绿色技术创新能否提高能源利用效率

——以中国沿海地区为例的实证研究

翟仁祥，石哲羽

（江苏海洋大学商学院　连云港　222005）

摘要：为促进我国的节能减排以及经济高质量发展，文章分析我国沿海地区绿色技术创新与能源利用效率的关系，并通过中介变量分析二者之间的内在传导机制，在此基础上提出对策建议。研究结果表明：绿色技术创新能够提高能源利用效率，但二者之间存在门槛效应，当越过门槛值时绿色技术创新对能源利用效率的提高作用有所减弱；产业结构、城市化水平和信息化水平是绿色技术创新提高能源利用效率的中介传导因素；未来我国应进一步完善生态文明顶层设计、优化产业结构和布局、合理控制城镇和人口规模以及以信息化带动工业化发展。

关键词：绿色技术创新；能源利用效率；门槛效应；中介效应；节能减排

中图分类号：F06；F206；P74　　**文献标志码**：A　　**文章编号**：1005－9857(2022)04－0043－07

Can Green Technology Innovation Improve Energy Efficiency: An empirical study on the coastal areas of China

ZHAI Renxiang，SHI Zheyu

（School of Business，Jiangsu Ocean University，Lianyungang 222005，China）

Abstract：In order to promote China′s energy conservation and emission reduction and advance high-quality economic development，this paper analyzed the relationship between green technology innovation and energy efficiency in China′s coastal areas，empirical test the internal transmission mechanism between them through intermediary variables，and put forward countermeasures and suggestions. The results showed that green technology innovation could improve energy efficiency，but there was a threshold effect between them. When the threshold was crossed，the effect of green technology innovation on energy efficiency was weakened. Industrial structure，urbanization level and informatization level were the intermediary transmission factors of green technology innovation to improve energy efficiency. In the future，China should further improve the top-level design of ecological civilization，optimize the industrial structure and layout，reasonably control the scale of cities and towns and population，and drive the

收稿日期：2021-07-26；**修订日期**：2022-03-15

基金项目：国家社会科学基金资助项目“陆海统筹战略下中国沿海经济带演化机理及调控路径研究”(18BJY178)；连云港市留学人员“海燕计划”项目；江苏海洋大学研究生科研与实践创新计划项目(KYCX2021-100).

作者简介：翟仁祥，副教授，博士，研究方向为区域海洋经济

通信作者：石哲羽，硕士研究生，研究方向为区域贸易经济

development of industrialization with informatization.

Keywords: Green technology innovation, Energy efficiency, Threshold effect, Intermediary effect, Energy conservation and emission reduction

0 引言

降低单位 GDP 能耗和提高能源利用效率是实现经济又好又快发展的重要途径,同时为我国实现“碳达峰”和“碳中和”目标打下坚实基础。与发达国家相比,能源利用效率较低是我国经济发展过程中的薄弱环节。为此,我国相继采取强硬措施,从总量规模和能耗强度 2 个方面提出更加严格的能源利用效率目标,以应对能耗巨大的严峻态势。“十一五规划纲要”首次将单位 GDP 能耗等环保指标纳入地方官员绩效考核;“十二五规划纲要”提出“合理控制能源消费总量”;“十三五规划纲要”进一步提出“单位 GDP 能耗累计降低 15%”;2021 年是“十四五”开局之年,“单位 GDP 能耗降低 3%左右”被写入政府工作报告。上述规划性和阶段性的节能减排提效目标彰显我国坚持绿色发展的决心和行动。

绿色技术创新是降低单位 GDP 能耗的重要途径。党的十九大明确提出“构建市场导向的绿色技术创新体系”;2019 年《关于构建市场导向的绿色技术创新体系的指导意见》首次阐述绿色技术创新的路线图和时间表。随着国家相继出台促进绿色技术创新的外部激励导向和内部动力提升等相关政策,我国的绿色技术创新必然得到进一步发展。加快绿色技术创新、提高能源利用效率和转变经济发展方式对于我国沿海地区经济高质量发展和建设美丽中国具有重大意义。

1 文献综述

当前我国正处于经济社会转型发展的关键阶段,绿色技术创新和节能减排受到政府和企业的广泛关注。目前关于绿色技术创新和能源利用效率关系的研究较少,大多数研究侧重于技术创新和能源利用效率的关系,主要包括 3 种观点,即基于新古典主义的“传统假说”“波特假说”以及内外部环境的“不确定性”。

环保投入在一定程度上促进企业技术创新,导致企业全要素生产率提高[1]和能源利用效率提高,但可能存在滞后效应[2]。技术创新对不同行业的作用具有异质性,其中市场型技术创新对国有企业的影响较小[3],而命令型技术创新可提高火电等国有资本集中度较高行业的能源利用效率[4],同时能源利用效率倒逼企业技术创新的机制广泛存在[5]。部分研究表明,研发投入没有给企业带来正向经济效益,也没有提高能源利用效率[6],主要原因可能是研发投入占用企业资金却没有带来效益[7]。考虑到能源消费结构和能源技术水平等多方面因素的影响[8],技术创新和能源利用效率可能并非表现为简单的线性关系[9]。

上述研究主要聚焦于技术创新能否提高能源利用效率,但技术创新并不等于绿色技术创新,单纯选取技术创新作为解释变量具有一定的局限性;本研究采用绿色技术创新作为核心解释变量,研究结论可能更加可靠。沿海地区是我国绿色发展的示范窗口,本研究将其作为研究区域具有典型案例意义。此外,本研究将检验产业结构、城市化水平和信息化水平在绿色技术创新与能源利用效率之间的中介效应,可为地方政府制定绿色发展规划和区域经济高质量发展提供支持。

2 研究设计

2.1 指标选取

本研究分析我国沿海地区绿色技术创新对能源利用效率的影响,其中被解释变量为能源利用效率,核心解释变量为绿色技术创新。选取人口、财政经济和能源等因素作为对能源利用效率产生影响的控制变量,并设置中介变量进一步研究其内在传导途径。

(1)被解释变量:能源利用效率。通常将单位 GDP 耗电量作为衡量能源利用效率的指标,但该指标没有考虑人口因素。本研究选取包含人口因素的单位人均 GDP 耗电量(pgdpele)为指标,计算公式为总耗电量/人均 GDP。

(2)核心解释变量:绿色技术创新。通常将专利发明申请数量或授权数量作为衡量技术创新的

指标[10]，但以该指标反映绿色技术创新具有一定的局限性。《中国绿色专利统计报告（2014—2017 年）》将替代能源、环境材料、节能减排、污染控制和治理以及循环利用技术定义为绿色专利，在国家知识产权局专利搜索平台搜索上述关键词，并按地区分类收集得到绿色技术专利数量（gpatent），以此为指标衡量绿色技术创新。

（3）控制变量：人口规模、公共财政支出和能源丰裕度是影响能源利用效率的重要因素，其中人口规模采用年末总人口数（peo），公共财政支出采用政府财政一般预算支出额（feb），能源丰裕度采用年发电量（prele）。

（4）中介变量：为进一步揭示绿色技术创新与能源利用效率之间的内在影响机制，设置 3 个中介变量即产业结构、城市化水平和信息化水平，分别采用第三产业增加值占 GDP 比重（tip）、城镇人口数占总人口数比重（urtion）以及信息基础设施建设投资额占固定资产投资额比重（phrate）。已有部分研究表明，地区的产业结构越优化以及城市化水平和信息化水平越高，该地区的单位 GDP 耗电量越低，即能源利用效率越高。

2.2　数据来源

以我国沿海 11 省（自治区、直辖市）为研究区域，选取 2010—2019 年绿色技术创新-能源利用效率面板数据。其中，2010—2013 年以及 2018—2019 年的绿色技术专利数量来自国家知识产权局专利搜索平台，其他年份的绿色技术专利数量来自《中国绿色专利统计报告（2014—2017 年）》。其他指标数据根据历年《中国统计年鉴》以及各沿海地区统计年鉴的相关数据整理和计算得到。为减少异方差偏误的影响，对上述绝对值指标取对数处理，相对值指标不作任何处理。

3　实证检验

3.1　基准回归

为探究绿色技术创新对能源利用效率的影响，构建模型为：

$$\ln \mathrm{pgdpele}_{it} = \beta_0 + \alpha \ln \mathrm{gpatent}_{it} + \beta_1 \ln \mathrm{peo}_{it} + \beta_2 \ln \mathrm{feb}_{it} + \beta_3 \ln \mathrm{prele}_{it} + \lambda_t + \mu_i + e_{it} \quad (1)$$

式中：i 和 t 分别表示地区和时期；λ_t 和 μ_i 分别表示时间和个体固定效应；e_{it} 表示随机扰动项；β_0 表示常数项；α 表示绿色技术创新的回归系数；$\beta_1 \sim \beta_3$ 分别表示控制变量即人口规模、公共财政支出和能源丰裕度的回归系数。

对式（1）分别进行混合回归、固定效应回归、随机效应回归和双向固定效应回归，回归结果如表 1 所示。

表 1　基准回归模型的回归结果

项目	混合回归	固定效应回归	随机效应回归	双向固定效应回归
ln gpatent	−0.167***	−0.171**	0.016	−0.163***
	(0.045)	(0.068)	(0.058)	(0.056)
ln peo	1.077***	2.139**	1.027***	1.096***
	(0.114)	(0.990)	(0.143)	(0.202)
ln feb	−0.017	−0.679***	−0.329***	−0.467**
	(0.103)	(0.157)	(0.108)	(0.151)
ln prele	0.217**	0.405**	0.277**	0.214***
	(0.105)	(0.154)	(0.137)	(0.021)
常数项	6.039**	−1.601**	7.051**	6.115***
	(2.393)	(0.728)	(2.676)	(2.301)
时间效应	无	无	无	有
样本数/个	110	110	110	110
R^2	0.945	0.951	—	0.945

注：括号中的数值为标准误差；*、** 和 *** 分别表示通过 10%、5% 和 1% 的显著性检验。

混合回归、固定效应回归和双向固定效应回归的核心解释变量系数均为负，且至少在 5% 水平下通过显著性检验，表明绿色技术创新会降低单位人均 GDP 耗电量，即提高能源利用效率。在随机效应回归中，核心解释变量系数为正且不显著，与理论和常识不相符，因此选用固定效应模型。设置时间虚拟变量，且所有时间虚拟变量均通过显著性检验，即拒绝“无时间效应”的原假设和接受“具有时间固定效应”的备择假设，构建包含时间和个体固定效应的双向固定效应回归模型。

绿色技术创新的双向固定效应回归系数为 −0.163 且通过 1% 的显著性检验，表明绿色技术专利数量每提高 1% 即使单位人均 GDP 耗电量降低 0.163%。自“十二五”时期以来，我国在宏观层面与微观层面均摒弃以往高能耗的生产方式，逐渐提高能源利用效率，共同促进经济由粗放型发展转为高

质量发展。其中,国家层面始终将节能减排作为推动经济发展方式转变的重要手段,通过供给侧结构性改革促进资源优化配置;企业层面积极投入资金推动绿色技术创新,提高能源利用效率和企业经营利润。

在控制变量中,人口因素的影响最为显著,其次是能源因素和财政经济因素。总体而言,人口因素系数显著为正,表明人口规模扩大促进单位人均 GDP 耗电量提高即能源利用效率降低;原因可能是数十年来我国部分地区城市化进程过快导致人口快速膨胀,带来城市能源供应不足和能源浪费等问题。财政经济因素系数显著为负,表明公共财政支出提高促进单位人均 GDP 耗电量降低即能源利用效率提高。能源因素系数显著为正,表明能源丰裕度提高促进单位人均 GDP 耗电量提高即能源利用效率降低;能源丰裕度是高能耗产业在投资时考虑的重要区位条件,且高能耗产业往往向能源丰裕度较高的地区转移,而现阶段我国大部分高能耗产品的附加值较低,因此高能耗产业集聚导致能源利用效率降低。

3.2 门槛回归

基准回归结果表明绿色技术创新可降低单位人均 GDP 耗电量即提高能源利用效率,考虑到沿海地区的绿色技术创新在时间和空间上存在异质性,猜想绿色技术创新与能源利用效率之间是否存在门槛效应,即绿色技术创新是否须达到某个门槛才能在更高水平上提高能源利用效率? 参照 Hansen 门槛效应模型,进一步考察绿色技术创新与能源利用效率的非线性关系[11],即以绿色技术专利数量为门槛变量构造面板门槛效应回归模型。

$$\ln \mathrm{pgdpele}_{it}=\begin{cases}\beta_0+\alpha_{11}\ln \mathrm{gpatent}_{it}I+\beta_1\ln \mathrm{peo}_{it}+\\ \beta_2\ln \mathrm{feb}_{it}+\beta_3\ln \mathrm{prele}_{it}+ & ,q_{it}<\gamma\\ \lambda_t+\mu_i+e_{it}\\ \beta_0+\alpha_{12}\ln \mathrm{gpatent}_{it}I+\beta_1\ln \mathrm{peo}_{it}+\\ \beta_2\ln \mathrm{feb}_{it}+\beta_3\ln \mathrm{prele}_{it}+ & ,q_{it}\geqslant\gamma\\ \lambda_t+\mu_i+e_{it}\end{cases} \tag{2}$$

式中:α_{11} 和 α_{12} 均表示门槛变量即绿色技术专利数量的回归系数;I 表示指示性函数;q_{it} 表示门槛变量;γ 表示待估的门槛值。

假设存在 3 个门槛,分别对单门槛、双门槛和三门槛的检验结果进行比较,发现单门槛的检验 F 值为 62.20 且通过 1%的显著性检验,而双门槛和三门槛的检验 F 值分别为 18.02 和 8.76 且未通过 10%的显著性检验,表明我国沿海地区的绿色技术创新对能源利用效率存在单门槛效应,且以绿色技术专利数量为门槛变量的单门槛估计值为 6.804 6,单门槛效应回归模型的回归结果如表 2 所示。

表 2 门槛效应回归模型的回归结果

项目	门槛模型	低绿色技术创新组	高绿色技术创新组
ln gpatent	—	0.077*	−0.023*
		(0.039)	(0.013)
ln gpatent<6.804 6	−0.223***	—	—
	(0.065)		
ln gpatent≥6.804 6	−0.091*	—	—
	(0.047)		
ln peo	1.193*	0.040*	1.756**
	(0.625)	(0.023)	(0.833)
ln feb	−0.289**	0.292*	−0.432***
	(0.122)	(0.155)	(0.144)
ln prele	0.423***	−0.554*	0.454***
	(0.112)	(0.311)	(0.149)
常数项	5.255*	14.530*	2.732*
	(2.652)	(7.971)	(1.536)
时间效应	无	有	有
样本数/个	110	22	88
R^2	0.574	0.590	0.468

注:括号中的数值为标准误差;*、** 和*** 分别表示通过 10%、5%和 1%的显著性检验。

当门槛变量低于单门槛估计值时,绿色技术专利数量每提高 1%,单位人均 GDP 耗电量降低 0.223%,即能源利用效率提高 0.223%;但当门槛变量不低于单门槛估计值时,其回归系数的绝对值由 0.223 降低为 0.091,表明绿色技术创新对能源利用效率的提高作用呈现边际递减效应。

为进一步验证绿色技术创新的异质性,根据绿色技术专利数量将沿海地区划分为低绿色技术创

新组和高绿色技术创新组，采用式(1)分别进行双向固定效应回归(表 2)。低绿色技术创新组和高绿色技术创新组的绿色技术专利数量系数分别为0.077和－0.023，表明绿色技术专利数量每提高1%，低绿色技术创新组的单位人均 GDP 耗电量提高0.077%，而高绿色技术创新组的单位人均 GDP 耗电量降低 0.023%；可能的原因是绿色技术创新促进能源利用效率提高具有时间滞后效应，即绿色技术专利从授权到应用再到降低能耗需要较长的时间跨度，而高绿色技术创新组的绿色技术专利数量已具有一定的规模，因此当期绿色技术创新存量提高能源利用效率。分组样本数显示低绿色技术创新组有 22 个地区，占比为 20%，主要集中在经济欠发达的海南和广西，其绿色技术专利数量分别于 2015 年和 2017 年才跨越门槛值。换而言之，经济欠发达地区的产业结构处于中低层次，与绿色技术创新等“前端治理”相比，企业更愿意在“末端治理”上投入资金[12]。与此同时，尽管各沿海地区的绿色技术创新投入均不断加大，但对于具体的企业和地区而言，污染控制、污染源削减、废物利用和循环再生利用以及绿色生产等高层次的绿色技术创新仍处于技术前沿且须循序渐进，高质量的绿色技术创新为稀缺要素，而较低层次的绿色技术创新反而不利于提高能源利用效率。

3.3　机制检验

绿色技术创新能够提高能源利用效率，但这种影响具有时空异质性和非线性。加入产业结构、城市化水平和信息化水平 3 个中介变量，利用中介效应进一步探究绿色技术创新和能源利用效率之间的内在机制，进而识别绿色技术创新提高能源利用效率的影响路径。

以影响路径为“绿色技术创新－产业结构－能源利用效率”为例，检验公式为：

$$\ln tip_{it} = \beta_0 + \delta \ln gpatent_{it} + \beta_1 \ln peo_{it} + \beta_2 \ln feb_{it} + \beta_3 \ln prele_{it} + \lambda_t + \mu_i + e_{it} \quad (3)$$

$$\ln pgdpele_{it} = \beta_0 + \eta_1 \ln gpatent_{it} + \eta_2 \ln tip_{it} + \beta_1 \ln peo_{it} + \beta_2 \ln feb_{it} + \beta_3 \ln prele_{it} + \lambda_t + \mu_i + e_{it} \quad (4)$$

具体检验过程简略为：①通过式(1)估计核心解释变量(绿色技术创新)的回归系数 α；②通过式(3)估计核心解释变量(绿色技术创新)的回归系数 δ；③通过式(4)估计核心解释变量(绿色技术创新)和中介变量(产业结构)的回归系数 η_1 和 η_2。当 α、δ、η_1 和 η_2 在统计意义上显著时，若 $\eta_1 < \alpha$，表明存在部分中介效应；当 α、δ 和 η_2 在统计意义上显著而 η_1 不显著时，表明存在完全中介效应；若 δ 和 η_2 至少有 1 个在统计意义上不显著时，采用 Sobel 检验法判断中介效应的显著性以及测算中介效应。

“绿色技术创新－城市化水平－能源利用效率”和“绿色技术创新－信息化水平－能源利用效率”2 条影响路径的检验过程同理。机制检验的回归结果如表 3 所示。

表 3　机制检验的回归结果

项目	未纳入中介变量	产业结构		城市化水平		信息化水平	
	ln pgdpele	ln tip	ln pgdpele	urtion	ln pgdpele	phrate	ln pgdpele
ln gpatent	−0.163***	0.041**	−0.119**	0.021***	−0.132**	1.213*	−0.138*
	(0.056)	(0.020)	(0.062)	(0.005)	(0.066)	(0.657)	(0.071)
ln tip	—	—	−0.101**	—	—	—	—
			(0.049)				
urtion	—	—	—	—	−0.215*	—	—
					(0.119)		
phrate	—	—	—	—	—	—	−0.012***
							(0.003)
常数项	6.115**	5.732**	−10.340	−0.483	−9.959	8.532***	−19.770**
	(2.301)	(2.721)	(8.339)	(0.338)	(7.884)	(3.200)	(7.301)

续表 3

项目	未纳入中介变量	产业结构		城市化水平		信息化水平	
	ln pgdpele	ln tip	ln pgdpele	urtion	ln pgdpele	phrate	ln pgdpele
控制变量	有	有	有	有	有	有	有
时间效应	有	有	有	有	有	有	有
样本数/个	110	110	110	110	110	110	110
R^2	0.945	0.992	0.310	0.903	0.310	0.774	0.453

注：括号中的数值为标准误差；*、**和***分别表示通过 10%、5%和 1%的显著性检验。

根据未纳入中介变量的双向固定效应回归结果，绿色技术创新系数显著为负，表明绿色技术创新提高能源利用效率。根据“绿色技术创新－产业结构－能源利用效率”的影响路径检验结果，绿色技术创新系数显著为正，表明绿色技术创新促进产业结构优化；在纳入产业结构的中介变量后，绿色技术创新系数显著为负且绝对值降至 0.119，同时产业结构系数显著为负，表明产业结构是绿色技术创新提高能源利用效率的部分中介变量。根据“绿色技术创新－城市化水平－能源利用效率”的影响路径检验结果，绿色技术创新系数显著为正，表明绿色技术创新促进城市化水平提高；在纳入城市化水平的中介变量后，绿色技术创新系数显著为负且绝对值降至 0.132，同时城市化水平系数显著为负，表明城市化水平是绿色技术创新提高能源利用效率的部分中介变量。根据“绿色技术创新－信息化水平－能源利用效率”的影响路径检验结果，绿色技术创新系数显著为正，表明绿色技术创新促进信息化水平提高；在纳入信息化水平的中介变量后，绿色技术创新系数显著为负且绝对值降至 0.138，同时信息化水平系数显著为负，表明信息化水平是绿色技术创新提高能源利用效率的部分中介变量。

上述检验结果表明，绿色技术创新降低单位人均 GDP 耗电量即提高能源利用效率，且主要通过优化产业结构以及提高城市化和信息化水平进行传导。绿色技术创新促进产业结构优化，第三产业增加值占 GDP 比重不断提高，经济发展方式由能源粗放型转变为能源集约型，并由能源规模扩张转变为能源结构升级；绿色技术创新促进城镇、人口和产业进一步集聚发展，随着城市化水平的提高，高质量发展亟须降低能耗总量和强度，尤其是城市产业和经济活动的绿色化、智能化和可再生循环化进一步促进地区基础设施规模化，从而降低基础设施的使用成本，同时有利于城市化和信息化发挥空间溢出效应，最终提高地区能源利用效率，进而减少不可再生能源消耗、降低生态环境压力和提高能源配置效率[13]，为我国沿海地区实现经济高质量发展提供动力支持和实现路径。

4 对策建议

随着我国经济转型和美丽中国建设进程的加快，绿色技术创新和能源利用效率越来越受到社会各界的重视。本研究以绿色技术创新为切入点，分析我国沿海地区绿色技术创新的时空异质性及其与能源利用效率之间的内在传导机制，主要得到 2 点结论。①绿色技术创新能够提高能源利用效率，但二者之间呈非线性关系即存在单门槛，当绿色技术创新低于门槛值时对能源利用效率的提高作用较明显，否则对能源利用效率的提高作用有所减弱；②产业结构、城市化水平和信息化水平是绿色技术创新影响能源利用效率的中介传导因素，有助于进一步降低能耗。根据上述研究结论，本研究提出 4 项对策建议。

4.1 完善生态文明顶层设计

长期以来，我国部分地区包括沿海地区的经济发展以粗放型为主，由于环保意识缺位或环保投入较大但成效不明显，这些地区对绿色发展存在一定程度上的认知错位或消极对待。这就要求各级地方政府须从绿色技术创新的特征、目标、机制和路径等方面入手，完善生态文明顶层设计，通过制定和实施相关法律法规营造良好的绿色技术创新环境，从而不断提高能源利用效率和促进节能减排，

为我国实现“碳达峰”和“碳中和”目标打下坚实基础。

4.2　优化产业结构和布局

已有相关研究表明，工业的单位 GDP 能耗数倍于服务业，这就要求我国经济发展方式在由粗放型向集约型转变的过程中，按照产业定位高和能源消耗低的标准走高端产业化道路，促使企业积极开展绿色技术创新，从而提高生产效率和降低单位 GDP 能耗[14]，实现企业和区域经济又好又快发展。

4.3　合理控制城镇和人口规模

人口规模适度和城镇规划合理是实现我国经济健康发展的重要基础。现阶段仍有部分城市单纯以 GDP 为发展目标而脱离人口和产业实际，造成较高的城镇空置率，毫无疑问会降低能源利用效率，导致大量资源浪费。因此，在城镇化进程中须合理控制发展定位和人口规模，杜绝能源和资源的低效利用和浪费。

4.4　以信息化带动工业化发展

我国应进一步转变制造模式，推动制造业优化升级。积极建设面向高新技术产业集群的信息化平台，开展区域网络化制造技术应用。进一步整合沿海地区制造业的优势科技资源，积极构建优势产业制造基地，充分发挥其产业集聚、资源集成和辐射带动的作用，培育一批制造业信息化企业并为其提供专业化、信息化和网络化的生产性服务，实现信息和资源共享，从而降低开发成本、提高创新能力和扩大产业规模。

参考文献

[1]　陈琪.环保投入能提高企业生产率吗[J].南开经济研究，2020(6)：80－100.

[2]　LUNDGREN T，ZHOU W.Firm performance and the role of environmental management[J].Journal of Environmental Management，2017，203(1)：330.

[3]　王班班，齐绍洲.市场型和命令型政策工具的节能减排技术创新效应[J].中国工业经济，2016(6)：91－108.

[4]　白雪洁，宋莹.环境规制、技术创新与中国火电行业的效率提升[J].中国工业经济，2009(8)：68－77.

[5]　熊文瑞.能源使用压力对技术创新的倒逼机制研究[J].财经理论研究，2017(4)：50－58.

[6]　刘云，马志云，张孟亚，等.研发投入对企业绩效的影响研究[J].中国科技论坛，2020(12)：67－75，85.

[7]　AMBEC S，COHEN M A，ELGIE S，et al.The Porter hypothesis at 20：can environmental regulation enhance innovation and competitiveness? [J].Review of Environmental Economics & Policy，2013，7(1)：2－22.

[8]　龚广祥.非正规部门灰色竞争与正规企业绩效：促进还是抑制[J].中国科技论坛，2020(2)：80－90.

[9]　陶锋，王余妃.环境规制、研发偏向与工业绿色生产率：“波特假说”再检验[J].暨南学报(哲学社会科学版)，2018，40(5)：45－60.

[10]　罗勇根，杨金玉，陈世强.空气污染、人力资本流动与创新活力[J].中国工业经济，2019(10)：99－117.

[11]　HANSEN B E.Threshold effects in non-dynamic panels：estimation，testing，and inference[J].Journal of Econometrics，1999，93(2)：345－368.

[12]　任胜钢，郑晶晶，刘东华，等.排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率[J].中国工业经济，2019(5)：5－23.

[13]　江洪，李金萍，纪成君.省际能源效率再测度及空间溢出效应分析[J].统计与决策，2020，36(1)：123－127.

[14]　盖骁敏，李爱.要素技术效率与产业结构优化的空间效应研究：基于技术进步偏向的视角[J].财经论丛，2021(1)：3－13.