

# 政府环境审计、地方政府注意力对区域环境质量的影响\*

○兰州大学管理学院 曹凌燕 孙钦锋

**摘要：**以2013—2024年中国30个省(自治区)的政府环境审计数据为研究样本，引入政府环境注意力配置为中介变量，系统探究政府环境审计对区域环境质量影响的机制与路径。采用文本分析与实证分析相结合的方法，检验政府环境审计、政府环境注意力配置与区域环境质量的关系，并从府间协同治理、市场化水平两个维度开展异质性分析。结果表明：政府环境审计能通过增强环境注意力强度与持续性，优化注意力配置结构并调整环境治理资源投入规模，进而提升区域环境质量；府间协同治理程度高、市场化水平高的地区，政府环境审计改善区域环境的效应更为突出，印证了“有效市场和有为政府相结合”在生态治理领域的实践价值。因此，提出强化环境审计力度、优化注意力配置、提升协同治理与市场化水平、实施差异化审计等政策建议，为提升区域环境治理效能、推动生态保护与高质量发展深度融合提供理论支撑与实践参考。

**关键词：**政府环境审计；区域环境质量；地方政府注意力；协同治理

**中图分类号：**F239.4

## 一、引言

2021年审计署印发《“十四五”国家审计工作发展规划》，明确提出新时代环境审计要以加快推动绿色低碳发展，改善生态环境质量，提高资源利用效率，助力美丽中国建设<sup>[1]</sup>；党的二十届四中全会提出加快经济社会发展全面绿色转型，建设美丽中国，为环境审计划定了新方向和赋予新使命。学术界围绕政府环境审计与环境治理绩效展开了丰富探讨。曾昌礼等<sup>[2]</sup>通过实证研究发现，政府环境审计显著提升了区域环境绩效；蔡春等<sup>[3]</sup>研究揭示了政府环境审计对提升上市公司环境信息披露水平与质量具有积极作用；郑开放等<sup>[4]</sup>认为，政府环境审计在多个地区和不同环境问题均显示具有显著的促进作用。

“注意力”概念被广泛应用于心理学、管理学、经济学等社会科学领域。邵玉香<sup>[5]</sup>基于组织注意力理论，探究政府注意力对环境治理绩效的影响；王印红等<sup>[6]</sup>通过地方政府工作报告的文本，研究了地方政府注意力分配及变化特征；张宁

等<sup>[7]</sup>基于治水流程闭环与政府间协同视角，聚焦水环境协同治理的时空演化特征以及多因素作用机制；秦浩<sup>[8]</sup>认为，地方政府在环境治理中存在依赖上级政策，注意力配置结构有待优化，职权界定有待明确等问题。

本研究以2013—2024年中国30个省(自治区)政府环境审计数据为研究样本，采用文本分析与实证分析方法，探究政府环境审计对区域环境质量的影响，以及政府环境注意力配置在二者之间的中介作用机制。研究的创新点体现在两个方面：第一，从政府注意力视角，构建政府环境审计影响区域环境质量的中介效应分析框架，丰富政府环境审计治理机制的研究维度；第二，针对政府间协同能力与市场化水平开展异质性分析，探究“十五五”时期政府环境审计发挥作用的边界条件，为制定差异化环境审计政策提供经验。

## 二、理论分析及研究假设

杨道广等<sup>[9]</sup>认为，政府环境审计作为嵌入环境治理体系的外部监督机制，具有超然独立性与

\* 基金项目：甘肃省哲学社会科学规划项目阶段性研究成果“黄河流域生态保护与高质量发展背景下兰西城市群生态环境协同治理机制与路径研究”(2023YB053)。

第一作者简介：曹凌燕(1978—)，兰州大学管理学院，博士，副教授。主要研究方向：环境审计、生态保护与可持续发展、府际关系。

权威性；王兵<sup>[10]</sup>从“监督约束”与“理念引导”两个维度探讨了环境审计对环境的影响路径；谢柳芳等<sup>[11]</sup>研究认为，环境审计将环保绩效纳入官员考核体系，推动地方政府执政理念从经济增长优先，向生态-经济协同发展转变；吴勋等<sup>[12]</sup>的研究表明，政府环境审计通过事前预警、事中跟踪、事后整改的全链条监督，显著降低了环境污染水平，抑制了地方政府环境治理的短视行为。

据此本研究提出假设 H1：在其他条件相同的情况下，政府环境审计强度越大，区域环境质量越好。

叶邦银等<sup>[13]</sup>认为，审计署特派办的上层监督压力与公众基于审计结果产生的环境诉求，会倒逼地方政府将环保议题列为工作重点；蔡春等<sup>[14]</sup>研究认为，政府审计将环境治理成效与地方政绩考核关联，可以引导政府政策制定向扶持绿色产业倾斜。说明政府环境审计可以通过提升政府环境注意力强度，构建“审计介入—注意力聚焦—资源倾斜—污染减排”的作用路径，进而改善区域环境质量。

据此本研究提出假设 H2：在其他条件相同的情况下，政府环境审计能显著增强政府环境注意力强度，后者在政府环境审计与区域环境质量的关系中发挥中介作用。

郑开放等<sup>[4]</sup>认为，政府环境审计由国家强力保障实施，审计署特派办的跨区域监督与环境审计项目的常态化开展，能形成稳定的环保监督预期；此外，审计结果的公开透明，可建立“政府主导—公众反馈—政策优化”的互动机制，迫使地方政府出台污染治理政策。可见，政府环境审计通过增强政府环境注意力的持续性，为环境质量改善提供稳定动力。

据此本研究提出假设 H3：在其他条件相同的情况下，政府环境审计能显著增强政府环境注意力持续性，后者在政府环境审计与区域环境质量的关系中发挥中介作用。

### 三、研究方法

#### (一) 样本选择与数据来源

本研究选取 2013—2024 年中国 30 个省(自治区)(不含香港、澳门、台湾及西藏)的政府环境审计数据作为研究样本。为保证结果准确性，由于西藏 2016 年及以后并未披露工业废水排放量，剔除处理后最终获得 353 个样本。数据来源包括：《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国审计

年鉴》《生态环境状况公报》以及各省(自治区)《政府工作报告》。对于少量缺失数据，采用线性插值法补齐。

#### (二) 评价指标和影响因素

##### 1. 区域环境质量(被解释变量)

借鉴郑开放等<sup>[4]</sup>的研究方法，以工业废水排放量和工业二氧化硫排放量的加权平均数衡量区域环境质量，权重取  $\alpha=\beta=1/2$ 。考虑到政府环境审计的影响可能存在滞后效应，采用区域  $t+1$  期的环境排放指标进行测度。具体计算公式为：

$$D_G = (\ln W_{t+1})/2 + (\ln S_{t+1})/2$$

式中： $W_{t+1}$  为区域  $t+1$  期工业废水排放量， $S_{t+1}$  为区域  $t+1$  期工业二氧化硫排放量， $D_G$  为区域环境质量水平( $D_G$  数值越大，表明区域环境质量水平越差)。

##### 2. 政府环境审计(解释变量)

参考蔡春等<sup>[14]</sup>的研究，从省级地方审计机关与审计署两个层面衡量政府环境审计强度。手工统计《中国审计年鉴》列示的各省、区、市开展环境审计项目的数量，同时计算审计署在地方开展环境审计项目数量，以两类审计项目的数量总和衡量政府环境审计强度。

##### 3. 政府环境注意力配置(中介变量)

环境注意力强度：参考王印红等<sup>[6]</sup>的研究，选取省级地方政府工作报告中与环境相关的词汇进行词频统计，以词频数加 1 取自然对数值衡量政府环境注意力强度，数值越大，表明政府环境注意力强度越高。

环境注意力持续性：以当年地方政府工作报告中环境关键词的词频数占总字词数的比例与上年该比例的差值衡量。差值越小，表明政府环境注意力持续性越强。

##### 4. 影响因素(控制变量)

选取农业结构、工业结构、对外开放水平、人口密度、城市化水平、技术创新及年度效应对区域环境质量水平的影响作为影响因素。

各变量具体定义见表 1 所示。

表 1 各变量名称及具体定义

变量类型	变量名称	变量具体定义
被解释变量	区域环境质量水平( $D_G$ )	区域 $t+1$ 期工业废水和工业二氧化硫排放量的取自然对数的平均数
解释变量	政府环境审计( $E_d$ )	审计署、审计厅开展环境审计项目数量的总和

续表 1

变量类型	变量名称	变量具体定义
中介变量	政府环境注意力强度( $E_1$ )	省级政府工作报告中环保词频加1取自然对数
	政府环境注意力持续性( $E_P$ )	当年地方政府工作报告环境词频数占总字数数量的比例与上一年该比例的差值
控制变量	对外开放水平( $F_D$ )	外商直接投资的实际使用金额取自然对数
	人口密度( $P_e$ )	单位土地面积上的人口数量取自然对数
	城市化水平( $U_r$ )	城镇人口占总人口的比例
	技术创新( $I_n$ )	地区限额以上工业企业获得的发明专利平均数
	农业结构( $A_s$ )	地区农业生产总值占实际GDP的比例
	工业结构( $I_s$ )	地区工业生产总值占实际GDP的比例

(三) 模型构建

为检验区域环境质量水平与政府环境审计的相关关系、政府环境注意力强度和持续性的中介作用, 构建如下模型: 其中。

$$D_{G(i,t+1)} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{d(i,t)} + \sum C_{n(i,t)} + \varepsilon_{(i,t)}; \quad (1)$$

$$E_{1(i,t)} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{d(i,t)} + \sum C_{n(i,t)} + \varepsilon_{(i,t)}; \quad (2)$$

$$D_{G(i,t+1)} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{d(i,t)} + \alpha_2 E_{1(i,t)} + \sum C_{n(i,t)} + \varepsilon_{(i,t)}; \quad (3)$$

$$E_{P(i,t)} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{d(i,t)} + \sum C_{n(i,t)} + \varepsilon_{(i,t)}; \quad (4)$$

$$D_{G(i,t+1)} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{d(i,t)} + \alpha_2 E_{P(i,t)} + \sum C_{n(i,t)} + \varepsilon_{(i,t)} \circ \quad (5)$$

式中:  $D_{G(i,t+1)}$  为区域环境质量水平,  $E_{d(i,t)}$  为政府环境审计强度,  $E_{1(i,t)}$  为政府环境注意力强度,  $E_{P(i,t)}$  为政府环境注意力持续性,  $C_{n(i,t)}$  为影响因素(控制变量),  $\varepsilon_{(i,t)}$  为残差,  $i$  为省份或区域,  $t$  为年份。

四、结果与分析

(一) 描述性统计

由表 2 可知, 区域环境质量均值为 9.34、标准差为 1.10、最小值为 1.32、最大值为 12.25, 说明我国各区域环境质量存在明显差异; 政府环境审计的均值为 1.98、标准差为 1.41、最大值为 9.00, 表明不同省(自治区)政府环境审计强度具有显著差别; 政府环境注意力强度均值为 5.68、政府环境注意力持续性均值为 0.03, 表明政府对环境保护与治理环境污染较为重视, 但对持续推进生态保护可能后续乏力。

表 2 主要变量描述性统计结果

统计量	$D_G$	$E_d$	$E_1$	$E_P$	$F_D$	$P_e$	$U_r$	$I_n$	$A_s$	$I_s$
平均值	9.34	1.98	5.68	0.03	5.55	5.75	0.64	0.25	0.07	0.49
中位数	9.47	2.00	6.03	0.02	5.45	1.60	0.64	0.10	0.08	0.49
标准差	1.10	1.41	0.93	0.30	0.27	0.88	1.51	0.46	0.27	0.10
最小值	1.32	0	3.18	-0.06	3.42	1.60	0.61	0	0.07	0.15
最大值	12.25	9.00	6.92	0.05	8.13	7.88	0.65	5.84	0.08	0.91
样本量	353	353	353	353	353	353	353	353	353	353

注:  $D_G$  为区域环境质量水平,  $E_d$  为政府环境审计,  $E_1$  为政府环境注意力强度,  $E_P$  为政府环境注意力持续性,  $F_D$  为对外开放水平,  $P_e$  为人口密度,  $U_r$  为城市化水平,  $I_n$  为技术创新,  $A_s$  为农业结构,  $I_s$  为工业结构。

(二) 基础模型回归

由表 3 可知, 在控制年度效应的情况下, 政府环境审计对区域环境质量水平的回归系数为 -0.024, 且在 1% 水平上显著负相关。考虑到区域环境质量水平数值越大表示污染越严重, 负相关关系说明地方政府环境审计强度越大, 地区污染

排放量越少, 区域环境质量越好, 从而验证了假设 H1。

此外, 城市化水平、农业结构以及工业结构等与区域环境质量也存在显著相关关系, 因此会影响地方政府环境治理的财政支出规模与投向, 从而影响区域环境质量。

表 3 基础模型[模型(1)]的回归结果

影响因素	回归系数	影响因素	回归系数
政府环境审计	-0.024*** (-1.145)	农业结构	-2.957** (-2.55)
对外开放水平	-0.056 (-1.30)	工业结构	2.094*** (3.20)
人口密度	0.875*** (11.59)	年份	Yes
城市化水平	-0.001 (-0.20)	常数	-1.686 (-0.02)
技术创新	-0.279*** (-4.97)	决定系数( $R^2$ )	0.904
		样本量	353

注：\*\*\*和\*\*，分别表示在 1% 和 5% 水平上显著，括号内数值为聚类稳健性  $t$  值。

(三) 政府环境审计的作用机制

由表 4 可知，政府注意力强度及注意力持续性对政府环境审计影响的回归系数分别在 10%、5% 水平上显著为正，说明政府环境审计能够有效提高政府环境注意力的强度和持续性。

表 4 注意力对审计影响的回归结果

影响因素	不同模型回归系数	
	模型(2)	模型(4)
政府环境审计	0.062* (1.976)	0.004** (2.326)
控制变量	Yes	Yes
年份	Yes	Yes
常数	1.747* (2.263)	0.025 (0.735)
决定系数( $R^2$ )	0.035	0.017
样本量	353	353

注：\*\*和\*，分别表示在 5% 和 10% 水平上显著，括号内数值为聚类稳健性  $t$  值。

由表 5 可知，加入政府环境注意力强度及持续性变量后，政府环境审计对区域环境质量负向影响依然显著，且注意力变量本身也显著为负，说明政府环境注意力强度与持续性在政府环境审计影响区域环境质量的过程中发挥了部分中介效应，验证了假设 H2、H3。

表 5 环境质量对审计和注意力影响的回归结果

影响因素	不同模型回归系数	
	模型(3)	模型(5)
政府注意力强度	-0.592*** (-2.237)	

续表 5

影响因素	不同模型回归系数	
	模型(3)	模型(5)
政府注意力持续性		-0.175** (-3.001)
政府环境审计	-0.014* (-2.460)	-0.022** (-3.450)
控制变量	Yes	Yes
年份	Yes	Yes
常数	-0.483 (-1.028)	-0.411 (-1.152)
决定系数( $R^2$ )	0.535	0.547
样本量	353	353

注：\*\*\*、\*\*和\*，分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著，括号内数值为聚类稳健性  $t$  值。

(四) 模型的稳健性

为了克服权重赋予的主观性，借鉴郑开放等<sup>[4]</sup>的研究，以审计署、省级、地级市 3 个梯度的总项目数量作为政府环境审计的替代指标，共获得样本量 3474。由表 6 可知，不同等级政府环境审计对区域环境质量水平的影响仍在 10% 水平上显著，说明政府环境审计活动提升区域环境质量水平的作用仍然存在。

为剔除环境保护税改革等重大环保政策对回归结果的干扰，将样本年份区间调整为 2009—2014 年。由表 6 可知，政府环境审计对区域环境质量的促进作用依然显著。

为缓解反向因果产生的内生性问题，将政府环境审计变量滞后一期代入模型，由表 6 可知，回归系数在 5% 水平显著为负，说明政府环境审计对提升区域环境质量水平的促进作用稳定存在。

表 6 模型(1)稳健性检验

变量	模型(1)不同政府环境审计的回归系数		
	政府环境 审计梯度	调整样本 年份区间	政府环境 审计滞后
政府环境审计	-0.0412* (-3.1996)	-0.0241** (-4.2283)	-0.0201** (-2.7990)
控制变量	Yes	Yes	Yes
年份	Yes	Yes	Yes
常数	-1.1312 (-2.5523)	-0.3211 (-0.8197)	-0.2425 (-0.6773)
决定系数( $R^2$ )	0.044	0.418	0.587
样本量	3474	173	353

注：\*\*和\*，分别表示在 5% 和 10% 水平上显著，括号内数值为聚类稳健性  $t$  值。

## (五)模型的异质性

## 1. 地方政府协同、政府环境审计与区域环境质量的关系

自2008年审计署开展“三河三湖”环境审计以来,由中央牵头、地方审计机关相互配合的“上下审,交叉审”的环境审计模式逐步完善,这种“高位推动-地方协同”的科层协作模式,在一定程度上提升了地方政府环境治理的收益预期。本研究参考张宁等<sup>[7]</sup>对我国协同治理区域的分类,以水资源环境协同治理水平指数0.43为界,将全国各省份划分为高府际协同和低府际协同区域,并用模型(1)进行分组回归,以检验不同府际协同治理水平下,政府环境审计提升区域环境质量的效应差异。

由表7可知,在府际协同程度高的地区,政府环境审计变量的回归系数为-0.0281,且在5%的水平下显著;府际协同程度低的地区,政府环境审计变量的回归系数为-0.0012,且在10%的水平下显著。说明府际协同程度越高,政府环境审计对区域环境质量的改善作用越明显。

## 2. 市场化程度、政府环境审计与区域环境质量的关系

市场化程度与政府审计效果之间存在正相关关系,环境治理领域市场化程度的差异,也会改变环境审计对区域环境质量的影响。为此,选取各省2012—2024年人均GDP的中位数作为划分标准,将样本省份划分为高市场化程度和低市场化程度区域,用模型(1)进行回归分析。

由表7可知,在市场化程度高的地区,区域环境质量与政府环境审计关系的回归系数为-0.0190,显著性水平达到1%;在市场化程度低的地区,回归系数为-0.0165,显著性水平为10%。这说明市场化程度越高,政府环境审计对区域环境质量的改善作用越明显。

表7 模型异质性分析结果

影响因素	不同府际协同度模型(1)的回归系数		不同市场化度模型(1)的回归系数	
	府际协同度低	府际协同度高	市场化程度低	市场化程度高
EA	-0.0012* (-1.4943)	-0.0281** (-1.8661)	-0.0165* (-1.8727)	-0.0190*** (-2.6266)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年份	Yes	Yes	Yes	Yes

续表7

影响因素	不同府际协同度模型(1)的回归系数		不同市场化度模型(1)的回归系数	
	府际协同度低	府际协同度高	市场化程度低	市场化程度高
常数	-0.4454 (-1.1821)	-0.5467 (-1.1966)	-0.0547 (-0.0378)	2.3688 (1.4488)
组间差异	$P=0.0012$	$P=0.0011$		
决定系数( $R^2$ )	0.5077	0.5594	0.4211	0.4254
样本量	173	173	173	173

注:\*\*\*、\*\*和\*,分别表示在1%、5%和10%水平上显著,括号内数值为聚类稳健性t值。

## 五、结论与建议

## (一)结论

本研究基于2013—2024年中国省级行政区的面板数据,实证分析政府环境审计影响区域环境质量的机制与路径。研究表明,政府环境审计通过改变地方政府环境注意力的强度与持续性,优化政府注意力配置结构并调整环境治理资源投入规模,从而促进区域环境质量提升。府际协同效应越强、市场化程度越高的地区,政府环境审计对区域环境质量的提升作用越明显。政府环境审计通过构建“审计介入—注意力聚焦—资源倾斜—污染减排”的作用路径,向地方政府传递稳定的环保监督预期,同时吸引社会公众参与区域环境质量监督,形成“政府主导—公众反馈—政策优化”的互动机制,促进地方政府采取有效措施改善区域环境质量。

## (二)政策建议

## 1. 强化政府环境审计制度刚性,提升审计监督效能

完善政府环境审计法律法规体系,将环境政策执行情况、环保资金使用效益纳入环境审计范畴;加强审计信息公开力度,将审计结果与地方政府绩效考核挂钩,强化审计监督对生态环境治理的刚性约束,充分发挥环境审计的监督保障作用。

## 2. 优化政府注意力配置,聚焦环境治理重点领域

立足“十五五”时期生态环境全面改善的阶段性目标,建立环境治理议题的常态化关注机制;通过政府环境审计引导地方政府将注意力从经济增长转向经济增长与生态保护协同发展,加大对

生态修复工程、绿色技术创新等领域的资源投入, 培育壮大绿色生产力。

3. 深化多元协同治理, 构建共治共享生态治理体系

将地方政府、企业、社会公众纳入生态环境治理体系, 形成“有为政府、有效市场、社会参与”的协同治理格局; 扎实推进京津冀协同发展、长江经济带发展、粤港澳大湾区建设、长三角一体化发展、黄河流域生态保护和高质量发展等国家战略, 强化战略协同与政策衔接, 依托城市群、都市圈一体化发展强化府际协同治理。

4. 实施差异化的环境审计策略, 兼顾区域发展差异

针对东部市场化程度较高的地区, 强化环境审计对绿色低碳技术创新的引导作用, 将绿色产业发展、碳排放控制等指标纳入环境审计评价体系; 对于中西部地区, 适当加大审计帮扶力度, 通过技术指导、资金支持、经验交流等方式, 提升地方政府环境治理能力, 推动区域环境质量协同改善。

#### 参考文献:

- [1] 中央审计委员会办公室审计署, 中央审计委员会办公室、审计署关于印发《“十四五”国家审计工作发展规划》的通知[EB/OL]. (2021-06-22) [2026-03-11]. [https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2021-06/28/content\\_5621230.htm](https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2021-06/28/content_5621230.htm).
- [2] 曾昌礼, 李江涛. 政府环境审计与环境绩效改善[J]. 审计研究, 2018(4): 44-52.
- [3] 蔡春, 郑开放, 王朋. 政府环境审计对企业环境治理的影响研究[J]. 审计研究, 2021(4): 3-13.
- [4] 郑开放, 赵萱. 政府环境审计能够促进地区污染治理吗: 基于中国地级市 2008—2018 年的经验证据[J]. 西南大学学报(社会科学版), 2022, 48(4): 130-138.
- [5] 邵玉香. 政府注意力如何影响环境治理[D]. 福建·泉州: 华侨大学, 2019.
- [6] 王印红, 李娜, 张秀敏. 地方政府环境注意力配置及其影响因素研究: 基于省级政府工作报告的文本分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(5): 123-132.
- [7] 张宁, 李海洋, 张俊彪, 等. 中国水环境协同治理的时空演化特征及影响因素: 基于治水流程闭环与协同机制统筹的思考[J]. 中国环境科学, 2023, 43(12): 6763-6777.
- [8] 秦浩. 地方政府环境治理中的注意力配置: 基于 20 项省域生态环境保护政策的 NVivo 分析[J]. 环境保护与循环经济, 2020, 40(8): 77-84.
- [9] 杨道广, 张传财, 陈汉文. 内部控制、并购整合能力与并购业绩: 来自我国上市公司的经验证据[J]. 审计研究, 2014(3): 3-12.
- [10] 王兵. 行业工资率差异、就业份额偏离与产业结构升级: 基于省级面板数据的 GMM 分析[J]. 审计与经济研究, 2019, 34(5): 11-22.
- [11] 谢柳芳, 黄志忠, 吴伟荣. 政府环境审计、公众参与与环境治理绩效[J]. 经济研究, 2024(1): 189-205.
- [12] 吴勋, 姚卜丹. 政府环境审计、媒体监督与环境污染[J]. 审计研究, 2024(3): 14-26.
- [13] 叶邦银, 李辛熠, 徐怀宁. 政府审计对区域营商环境的治理效应研究: 基于抗逆力及其区域差异的视角[J]. 会计之友, 2024(4): 6-14.
- [14] 蔡春, 郑开放, 陈晔, 等. 政府环境审计对企业环境责任信息披露的影响研究: 基于“三河三湖”环境审计的经验证据[J]. 审计研究, 2019(6): 3-12.
- [4] 陈诗一, 许璐, 吴海鹏. “双碳”目标下中国产业链绿色低碳转型的理论阐释与实现路径[J]. 广东社会科学, 2024(5): 63-74.
- [5] 宋爱峰, 梁慧慧, 潘朗暄. “双碳”战略驱动河南省制造业绿色低碳转型路径研究[J]. 中州大学学报, 2023, 40(2): 45-49.
- [6] 王珊珊. 数字贸易对制造业绿色低碳转型的影响研究[J]. 商业研究, 2024(4): 23-31.
- [7] 刘承毅, 李欣. 环境规制对高碳制造业绿色低碳发展的影响: 基于数字技术的调节效应[J]. 首都经济贸易大学学报, 2023, 25(3): 18-31.
- [8] 胡灵珊, 熊萍萍. 绿色技术创新如何助推制造业企业低碳转型[J]. 生态经济, 2024, 40(12): 63-70.
- [9] 甘行琼, 许启凡, 袁一杰. 区域工业绿色转型试点、财政压力与制造业低碳发展[J]. 财政研究, 2022(9): 104-119.
- [10] 戴厚良, 陈建峰, 袁晴棠, 等. 我国化工石化产业绿色低碳转型发展研究[J]. 中国工程科学, 2024, 26(6): 223-232.
- [11] 孙菁靖, 雷玉桃. 碳交易驱动制造企业绿色低碳转型的演化博弈分析和实证检验[J]. 科技管理研究, 2024, 44(9): 215-226.
- [12] 孙丽文, 曹璐, 吕静韦. 基于 DPSIR 模型的工业绿色转型评价研究: 以河北省为例[J]. 经济与管理评论, 2017(4): 120-127.
- [13] 李东升, 周喆, 刘丹. 重污染企业如何实现高水平环境响应? [J]. 经济与管理研究, 2024, 45(11): 126-144.
- [14] 于成学, 郑洪博, 武艺芳. “双碳”目标下典型制造业城市绿色转型效率与创新机制研究[J]. 中国环境管理, 2023, 15(5): 87-96.

(上接第 8 页)