R&D 投入强度、环境规制与区域绿色经济效率

王东 李金叶¹

(新疆大学 经济与管理学院, 新疆 乌鲁木齐 830046)

【摘要】: 绿色经济效率是新时代中国经济转入高质量发展阶段的重要衡量指标。在运用基于非期望产出的超效率 SBM 模型对我国各省份 2007—2017 年绿色经济效率进行测算的基础上, 研究了 R&D 投入强度和環境规制对中国区域绿色经济效率的影响, 回归结果显示 R&D 投入强度对绿色经济效率具有正向促进作用, 环境规制对绿色经济效率具有显著的负向抑制作用, 但是通过互动机制分析发现, 两者交互效应均在 1%水平上显著, 环境规制对绿色经济效率的影响通过 R&D 投入强度的作用由负转正, R&D 投入强度对绿色经济效率的影响通过环境规制作用后仍然显著为正, 同时增加 R&D 投入强度和環境规制强度有利于促进区域绿色经济效率提升。

【关键词】: R&D 投入强度 环境规制 非期望产出 超效率 SBM 模型

【中图分类号】: X196; F062.2 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1671-4407(2021)09-155-06

改革开放 40 多年来, 我国经济呈现持续增长态势, 但由于以往过度追求经济增长数量而忽视经济增长质量, 以及长期依赖投资、出口为主要驱动力的粗放式经济发展方式, 造成了较为严重的资源浪费、环境污染和生态破坏等问题。党的十九大提出坚定不移贯彻新发展理念, 推动经济持续健康发展。为此, 提高绿色经济效率对于新常态下我国经济高质量发展至关重要, 一方面, 加大 R&D 投入、实现创新引领对改变粗放式经济增长、转变经济发展方式、实现绿色经济效率提升和高质量发展具有重要作用。在国家创新驱动战略的激励下, 各地不断加大科技研发投入力度。数据显示, 2018 年我国 R&D 投入为 19677.93 亿元, R&D 内部经费支出同比增长 8.62%, R&D 投入不断增加。由于技术研发、科技进步具有较强的正外部性, 加大 R&D 投入有助于优化资源配置效率, 对绿色经济效率产生重要影响。另一方面, 随着生态环境保护力度的不断加大, 环境规制作为环境治理的重要内容, 在降低环境污染、实现绿色发展方面具有重要作用, 且环境规制对 R&D 投入具有较强的引致效应, 是影响绿色经济效率的重要因素。基于此, 分析 R&D 投入强度与环境规制对区域绿色经济效率的影响, 对探讨如何实现经济增长与绿色发展的“双赢”及经济高质量发展具有一定的现实意义。

1 文献综述

绿色经济效率是新时代中国经济转入高质量发展阶段的重要衡量指标, 与传统经济增长率不同的是, 绿色经济效率不再只关注数量上的增长, 而是同时考虑了经济增长、资源型和非资源型投入以及环境污染等综合性指标^[1]。在新常态下, 提高绿色经济效率是贯彻新发展理念的题中之义。研发投入的不断增长较大程度地促进了经济增长和绿色发展的协调, R&D 投入作为科技研发的机会成本或沉没成本对绿色经济效率产生重要影响。以 R&D 为基础驱动力的经济增长理论认为随着科技 R&D 人员的不断增多, 知识的积累速度加快, 对经济增长的促进作用加大, 研发和创新是促进经济增长的源泉^[2], 为 R&D 投入作用于经济增长的机制原理提供了理论基础。严成樑和龚六堂^[3]通过对我国省级面板数据的实证分析, 分别从 R&D 规模和 R&D 结构两方面分析了研发投入对经济增长的影响, 发现 R&D 投入规模的扩大并未有效促进经济增长, 对高等学校的 R&D 投入相比于对科研机构和企业 R&D

¹作者简介: 王东, 博士研究生, 研究方向为西方经济学。E-mail:wangdongjlxj@126.com

基金项目: 国家自然科学基金项目“环境规制对中国经济平衡发展的影响: 基于地区、产业、城乡视角的研究”(71964032); 新疆社会科学基金项目“新疆经济高质量发展路径研究”(19BJL028)

投入对经济发展的促进作用更明显。叶祥松和刘敬^[4]认为我国 R&D 投入的大规模增长并未促进经济发展质量的提高,但是政府对研发活动的支持会促进全要素生产率提高。唐未兵等^[5]通过动态面板 GMM 估计发现,技术创新对经济集约化发展呈现负向影响,R&D 投入对经济发展方式的转变具有较大不确定性。而万伦来和朱琴^[6]研究发现,企业 R&D 投入显著提升了绿色技术效率;孙早和许薛璐^[7]通过对前沿技术差距对产业创新的影响分析发现,持续不断地加大基础研究 R&D 投入对促进产业发展与创新模式转变具有显著促进作用。由于绿色经济效率不仅关注经济增长同时也极为关注环境保护,环境规制是加强环境治理、解决环境污染负外部性的重要方式,波特假说认为环境规制有助于企业促进技术创新,提高竞争力,对经济绩效产生促进作用。Berman&Bui^[8]认为环境规制对创新具有补偿效应,会弥补环境治理带来的成本负担,有利于经济效率提升。李静和沈伟^[9]认为环境规制对工业绿色经济效率起到正向促进作用。李斌等^[10]认为环境规制强度对工业发展方式转变的影响存在门槛效应,环境规制强度较低时,其对工业发展方式转变的影响并不显著。而沈能和刘凤朝^[11]认为环境规制对技术创新的作用受到地区经济发展水平和环境规制强度影响,波特假说在高强度环境规制下才能实现。

从以上文献梳理中可见,现有文献对 R&D 投入强度和環境规制对经济效率的影响均出现正负两方面结论,且现有文献多侧重于 R&D 投入和環境规制对经济增长或绿色发展等单方面影响的研究,在 R&D 投入和環境规制对经济增长质量与環境质量的综合影响方面考虑不足,因此基于已有文献,本文可能的边际贡献是:一是通过基于非期望产出的超效率 SBM 模型测算出综合考虑经济增长、公共财政收入、资源与非资源型投入和环境污染的绿色经济效率,探究 R&D 投入强度和環境规制对其影响,在此基础上提出的政策建议更加有助于贯彻新发展理念,从而实现经济高质量发展。二是通过引入交互效应探讨 R&D 投入强度和環境规制的互动机制,从而更好地揭示绿色经济效率提升的路径,为实现经济发展质量与環境质量“双赢”提出相应的对策建议。

2 区域绿色经济效率测度

2.1 测算模型构建

关于绿色经济效率的测算,已有文献进行了较多研究,主要有随机前沿法(SFA)、数据包络法(DEA)以及基于 DEA 的指数分析法。随机前沿分析依赖于生产函数的选择,是一种在计量模型对前沿生产函数的参数进行估计的基础上测算技术效率的方法,于伟和张鹏^[12]运用 SFA 模型测算了中国 2002—2012 年各省份的绿色经济效率。数据包络分析是采用线性规划技术,根据决策单元(DMU)的投入和产出来确定生产有效前沿面,并通过衡量每个决策单元距离前沿面的远近判断其技术效率的非参数方法。方杏村等^[13]运用 DEA 模型测算了 2005—2016 年中国各地级市的绿色经济效率。钱争鸣和刘晓晨^[14]运用基于非期望产出的 SBM 模型测算了 1996—2010 年中国 28 个省份的绿色经济效率。齐红倩和陈苗^[15]运用 DEA-Malmquist 方法对中国 2006—2015 年的绿色全要素生产率进行了测算。由于绿色经济效率同时包含期望产出和非期望产出,Tone^[16]提出的 SBM 模型能很好地处理非期望产出,较为符合现实经济情况,且相比于传统 DEA 模型多为径向的和角度的特征,SBM 模型充分考虑了投入和产出的松弛性问题^[17],基于以上优点,文章选用非径向、非角度的超效率 SBM 模型对含有非期望产出的绿色经济效率进行测算。

2.2 基于非期望产出的超效率 SBM 模型

假设有 n 个决策单元(DMU),每个决策单元包含 m 单位投入、 S_1 单位期望产出和 S_2 单位非期望产出,其元素向量可表示为: $x \in \mathbb{R}^m$, $y^e \in \mathbb{R}^{S_1}$ 和 $y^b \in \mathbb{R}^{S_2}$, 矩阵 X 、 Y^e 、 Y^b 的定义如下: $X = [x_1, \dots, x_n] \in \mathbb{R}^{m \times n}$, $Y^e = [y_1^e, \dots, y_{S_1}^e] \in \mathbb{R}^{S_1 \times n}$, $Y^b = [y_1^b, \dots, y_{S_2}^b] \in \mathbb{R}^{S_2 \times n}$, 其中 $x_i > 0$, 则生产可能性集合表示为: $P = \{(x, y^e, y^b) | x \geq X\theta, y^e \geq Y^e\theta, y^b \leq Y^b\theta, \theta \geq 0\}$, 基于集合 P , 将非期望产出引进 SBM 模型, 此时决策单元效率为:

$$\rho = \min \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{S_i^-}{x_{i0}}}{1 + \frac{1}{S_1 + S_2} \left(\sum_{r=1}^{S_1} \frac{S_r^g}{y_{r0}^g} + \sum_{r=1}^{S_2} \frac{S_r^b}{y_{r0}^b} \right)} \quad (1)$$

s.t.

$$\begin{cases} x_0 = X\theta + S^- \\ y_0^g = Y^g\theta - S^g \\ y_0^b = Y^b\theta - S^b \\ S^- \geq 0, S^g \geq 0, S^b \geq 0, \theta \geq 0 \end{cases}$$

其中，决策单元为 (x_0, y^g, y^b) ， S^- 、 S^g 、 S^b 分别为 DMU 的投入、期望产出和非期望产出的松弛量。当 $\rho=1$ 时，认为被评价单元有效；当 $0 \leq \rho < 1$ 时，认为被评价单元无效率。式(1)中模型为非线性，可通过 Charnes-Cooper 方法转换为线性规划模型，以便更好地测算效率值，线性转化模型如下：

$$\tau = \min t - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{S_i^-}{x_{i0}} \quad (2)$$

s.t.

$$\begin{cases} 1 = t + \frac{1}{S_1 + S_2} \left(\sum_{r=1}^{S_1} \frac{S_r^g}{y_{r0}^g} + \sum_{r=1}^{S_2} \frac{S_r^b}{y_{r0}^b} \right) \\ x_0 t = X\mu + S^- \\ y_0^g t = Y^g \mu - S^g \\ y_0^b t = Y^b \mu - S^b \\ S^- \geq 0, S^g \geq 0, S^b \geq 0, \mu \geq 0 \\ t > 0 \end{cases}$$

基于式(2)所测算的效率值会出现多个决策单元的绝对效率状态，为进一步明确区分影响效率值的各种因素，保证效率分析及评价的合理性，选取超效率 SBM 模型进行测算，具体测算公式如下：

$$\rho^* = \min \frac{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{\bar{x}_i}{x_{i0}}}{\frac{1}{S_1 + S_2} \left(\sum_{r=1}^{S_1} \frac{\bar{y}_r^g}{y_{r0}^g} + \sum_{r=1}^{S_2} \frac{\bar{y}_r^b}{y_{r0}^b} \right)} \quad (3)$$

s.t.

$$\begin{cases} \bar{x} = \sum_{j=1, n \neq k}^n \theta_j x_j \\ \bar{y}^g \leq \sum_{j=1, n \neq k}^n \theta_j y_j^g \\ \bar{y}^b \leq \sum_{j=1, n \neq k}^n \theta_j y_j^b \\ \bar{x} \geq x_0, \bar{y}^g \leq y_0^g, \bar{y}^b \geq y_0^b, \theta \geq 0 \end{cases}$$

式中： ρ^* 代表各决策单元即我国各省份的效率值，其数值大小可以大于1，有助于对效率值进行评价。

2.3 绿色经济效率的测度与分析

基于以上分析，本文运用超效率 SBM 模型对中国区域绿色经济效率进行测度，参考任梅等^[18]的做法选取能源、劳动、资本作为资源与非资源型投入指标，选取固体废物、工业废水和二氧化硫作为非期望产出指标，选取国内生产总值和一般公共预算收入作为期望产出指标。数据分别来源于《中国能源年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国统计年鉴》和《中国环境统计年鉴》，表1报告了相关指标具体内容。

表1 绿色经济效率测度的指标体系

类型	指标	具体内容
资源与非资源型投入	能源	能源消费总量(万吨标准煤)
	劳动	国有、集体和其他单位就业人数和(人)
	资本	固定资产投资(亿元)
非期望产出	固体废物	一般固体废弃物产生量(万吨)
	二氧化硫	二氧化硫排放量(万吨)
	工业废水	工业废水排放量(万吨)
期望产出	GDP	国内生产总值(亿元)
	预算收入	一般公共预算收入(亿元)

按照以上指标选择，通过 MaxDEA 软件，考虑各省份经济发展水平的差异性选择基于规模报酬可变(VRS)的生产技术约束，运用超效率 SBM 模型对我国 2007—2017 年绿色经济效率进行测算，效率值越大表示绿色经济效率越高，表2分别列出 2007 年、2012 年和 2017 年各省份和东、中、西部地区绿色经济效率值，从表2可以看出，北京、广东、上海、江苏、天津等省市绿色经济效率较高，表明东部地区发达省市在同时考虑经济增长和环境质量方面的综合经济效率水平较高，经济发展和环境保护的协调性较好。而云南、贵州、甘肃、青海、新疆等西部地区绿色经济效率值较低，经济绿色发展程度较低。从区域视角来看，东部地区绿色经济效率最高，中西部地区绿色经济效率平均值低于全国平均值，我国东部、中部和西部地区绿色经济效率依次呈现高、中、低特征。

表2 各省份主要年份绿色经济效率测算值

地区	2007年	2012年	2017年	地区	2007年	2012年	2017年
北京	1.42	1.39	1.41	吉林	0.35	0.49	0.40
广东	1.16	1.14	1.17	山西	0.33	0.32	0.37
上海	1.18	1.13	1.15	黑龙江	0.39	0.37	0.32

天津	0.65	1.05	1.05	中部地区	0.38	0.43	0.48
江苏	1.03	1.13	1.03	重庆	0.37	0.48	0.50
海南	1.03	1.07	1.03	四川	0.37	0.46	0.43
山东	1.01	0.55	1.01	内蒙古	0.36	1.03	0.40
浙江	0.68	0.64	0.69	宁夏	0.32	0.37	0.39
河北	0.37	0.41	0.56	广西	0.40	0.43	0.36
福建	0.50	0.48	0.45	陕西	0.36	0.46	0.35
辽宁	0.37	0.47	0.44	贵州	0.33	0.32	0.35
东部地区	0.85	0.86	0.91	云南	0.36	0.36	0.34
湖南	0.41	0.47	1.02	青海	0.36	0.33	0.32
湖北	0.39	0.44	0.49	甘肃	0.33	0.31	0.29
安徽	0.39	0.50	0.45	新疆	0.33	0.31	0.26
河南	0.38	0.40	0.40	西部地区	0.35	0.44	0.36
江西	0.41	0.47	0.40	全国	0.54	0.59	0.59

3 研究设计

3.1 指标选取

本文探讨 R&D 投入强度和规制对绿色经济效率的影响，因此选择上述基于非期望产出的超效率 SBM 模型测算出的区域绿色经济效率 (gee) 为被解释变量。基于已有文献的研究，R&D 投入强度 (rad) 选择各地区研发经费投入占 GDP 比重表示^[19]，环境规制 (rug) 选用各地区环境污染治理投资额占 GDP 比重表示。

在确定被解释变量和核心解释变量的基础上，本文选取以下控制变量：(1) 人均 GDP (pgdp)：由于绿色经济效率因地区经济发展水平而有所差异，用国内生产总值与总人口的比值表示；(2) 城镇化水平 (urban)：城镇化水平对地区经济集聚程度具有重要影响，而经济集聚效应是经济集聚影响绿色经济效率的重要表现^[1]，用城镇人口占总人口比重表示；(3) 人力资本 (hcl)：由于人力资本体现了人自身的知识与技能，对科技研发活动产生重要影响^[20]，用普通本专科毕业学生数占总人口比重表示；(4) 创新环境 (inno)：创新环境是促进区域创新效率和开展创新活动的重要支撑^[21]，是促进 R&D 投入转化和影响绿色经济效率的重要因素，运用熵值法对各地区 R&D 人员、R&D 支出、发明专利授权数及技术市场成交额进行综合评价，用综合评价得分表示地区创新环境控制变量；(5) 产业结构 (indust)：产业结构是影响经济发展质量和地区环境质量的重要因素，用第二产业增加值占 GDP 比重表示^[22]。

3.2 数据来源与描述性统计

本文采用中国大陆 30 个省级行政单位 (由于西藏自治区的数据缺失，样本中予以剔除) 的面板数据进行实证分析，原始数据

均来自历年《中国统计年鉴》《中国科技年鉴》《中国环境统计年鉴》，表3报告了数据的统计特征。

表3 变量描述性统计

变量	最小值	最大值	均值	标准差
gee	0.250	1.430	0.576	0.317
rug	-1.032	4.953	2.660	0.951
rad	0.210	6.010	1.479	1.069
pgdp	0.794	12.91	4.236	2.362
urban	0.293	0.896	0.539	0.131
hcl	0.162	0.894	0.459	0.154
inno	0.010	7.786	1.802	1.427
indust	0.190	0.590	0.463	0.082

3.3 模型设计

基于以上分析，构建面板数据计量模型为：

$$gee = \beta_0 + \beta_1 rug_{it} + \beta_2 rad_{it} + \gamma X_{it} + \lambda_i + \mu_{it} \quad (4)$$

其中，i 代表截面数，t 代表时期数，gee 为被解释变量即绿色经济效率，核心解释变量分别为环境规制(rug)和 R&D 投入强度(rad)，估计系数分别为 β_1 和 β_2 ， X_{it} 代表一系列控制变量，估计系数为 γ ， λ_i 为地区固定效应， μ_{it} 为随机干扰项。

3.4 实证结果与分析

通过计算方差膨胀因子识别解释变量的多重共线性，解释变量 VIF 均小于 10，故而面板数据不存在多重共线性问题，估计量 β_1 和 β_2 可识别，因此运用 Stata15 软件进行平衡面板混合回归模型实证检验 R&D 投入强度和 环境规制对区域绿色经济效率的影响，方程(1)为基准回归，解释变量包含 R&D 投入强度和 环境规制，方程(2)~(6)为扩展模型，分别加入控制变量人均 GDP 水平、城镇化水平、人力资本、创新环境和产业结构，表4为具体回归结果。

由表4可知，基准模型回归结果显示环境规制对绿色经济效率起到显著的负向抑制作用，增加环境规制强度不利于绿色经济效率提升，可能的原因是一方面环境规制的强化增加了企业污染治理的成本，造成利润缩减，进而挤出部分生产性投资；另一方面环境规制使得企业现有生产工艺被迫改变，产品市场面临一定困境，技术创新激励的补偿效应对环境规制成本弥补不足，进一步对绿色经济效率起到一定的抑制作用。而 R&D 投入强度对绿色经济效率具有显著的正向促进作用，增加 R&D 投入强度有利于提高绿色经济效率。可能的原因是 R&D 投入强度的不断加大，促进了技术创新发展和全要素生产率的提升，提高资源利用效率和转变发展方式，创新驱动发展推动了经济发展与绿色环保的双赢。扩展方程回归结果仍然显示环境规制系数为负，R&D 投入强度系数为正，进一步证明基准回归结果的稳健性。

控制变量回归系数显示：人均 GDP 水平对绿色经济效率具有显著的正向相关关系，影响程度为 0.066，人均 GDP 反映了经济发展程度，随着经济的不断发展 R&D 投入强度和规制强度会不断加大，扩大了经济增长和环境治理的协调效应，从而促进绿色经济效率的提升；城镇化水平对绿色经济效率具有显著的正向促进作用，影响程度为 0.651，城镇化建设提升了区域经济集聚水平，促进了规模经济发展和知识溢出，使地区经济水平和环境等公共服务不断提升，对绿色经济效率起到促进作用^[23]；

表 4 面板数据模型回归结果

解释变量	基准方程	扩展方程				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
rug	-0.040**(-2.29)	-0.045***(-2.83)	-0.043***(-2.82)	-0.048***(-3.26)	-0.045***(-3.12)	-0.041***(-2.92)
rad	0.209*** (18.27)	0.116*** (7.66)	0.085*** (5.28)	0.109*** (6.68)	0.088*** (5.27)	0.054*** (3.10)
pgdp		0.057*** (8.38)	0.022** (2.16)	0.023** (2.41)	0.051*** (4.41)	0.066*** (5.69)
urban			0.919*** (4.53)	1.158*** (5.74)	0.876*** (4.21)	0.651*** (3.17)
hcl				-0.503***(-5.03)	-0.413***(-4.14)	-0.275***(-2.75)
inno					-0.038***(-4.17)	-0.057***(-5.94)
indust						-0.720***(-5.04)
常数项	0.322*** (9.78)	0.223*** (6.93)	-0.078 (-1.07)	-0.011 (-0.16)	0.077 (1.05)	0.483*** (4.50)
P 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
R ²	0.513	0.599	0.623	0.651	0.668	0.693
样本量	330	330	330	330	330	330

人力资本和创新环境对绿色经济效率的影响均显著为负，影响程度分别为-0.275 和-0.057，可能的原因是尽管当前我国高等学校规模不断扩大，研发投入不断加大，但是由于创新环境因素的制约导致我国长期以来研发成果转化较低^[24]，对绿色经济效率提升起到一定的抑制作用；产业结构对绿色经济效率影响显著为负，影响程度为-0.720，说明环境污染主要来源于第二产业，第二产业占比过大不利于对区域绿色经济效率的提升。

3.5 互动机制分析

本文以 R&D 投入强度和规制为核心解释变量，基准回归结果显示两者都对区域绿色经济效率产生显著影响，但是 R&D 投入强度对区域绿色经济效率的影响的方向或强弱是否会受到规制的影响，及规制对区域绿色经济效率的影响的方向或强弱是否会受到 R&D 投入强度的影响，为探讨 R&D 投入强度和规制对绿色经济效率影响的互动机制，引入二者交乘项进行交互效应分析，表 5 中方程(7)以规制为主效应项，以规制和 R&D 投入强度交乘项为交互效应项，交乘项系数为交互效应，回归结果显示规制对绿色经济效率影响显著为负，交乘项显著为正，说明规制通过 R&D 投入强度显著提升区域绿色经济效率，采用卞元超和白俊红^[25]的做法，取解释变量均值计算规制对区域绿色经济效率的偏效应为 0.092，即规制通过 R&D 投入强度对区域绿色经济效率的影响由负转正，在加强规制的同时增强 R&D 投入强度会显著提升绿色经济效率。

方程(8)以 R&D 投入强度为主效应项,以环境规制和 R&D 投入强度交乘项为交互效应项,回归结果显示 R&D 投入强度对区域绿色经济效率具有正向促进作用,交互效应显著为负,说明 R&D 投入强度通过环境规制拉低了其对绿色经济效率的影响程度,R&D 投入强度对区域绿色经济效率的偏效应为 0.216,仍然具有正向促进作用。方程(9)与方程(10)分别在方程(7)与方程(8)的基础上加入人均 GDP、城镇化水平、人力资本水平、创新环境和产业结构一系列控制变量,其交互效应仍然显著,进一步证明了回归结果的稳健性,再一次说明环境规制和 R&D 投入强度相互影响,共同促进绿色经济效率提升。

表 5 互动机制检验回归结果

解释变量	方程(7)	方程(8)	方程(9)	方程(10)
rug	-0.176***(-8.30)		-0.071***(-4.00)	
rad		0.268*** (13.35)		0.090*** (3.72)
rug · rad	0.101*** (14.19)	-0.035*** (-3.46)	0.022*** (2.81)	-0.019** (-2.19)
pgdp			0.071*** (6.23)	0.065*** (5.52)
urban			0.717*** (3.50)	0.599*** (2.89)
hcl			-0.259** (-2.60)	-0.255** (-2.55)
inno			-0.060*** (-6.32)	-0.058*** (-6.01)
indust			-0.704*** (-4.77)	-0.776*** (-5.39)
常数项	0.619*** (20.16)	0.251*** (11.97)	0.496*** (4.62)	0.464*** (4.31)
P 值	0.000	0.523	0.000	0.000
R ²	0.523	0.524	0.691	0.689
样本量	330	330	330	330

4 结论与建议

本文运用基于非期望产出的超效率 SBM 模型对我国各省份 2007—2017 年绿色经济效率进行测算,发现北京、上海、广东、江苏、天津等省市绿色经济效率较高,而云南、贵州、甘肃、青海、新疆等西部地区绿色经济效率值较低,排名落后。整体上看,我国东中西部地区绿色经济效率依次呈现高、中、低的分布特征。为推动高质量发展,实现经济增长和绿色发展双赢,提高区域绿色经济效率,探讨了 R&D 投入强度和環境规制对中国区域绿色经济效率的影响,研究发现 R&D 投入强度对绿色经济效率具有正向促进作用,环境规制对绿色经济效率具有显著的负向抑制作用,人均 GDP 水平和城镇化水平对绿色经济效率具有显著正向作用,而人力资本、创新环境及产业结构对绿色经济效率具有抑制作用。为探讨 R&D 投入强度和環境规制对中国区域绿色经济效率的影响的互动机制,引入交互效应模型进行分析,发现交互效应均在 1%水平上显著,环境规制对绿色经济效率的影响通过 R&D 投入强度的作用由负转正,R&D 投入强度对绿色经济效率的影响通过环境规制作用后显著为正,R&D 投入强度和環境规制相互作用,共同促进区域绿色经济效率提升。

本文研究具有较为重要的启示:

第一，为实现创新驱动和创新型国家战略，提高绿色经济效率水平，要加大 R&D 的投入强度，实现关系到国家核心竞争力和重大战略需求的关键核心技术的重大突破和自主创新，促进经济增长、绿色发展和技术进步三者的协调，提高绿色经济效率，加大政府引导，充分调动企业技术创新的积极性和主体作用，尤其要不断加强对中西部地区绿色经济效率较低省份的 R&D 支持力度，弥补区域经济发展短板，促进整体绿色经济效率提升。

第二，继续推进科技体制改革，坚持产学研用相融通的创新之路，营造良好的科研创新环境，加大财税、金融支持力度，进一步优化研发激励机制和知识产权保护机制，加快建立科学技术价值评价体系和科技创新服务平台，促进科技成果转化，优化包括技术、资金、产业、人才、管理、营销、法律在内的科技资源配置效率，激发创新活力和市场竞争能力。

第三，继续加强环境保护和环境规制强度，坚持政治激励和财政激励相结合，通过优化绿色经济考核机制，鼓励地方政府加大生态环境保护力度，改变传统的以 GDP 为核心的考核机制，促进绿色经济效率提升；进一步完善地方政府财权和事权相匹配，完善转移支付制度，缩小区域差距，促进地方政府在加大环境规制强度的同时加强 R&D 投入强度，激励各省份进行有益的“为创新而竞争”，从而提高绿色经济效率，实现高质量发展。

参考文献:

- [1]林伯强, 谭睿鹏. 中国经济集聚与绿色经济效率[J]. 经济研究, 2019(2): 119-132.
- [2]Romer P M. Endogenous technological change[J]. Journal of Political Economy, 1990, 98(5): 71-102.
- [3]严成樑, 龚六堂. R&D 规模、R&D 结构与经济增长[J]. 南开经济研究, 2013(2): 3-19.
- [4]叶祥松, 刘敬. 异质性研发、政府支持与中国科技创新困境[J]. 经济研究, 2018(9): 116-132.
- [5]唐未兵, 傅元海, 王展祥. 技术创新、技术引进与经济增长方式转变[J]. 经济研究, 2014(7): 31-43.
- [6]万伦来, 朱琴. R&D 投入对工业绿色全要素生产率增长的影响——来自中国工业 1999—2010 年的经验数据[J]. 经济学动态, 2013(9): 20-26.
- [7]孙早, 许薛璐. 前沿技术差距与科学研究的创新效应——基础研究与应用研究谁扮演了更重要的角色[J]. 中国工业经济, 2017(3): 5-23.
- [8]Berman E, Bui L T M. Environmental regulation and labor demand: Evidence from the South Coast Air Basin[J]. Journal of Public Economics, 2001, 79(2): 265-295.
- [9]李静, 沈伟. 环境规制对中国工业绿色生产率的影响——基于波特假说的再检验[J]. 山西财经大学学报, 2012(2): 56-65.
- [10]李斌, 彭星, 欧阳铭珂. 环境规制、绿色全要素生产率与中国工业发展方式转变——基于 36 个工业行业数据的实证研究[J]. 中国工业经济, 2013(4): 56-68.
- [11]沈能, 刘凤朝. 高强度的环境规制真能促进技术创新吗?——基于“波特假说”的再检验[J]. 中国软科学, 2012(4): 49-59.

-
- [12]于伟,张鹏.城市化进程、空间溢出与绿色经济效率增长——基于 2002—2012 年省域单元的空间计量研究[J].经济问题探索,2016(1):77-82.
- [13]方杏村,田淑英,王晓玲.财政分权、产业集聚与绿色经济效率——基于 270 个地级及以上城市面板数据的实证分析[J].经济问题探索,2019(11):164-172.
- [14]钱争鸣,刘晓晨.中国绿色经济效率的区域差异与影响因素分析[J].中国人口·资源与环境,2013(7):104-109.
- [15]齐红倩,陈苗.环境规制对我国绿色经济效率影响的非线性特征[J].数量经济研究,2018(2):61-77.
- [16]Tone K. A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis[J].European Journal of Operational Research,2001,130(3):498-509.
- [17]王少剑,高爽,黄永源,等.基于超效率 SBM 模型的中国城市碳排放绩效时空演变格局及预测[J].地理学报,2020(6):1316-1330.
- [18]任梅,王小敏,刘忠梅,等.中国区域生态效率时空变化及其影响因素分析[J].华东经济管理,2019(9):71-79.
- [19]王惠,王树乔,苗壮,等.研发投入对绿色创新效率的异质门槛效应——基于中国高技术产业的经验研究[J].科研管理,2016(2):63-71.
- [20]白俊红,卞元超.中国政府 R&D 资助空间自相关特征研究[J].科研管理,2016(1):77-83.
- [21]白俊红,江可申,李婧,等.区域创新效率的环境影响因素分析——基于 DEATobit 两步法的实证检验[J].研究与发展管理,2009(2):96-102.
- [22]李佳佳,罗能生.税收安排、空间溢出与区域环境污染[J].产业经济研究,2016(6):57-66.
- [23]郭晨,张卫东.产业结构升级背景下新型城镇化建设对区域经济发展质量的影响——基于 PSM-DID 经验证据[J].产业经济研究,2018(5):78-88.
- [24]邓峰,陈春香.R&D 投入强度与中国绿色创新效率——基于环境规制的门槛研究[J].工业技术经济,2020(2):30-36.
- [25]卞元超,白俊红.“为增长而竞争”与“为创新而竞争”——财政分权对技术创新影响的一种新解释[J].财政研究,2017(10):43-53.