民众环保参与方式能成为正式环境规制的补充，发挥生态—产业协调发展的优化作用，而相对于中心区，非中心区民众参与环境保护的人数较少，环保意识也不强，有关部门建立的投诉渠道不够完善。在这种情况下，非正式环境规制未能产生优化效果，环境规制的责任需要政府承担。

3.2.3 稳健性检验

为验证基准回归结果的可靠性，本文采取替换核心解释变量和估计方法来对全样本下的回归结果进行稳健性检验：（1）参

考孙慧等[9]的研究，首先对各省的政府工作报告进行分词处理，并统计环境相关词汇的词频占比，然后将环境相关词汇的词频占比与城市规模以上工业企业占比的乘积作为正式环境规制的替代变量；在非正式环境规制中，选取居民人均可支配收入来作为收入水平的替代变量。稳健性检验的结果表明，正式型环境规制和收入水平的系数均显著，分别为 0.020 3、3.65e-06，人口密度不显著；其余变量的符号及显著性也与基准回归的结果基本符合，表明基准回归通过稳健性检验。（2）董会忠等[30]指出，面板 Tobit 模型可以提高受限因变量回归结果的准确性。考虑到耦合协调度的取值范围在 0~1 之间，因此选取面板 Tobit 模型来进行稳健性检验。回归结果显示：正式环境规制和非正式环境规制中收入水平的系数值均显著，分别为 0.003 6、0.011 0，人口密度不显著，其余变量的符号和显著性也基本不变，表明基准回归通过稳健性检验。

3.3 门槛效应回归结果分析

3.3.1 门槛效应检验

由表 5 的检验结果可知，全样本下技术创新存在单一门槛效应，其门槛值为 8.479 3；分区域视角下，长三角中心区存在单一门槛效应，且门槛值与全样本下一致，非中心区不存在门槛效应。

表 5 门槛效应检验

门槛变量：	全样本		中心区		非中心区
INN	单一门槛	双重门槛	单一门槛	双重门槛	单一门槛
F 值	25.32	2.43	29.03	5.96	6.92
P 值	0.028 0	0.986 0	0.040 0	0.782 0	0.410 0
10%临界 值	17.158 8	23.2876	21.4442	40.715 2	13.867 6
5%临界值	22.393 1	37.376 1	27.012 4	55.796 4	16.670 4
1%临界值	32.737 3	59.909 4	44.947 0	91.254 9	22.761 6

注：F 值和 P 值根据 Bootstrap 法抽样 500 次计算得到。

3.3.2 回归结果分析

表 6 展示了全样本和中心区门槛效应的回归结果。在全样本下，正式环境规制与长三角全域生态—产业协调发展之间存在非线性关系。当技术创新水平低于 8.479 3 时，正式环境规制发挥了显著的正向推动作用，系数值为 0.003 4，当技术创新水平跨越 8.479 3 的门槛值后，正式环境规制的系数为 0.015 1，对生态—产业协调发展的推动作用更大。就目前而言，长三角城市群总体技术创新水平的平均值为 3.963 1，低于门槛值。从地级市的角度看，大多数地级市的技术创新水平也都低于门槛值，这意味着长三角城市群的正式环境规制还需依靠技术创新水平的提升来发挥更大优化作用。

表 6 门槛效应估计结果

变量	全样本	中心区
Density	-1.30e-05 (-0.35)	9.68e-06 (0.22)
Wage	0.010 6*** (6.50)	0.006 7*** (3.25)
GDP	0.008 6*** (7.14)	0.009 7*** (7.09)
FDI	-4.04e-05 (-1.12)	-4.61e-05 (-1.28)
FPD	-0.001 9 (-0.10)	0.004 7 (0.19)
ER • I (INN ≤ 8.479 3)	0.003 4*** (2.66)	0.002 8* (1.70)
ER • I (INN > 8.479 3)	0.015 1*** (5.95)	0.015 1*** (5.85)
常数项	0.564 0*** (22.06)	0.557 0*** (16.24)
样本数	410	270

考虑到区域异质性后，中心区在技术创新水平较低时，正式环境规制产生的推动作用较小，当技术创新水平跨越门槛值后，正式环境规制的“补偿创新效应”更加明显，对生态—产业协调发展的推动作用更大。对比门槛效应的回归结果可以发现，当技术创新水平低于 8.473 9 时，中心区正式环境规制的系数值小于全样本下的系数值，当跨越门槛值后，中心区正式环境规制的系数值与全样本下一致，表明在不同的技术创新水平下，正式环境规制都是在长三角整体中产生的推动作用更大。

4 结论及启示

4.1 结论

本文以长三角城市群 41 个地级及以上城市为例，运用耦合协调度模型来测度生态—产业协调发展水平，并借助面板固定效应以及门槛效应模型实证分析双重环境规制对生态—产业协调发展的影响及不同技术创新水平下正式环境规制的作用效果差异，得到的结论如下：

(1) 2010—2019 年生态环境与产业发展耦合协调度的测算结果表明：长三角城市群的生态—产业协调发展水平整体呈现上升趋势，到 2019 年，长三角城市群整体迈入了生态—产业协调发展的中级阶段；长三角中心区的生态—产业协调发展水平高于非中心区，但年均增长率低于非中心区。

(2) 基准回归结果表明：整体视角下，正式环境规制推动了长三角城市群生态—产业协调发展；非正式环境规制中收入水平产生了推动作用，而人口密度不显著。分区域视角下，长三角中心区中双重环境规制对生态—产业协调发展产生的影响与整体视角下一致；非中心区中正式环境规制对生态—产业协调发展产生了推动作用，非正式环境规制未产生推动作用。

(3) 门槛回归结果表明：以技术创新水平为门槛变量时，正式环境规制对长三角城市群生态—产业协调发展的影响存在单一门槛效应，对中心区的样本研究中也同样证明了单一门槛效应的存在，并且门槛值与全样本下一致，但技术创新在全样本和中心区中产生的调节作用存在差异；目前，长三角城市群的技术创新水平还未跨越门槛值，说明正式环境规制对生态—产业协调发展的优化作用还未得到有效发挥。

4.2 启示

(1) 各城市可以在结合自身生态环境和产业发展现状的前提下，借鉴协调发展水平较高地区的成功经验，做好区域间的融合交流，将生态文明建设理念融入产业发展中去，积极探索恰当的协调发展方式并认真落实产业优化与环境保护方案。

(2) 根据双重环境规制产生的影响，从正式和非正式环境规制两方面入手以提高环境规制对生态—产业协调发展的优化效果。对于正式环境规制，政府作为正式环境规制的主导者，应根据本地环境污染和产业发展状况来适当提高环境规制的强度。具体来说，政府可以通过奖（例如加大环保补贴、税收减免力度）、惩（例如提高对违规主体的处罚力度）结合的方式来激励企业形成“生态+”理念，推动产业生态化、绿色化发展；同时，在调整环境规制力度之余，有关部门也要对环境规制的实施情况进行监督，以防寻租现象的出现而影响环境规制有效性。对于非正式环境规制，社会各界应合力发挥非正式环境规制的积极效果，尤其是对于非正式环境规制优化作用还未显现的长三角非中心区。首先，对于群众性环保组织的建设与发展，政府部门要予以引导和支持；其次，应通过教育和宣传方式突出民众在环境保护的主体地位，鼓励更多的民众关注并参与到环境保护中来；最后，应提高环境信息的公开透明度，维护民众的知情权，并通过完善信访制度、投诉渠道等方式来拓宽民众多元化参与的路径。

(3) 发挥环境规制的优化效果之余，也应该重视技术创新所发挥的有效调节作用，通过提高技术创新水平以激发正式环境规制更大的推动作用。在技术创新上，应采取资金支持、政策帮扶、人才引进等多种形式来帮助各类型企业提高技术创新水平，同时要加强生态、产业与科技创新间的融合交流，实现以科技创新推动生态—产业协调发展。

参考文献

- [1] 张小筠, 刘戒骄. 新中国 70 年环境规制政策变迁与取向观察[J]. 改革, 2019(10):16-25.
- [2] 郑晓舟, 郭晗, 卢山冰, 等. 中国十大城市群环境规制与产业结构升级的耦合协调发展研究[J]. 经济问题探索, 2021(6):93-111.

-
- [3] 薛黎明, 赵桔, 郑志学, 等. 基于 Lotka-Volterra 模型的煤炭产业与环境系统协调性研究[J]. 地域研究与开发, 2020, 39(5):150-155.
- [4] 赵惠, 吴金希. 基于环境库兹涅茨曲线的京冀区际环境污染转移的测度研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(5):90-97.
- [5] 袁晓玲, 李浩, 邸勃. 环境规制强度、产业结构升级与生态环境优化的互动机制分析[J]. 贵州财经大学学报, 2019, 198(1):73-81.
- [6] PORTER M E. America's green strategy[J]. Scientific American, 1991, 264(4):168.
- [7] 张婷, 李泽辉, 崔婕. 绿色金融、环境规制与产业结构优化[J]. 山西财经大学学报, 2022, 44(6):84-98.
- [8] 郭凌军, 刘嫣然, 刘光富. 环境规制、绿色创新与环境污染关系实证研究[J]. 管理学报, 2022, 19(6):892-900.
- [9] 孙慧, 扎恩哈尔·杜曼. 异质性环境规制对城市环境污染的影响: 基于静态和动态空间杜宾模型的研究[J]. 华东经济管理, 2021, 35(7):75-82.
- [10] 秦炳涛, 余润颖, 葛力铭. 环境规制对资源型城市产业结构转型的影响[J]. 中国环境科学, 2021, 41(7):3427-3440.
- [11] 杨丹, 周萍萍, 周玮庆. 绿色创新、环境规制影响产业高质量发展机制研究: 基于调节效应和门槛效应的分析[J]. 经济问题探索, 2020(11):121-131.
- [12] SINN H W. Public policies against global warming:A supply side approach[J]. International Tax and Public Finance, 2008, 15(4):360-394.
- [13] 陆孟慈. 正式和非正式环境规制对中国制造业环境绩效和经济绩效的影响研究[J]. 统计与管理, 2021, 36(9):10-17.
- [14] 郑晓舟, 郭晗, 卢山冰. 双重环境规制与产业结构调整: 来自中国十大城市群的经验证据[J]. 云南财经大学学报, 2021, 37(3):1-15.
- [15] 孙玉阳, 穆怀中, 范洪敏, 等. 环境规制对产业结构升级异质联动效应研究[J]. 工业技术经济, 2020, 39(4):89-95.
- [16] 殷宇飞, 杨雪锋. 环境规制、技术创新与城市产业结构升级: 基于 113 个城市样本数据[J]. 江汉论坛, 2020(4):48-55.
- [17] 张倩, 林映贞. 双重环境规制、科技创新与产业结构变迁: 基于中国城市面板数据的实证检验[J]. 软科学, 2022, 36(1):37-43.
- [18] 李菁, 李小平, 郝良峰. 技术创新约束下双重环境规制对碳排放强度的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(9):34-44.
- [19] 孙红梅, 雷喻捷. 长三角城市群产业发展与环境规制的耦合关系: 微观数据实证[J]. 城市发展研究, 2019, 26(11):19-26.

-
- [20] 李强. 产业升级与生态环境优化耦合度评价及影响因素研究：来自长江经济带 108 个城市的例证[J]. 现代经济探讨, 2017(10):71-78.
- [21] 崔耕瑞. 中国产业高质量发展水平测度及评价[J]. 统计与决策, 2022, 38(5):85-90.
- [22] 申开丽, 张盈盈, 姜利杰, 等. 浙江省环境规制与产业结构的耦合协调分析[J]. 环境污染与防治, 2020, 42(6):795-800.
- [23] 田艳芳, 周虹宏. 上海市城市生态环境质量综合评价[J]. 生态经济, 2021, 37(6):185-192.
- [24] 李豫新, 欧国刚. 黄河流域新型城镇化协调发展的空间分异及动力因素分析[J]. 调研世界, 2022(2):31-40.
- [25] 冯斐, 冯学钢, 侯经川, 等. 经济增长、区域环境污染与环境规制有效性：基于京津冀地区的实证分析[J]. 资源科学, 2020, 42(12):2341-2353.
- [26] 沈钊, 屈小娥. 公众参与对中国雾霾污染的影响研究[J]. 统计与信息论坛, 2022, 37(7):119-128.
- [27] PARGAL S, WHEELER D. Informal regulation of industrial pollution in developing countries:Evidence from Indonesia[J].Journal of Political Economy, 1996, 104(6):1314-1327.
- [28] 贯君, 苏蕾. 双重环境规制下政府经济竞争对绿色高质量发展的影响[J]. 中国环境科学, 2021, 41(11):5416-5426.
- [29] 张治栋, 陈竞. 环境规制、产业集聚与绿色经济发展[J]. 统计与决策, 2020, 36(15):114-118.
- [30] 董会忠, 韩沅刚. 长江经济带城市群环境规制效率时空演变及影响因素[J]. 长江流域资源与环境, 2021, 30(9):2049-2060.