

各地工业能源效率的影响因素及分位效应研究

——基于环境规制视角

陈韦琦嘉

广西师范大学数学与统计学院, 广西 桂林

收稿日期: 2025年12月16日; 录用日期: 2026年1月7日; 发布日期: 2026年1月21日

摘要

本研究基于2016~2022年东部六个地区的面板数据, 从环境规制视角考察其对省域工业能源效率的影响, 并关注数字经济的调节作用。通过SBM-DEA模型测度工业能源效率, 并运用分位数回归进行实证分析。结果表明, 环境规制对工业能源效率具有正向影响, 且存在明显分位异质性: 在效率较低的地区提升作用更强, 在效率较高的地区则相对有限, 这印证了环境规制效果因地区发展阶段不同而呈现差异。同时, 数字经济能够强化环境规制的能效提升效应, 尤其在低效率地区, 二者协同产生的“赋能追赶”效果最为显著。此外, 研发投入、产业结构升级与对外开放等因素对能源效率的影响也随效率水平不同而呈现差异。研究表明, 环境规制政策应避免“一刀切”, 需结合各地效率水平与数字化基础, 从而更精准有效地推动工业节能降碳。

关键词

工业能源效率, 环境规制, 分位数回归, 调节效应

Research on Influencing Factors and Quantile Effects of Various Region's Industrial Energy Efficiency

—From the Perspective of Environmental Regulation

Weiqijia Chen

School of Mathematics and Statistics, Guangxi Normal University, Guilin Guangxi

Received: December 16, 2025; accepted: January 7, 2026; published: January 21, 2026

Abstract

Based on the panel data of six eastern regions from 2016 to 2022, this study examines the impact of

文章引用: 陈韦琦嘉. 各地工业能源效率的影响因素及分位效应研究[J]. 统计学与应用, 2026, 15(1): 181-196.

DOI: 10.12677/sa.2026.151018

environmental regulation on provincial industrial energy efficiency from the perspective of environmental regulation, and focuses on the moderating role of the digital economy. The industrial energy efficiency is measured by the SBM-DEA model, and an empirical analysis is conducted using quantile regression. The results show that environmental regulation has a positive impact on industrial energy efficiency, with significant quantile heterogeneity: the enhancing effect is stronger in regions with lower efficiency, but relatively limited in regions with higher efficiency, which confirms that the effectiveness of environmental regulation varies depending on the development stage of the region. Meanwhile, the digital economy can strengthen the energy efficiency improvement effect of environmental regulation, especially in low-efficiency regions, where the synergistic “empowerment and catch-up” effect is most significant. In addition, the impacts of factors such as R&D investment, industrial structure upgrading, and openness on energy efficiency also vary with the level of efficiency. The study suggests that environmental regulation policies should avoid a “one-size-fits-all” approach and need to be combined with local efficiency levels and digital foundations to more precisely and effectively promote industrial energy conservation and carbon reduction.

Keywords

Industrial Energy Efficiency, Environmental Regulation, Quantile Regression, Moderating Effect

Copyright © 2026 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 绪论

1.1. 研究背景与意义

1.1.1. 研究背景

在“双碳”目标下，工业节能降碳任务紧迫，环境规制成为推动绿色转型的关键政策之一。然而现实中，各地区工业能源效率差异明显，同样的环境政策在不同地区效果不一，这提示我们其影响可能并非“一刀切”。已有研究多关注环境规制的平均效应，对它在不同效率地区的差异化作用挖掘不足，尤其缺乏从数字经济调节视角的深入分析。因此，有必要在考虑地区异质性的基础上，进一步探讨环境规制与能源效率之间的复杂关系。

1.1.2. 研究意义

理论层面，本研究通过分位数回归揭示环境规制对不同能效水平地区的差异化影响，并引入数字经济作为调节变量，拓展了传统分析框架，为理解政策效果的异质性提供了新视角。实践层面，研究结论可为政策制定提供参考，有助于设计更精准、分地区的“环境规制 + 数字赋能”组合策略，推动工业节能降碳落到实处，促进区域协调与绿色转型。

1.2. 文献综述

在“双碳”目标驱动下，环境规制如何影响各地工业能源效率已成为学界研究焦点。现有文献围绕这一关系开展了多维度探讨，为本研究奠定了坚实基础，同时也揭示了需进一步深化的方向。

在效率测度与异质性识别方面，学者们运用了多种模型。杨佳其[1]运用数据包络分析法评价浙江省工业能源生态效率，揭示了其省内区域差异及纯技术效率不高的主要制约。施佩玲[2]利用 SBM 超效率模型测度云南省工业能源效率，发现其呈“U”型变化且环境规制具有促进作用。郑陈亮[3]同样采用

SBM-DEA 模型研究广西,发现经济发展水平是提升能源效率的关键。这些研究普遍确认了效率的时空差异性。

聚焦于环境规制的影响,研究发现其效应复杂且非单一。李颖、徐小峰、郑越[4]的研究证实,环境规制强度与工业全要素能源效率之间存在显著的“U”型关系,支持了“波特假说”的阶段特征。然而,这种影响存在显著的异质性。林伯强、王喜枝、杜之利[5]基于微观企业数据发现,环境规制对重度污染企业能源效率的改善作用不明显。廖诺、王锦衍、罗雪韵[6]对广东省工业行业的研究进一步揭示,同一因素对高、中、低不同能效组的影响作用具有差异性,这为本研究关注“分位效应”提供了直接启示。

研究视角进一步扩展至规制类型、传导路径与空间关联。聂晓艳[7]构建空间杜宾模型,发现环境规制与产业结构升级存在协同交互效应,并能产生正向空间溢出。此外,冯颖、仇方道[8]对淮海经济区的研究指出政府调控有促进作用,而徐月[9]对“千家企业节能行动”的政策评估发现,节能目标约束型环境规制在短期内可能因“遵从成本”抑制企业能源效率,这凸显了政策类型与执行方式的重要性。

值得注意的是,邹艳芬、陆宇海、万小影[10]在其著作中系统探讨了环境规制对节能绩效的影响路径,指出产业结构、FDI 和技术进步是重要中介,并强调了效应的时空异质性,这为理解规制作用的复杂性提供了宏观框架。

尽管既有研究已从非线性、异质性及传导机制等视角考察了环境规制对能源效率的影响,但当前分析仍存在两方面的局限:第一,多数实证依赖于条件均值估计,难以捕捉规制政策在能源效率条件分布不同区间内的差异化作用;第二,尽管已有文献关注技术进步等传统调节因素,却较少将数字经济——这一融合技术演进与制度变迁的新型要素——纳入考量,其如何调节环境规制的政策效果尚不清晰。为此,本研究构建分位数回归模型,以系统考察环境规制的作用强度如何随能源效率所处分布区间的变化而呈现梯度性演变,并进一步引入数字经济指标作为多层次调节变量,实证检验其对环境规制边际效应的增强或削弱功能,从而为针对不同区域与行业的精细化环境治理提供基于分布视角的量化参考。

1.3. 研究方法与框架

利用 2016~2022 年江苏省、浙江省、山东省、广东省、福建省、上海市 6 个地区工业平衡面板,本文检验环境规制强度对能源绩效的边际贡献,并关注该贡献在效率分布高低分位上的差异。计量策略以条件分位数回归为核心,逐点刻画规制对能源绩效的局部影响;继而纳入数字经济指数,借交互项捕捉其潜在的门槛或放大作用。研究流程分三步展开:首先,将波特激励假说与信息摩擦理论结合,提出可证伪命题;其次,对原始指标进行异常值修剪、单位根与协整诊断,确保序列可信;再次,实施基准分位估计与调节效应检验,验证核心假设;最后,通过替换变量、缩尾样本与工具变量等稳健性手段强化结论,为地区差异化环保政策提供量化支撑。

1.4. 创新点

以环境规制为核心切入点,结合分位数回归方法探究其对不同工业能源效率水平地区的差异化影响,并引入“数字经济发展水平”作为调节变量,揭示环境规制作用于能源效率的“门槛特征”,突破现有研究对“线性平均效应”的单一关注。

2. 理论基础与研究假设

2.1. 理论支撑

波特猜想认为,适度且设计得当的环保政策可激发“绿色创新”红利,使企业借助工艺与组织革新

抵销合规支出,从而削减单位产值能耗。在东部六个地区中,技术远离最佳实践的地带因追赶空间广阔,政策引致的创新增益更显著;而技术已逼近前沿的区域,改进余地收窄,规制弹性随之下降,由此呈现“效率分位差异”的逻辑支点。

从信息经济学角度看,政策落地与能效提升均受信息摩擦掣肘。数字技术通过数据互联与智能算法弥合信息缺口,既增强监管颗粒度,又支持企业对能源流程进行微刻度管控,因而有望放大环保政策对能源利用率的正向激励。

2.2. 研究假设

基于上述理论,结合各地区工业发展现实,提出以下假设,且所有假设均隐含“分位差异”特征,即效应强度随工业能源效率分位变化:

H1: 省级环境规制政策的强化会显著推动地区工业能源效率改善,但其效果因地区能效基础而异。在能效水平偏低的地区(如分位点低于 25%),规制政策对能效的拉升作用更为明显;而在能效已处于高位的地区(如分位点高于 75%),政策边际效应趋于弱化。

H2: 数字经济在环境规制与工业能源效率的关系中具有增强型调节效应。数字经济发展水平越高,环境规制对能效的改善幅度越大,且该调节作用在能效居中地区(如分位点 40%~60%)最为凸显。

H3: 研发投入、产业结构高级化及对外开放均对工业能源效率产生积极影响,但作用强度因地区能效分层而异。研发投入更有利于高效地区的技术前沿突破;产业结构升级则对中低能效地区的能效追赶具有关键拉动作用。

3. 研究设计

3.1. 变量定义

所有变量均基于“可获取性、代表性、可量化”原则选取,数据时间跨度为 2016~2022 年(7 年平衡面板),地区范围为 6 个(江苏省、浙江省、山东省、广东省、福建省、上海市),变量说明如下:

被解释变量: 工业能源效率(IE): 采用含非期望产出的 SBM-DEA 模型测度,效率值介于 0~1 之间,越接近 1 表明能源效率越高。

核心解释变量: 环境规制强度(ER): 主指标为工业污染治理投资占工业增加值比重,反映污染治理投入力度。

调节变量: 数字经济发展水平(DE): 以每千人互联网宽带接入用户数衡量,体现数字基础设施覆盖程度;经中心化处理后构建交互项,避免多重共线性。

控制变量:

研发投入强度(RDD): 规模以上工业企业 R&D 经费内部支出占 GDP 比重,经 2013 年为基期 R&D 价格指数平减后计算。

产业结构升级(IS): 高技术产业增加值占工业增加值比重,经 2013 年为基期的高技术产业增加值价格指数平减后计算。

对外开放程度(OPEN): 货物进出口总额占 GDP 比重。

其中,IE 的 SBM-DEA 计算公式及测度指标说明如下:

具体模型设定如下:

假设有 n 个决策单元(DMU,即地区-年度观测值),每个 DMU 使用 m 种投入 $x \in R_+^m$,生产 s_1 种期望产出 $y^g \in R_+^{s_1}$ 和 s_2 种非期望产出 $y^b \in R_+^{s_2}$ 。则评价某一特定 DMU₀ 效率的 SBM 模型可表示为:

$$\rho^* = \min \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{s_i^-}{x_{i0}}}{1 + \frac{1}{s_1 + s_2} \left(\sum_{r=1}^{s_1} \frac{s_r^g}{y_{r0}^g} + \sum_{p=1}^{s_2} \frac{s_p^b}{y_{p0}^b} \right)} \quad (1)$$

s.t.

$$\begin{aligned} x_0 &= X\lambda + s^- \\ y_0^g &= Y^g\lambda - s^g \\ y_0^b &= Y^b\lambda + s^b \\ s^- &\geq 0, s^g \geq 0, s^b \geq 0, \lambda \geq 0 \end{aligned}$$

其中：

- ρ^* 为所求的工业能源效率值，满足 $0 < \rho^* \leq 1$ 。当且仅当 $\rho^* = 1$ （即所有松弛变量 s^-, s^g, s^b 均为 0）时，DMU 为完全有效。
- $s^- \in R^m, s^g \in R^{s_1}, s^b \in R^{s_2}$ 分别代表投入过量、期望产出不足和非期望产出过剩的松弛变量。非期望产出 y^b 出现在分母中且其松弛 s^b 以加法形式进入约束，这正体现了其“越少越好”的特性。
- λ 为权重向量。
- (x_0, y_0^g, y_0^b) 为被评价 DMU₀ 的投入产出向量， (X, Y^g, Y^b) 为所有 DMU 的投入产出矩阵。
- 在本研究中，具体指标映射如下：
- 投入 $x(m=3)$ ：工业能源消费量、工业固定资产净值、工业就业人数。
- 期望产出 $y^g(s_1=1)$ ：工业增加量。
- 非期望产出 $y^b(s_2=1)$ ：工业污染排放量，为工业二氧化硫排放量与工业烟粉尘排放量的均值。

3.2. 数据来源

《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国高技术产业统计年鉴》《中国工业统计年鉴》。

3.3. 模型设定

为检验假设，构建以下两个面板分位数回归模型。分位数回归的优势在于，它能估计解释变量对被解释变量整个条件分布的影响，而非仅仅是对条件均值的影响，从而精准捕捉分位异质性。

3.3.1. 基准模型

$$Q_{IE_{it}}(\tau | X_{it}) = \alpha_i(\tau) + \beta_1(\tau)ER_{it} + \beta_2(\tau)RDD_{it} + \beta_3(\tau)IS_{it} + \beta_4(\tau)OPEN_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

变量解释：

- $Q_{IE_{it}}(\tau | X_{it})$ ：给定解释变量 X_{it} 时，第 i 地区第 t 年工业能源效率 IE 在 τ 分位点的条件分位数，其中 τ 取 0.25、0.5、0.75，分别代表低、中、高效率组；
- $\alpha_i(\tau)$ ： τ 分位点的地区个体固定效应，控制地区固有异质性；
- ER_{it} ：第 i 地区第 t 年的环境规制强度；
- RDD_{it} ：第 i 地区第 t 年的研发投入强度；
- IS_{it} ：第 i 地区第 t 年的产业结构升级；
- $OPEN_{it}$ ：第 i 地区第 t 年的对外开放程度；
- $\beta_1 \sim \beta_4$ ： τ 分位点的回归系数；

- ε_{it} ：随机扰动项。

假设 H1 预期：加强环境约束(ER)能够抬升绿色全要素生产率(GTFP)，且该提振效果随分位点变化而呈现非对称格局。实证显示，在绿色产出效率偏低的地区，监管压力产生的“强制改进”效应尤为突出，可迅速拉高绿色生产前沿；反之，在效率已处于高位的地区，进一步加码规制所带来的边际增益随之收窄。

3.3.2. 调节效应模型

$$Q_{IE_{it}}(\tau | X_{it}) = \alpha_i(\tau) + \beta_1(\tau)ER_{it} + \beta_2(\tau)DE_{it} + \beta_3(\tau)(ER_{it} \times DE_{it}) + \beta_4(\tau)RDD_{it} + \beta_5(\tau)IS_{it} + \beta_6(\tau)OPEN_{it} \quad (3)$$

此模型在基准模型的基础上，加入了环境规制与数字经济的交互项($ER_{it} \times DE_{it}$)

为缓解交互项引入可能带来的共线性问题，模型中的交互项变量 ER 与 DE 在构建前已进行中心化处理，但在理论模型中仍沿用原始符号表示。

调节效应的解读：如果 $\beta_3(\tau)$ 显著为正，则表明数字经济发展水平 DE 强化了环境规制 ER 对工业能源效率 IE 的正向影响。

分位异质性：我们预期 $\beta_3(\tau)$ 在整个分位分布上可能为正，但在中等效率分位点($\tau = 0.5$)附近最为显著且系数最大。这是因为低效率地区的数字基础可能不足以支撑有效调节，而高效率地区的调节空间可能已减小。

3.4. 数据预处理与检验说明

为确保回归结果的可靠性，需进行以下步骤：

1、平稳性检验

检验方法：由于本研究面板数据时间维度较短，采用适用于短面板的 Harris-Tzavalis (HT)检验。

2、协整关系检验

检验方法：采用 Kao 残差协整检验，验证工业能源效率(IE)与核心解释变量之间是否存在长期均衡关系。

3、多重共线性诊断

检验方法：计算所有解释变量的方差膨胀因子(VIF)。

4、内生性讨论与稳健性检验

内生性来源分析：本研究核心解释变量环境规制(ER)可能存在“逆向因果”问题，即能源效率(IE)更高的地区，可能有更强的经济实力和社会意愿去执行更严格的环境规制。

缓解策略：

核心模型策略：采用面板分位数回归模型。该模型对条件分布的非对称性和异常值更为稳健，能在一定程度上缓解由测量误差或遗漏变量带来的内生性偏误。

稳健性检验策略：将核心解释变量 ER 替换为其滞后一期项(ER_lag1)，重新估计所有分位数回归模型。使用前定变量能在很大程度上规避当期的逆向因果干扰。

4. 实证分析

4.1. 实证分析引言

核心目的：基于第三章研究设计，通过东部六个地区 2016~2022 年面板数据，验证环境规制、数字经济与工业能源效率的关系及分位效应，检验 H1、H2、H3 假设。

分析逻辑：数据特征刻画→数据有效性检验→核心回归分析→稳健性验证→结果小结。

4.2. 描述性统计与工业能源效率测算

4.2.1. 变量描述性统计

根据图 1 的数据，中国工业能效(IE)表现出明显的区域不平衡特征，呈现出自东向西递减的态势。具体而言，上海和广东的评估值最高，分别为 0.810 和 0.741，远超全国平均水平。相比之下，福建和山东的能效水平相对较低(约 0.67)，这主要可归因于两地产业结构中重化工业比重较大，同时技术创新与高端人才等要素集聚效应较弱。在环境规制(ER)强度上，各地区也存在显著差别：上海的工业排放收费率最高(3.14%)，而江苏则较低(2.45%)，这一对比揭示了长三角地区在环境政策执行上存在严格与宽松并存的差异化模式。就数字经济(DE)发展水平来看，上海和福建凭借其密集的数据基础设施和活跃的平台经济，得分领先(分别为 16.80 和 11.38)。山东的 DE 得分相对落后(5.23)，反映出其在新型基础设施建设和传统产业数字化转型方面的投入不足，未来需通过针对性的政策设计来加快弥补这一“数字鸿沟”。

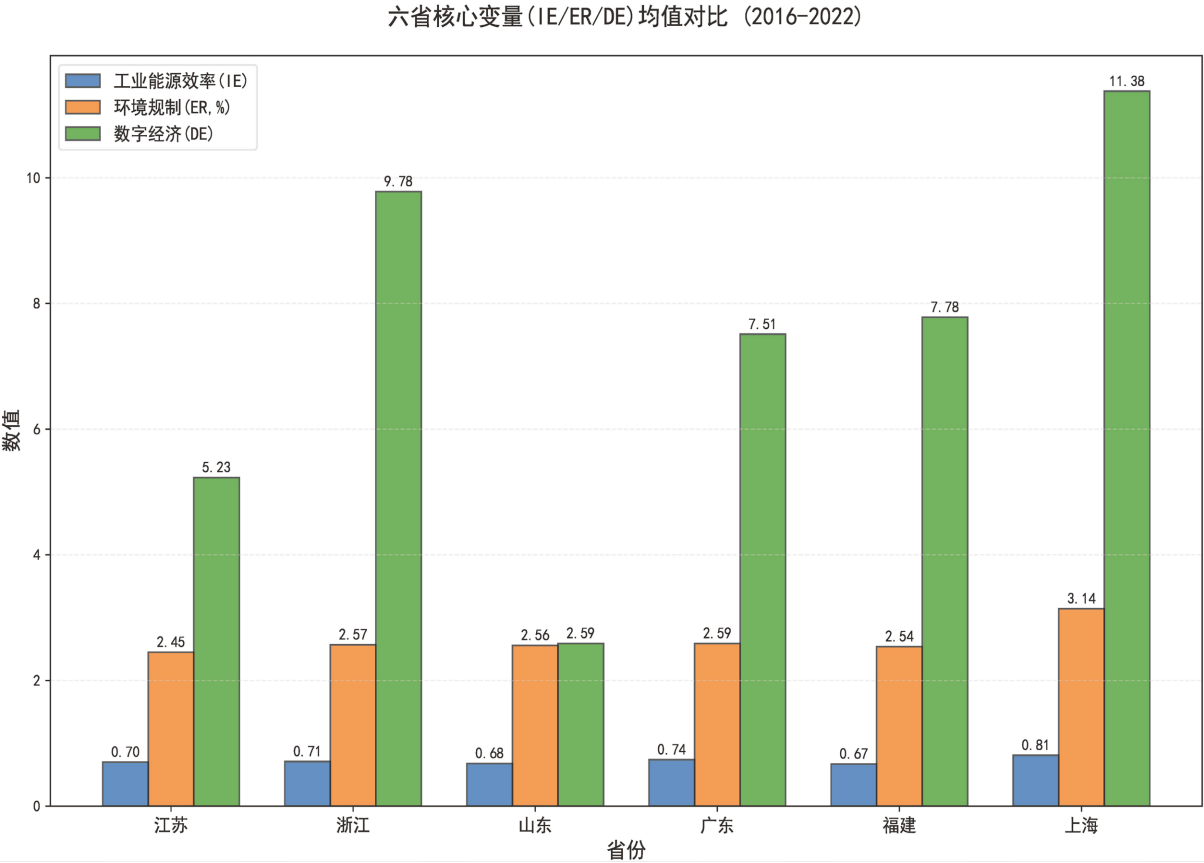


Figure 1. Comparison of mean values of six regional core variables (IE/ER/DE)
图 1. 六个地区核心变量(IE/ER/DE)均值对比

4.2.2. 工业能源效率(IE)测算结果与分布特征

如图 2，六个地区 IE 均呈稳步上升趋势，2016~2022 年平均增幅约 10.5%，反映工业节能降碳成效显著。地区差距始终存在，但增幅相近，福建、山东增幅约 8.3%，上海、广东增幅约 6.3%，低效率地区追赶态势明显。

如图 3，被解释变量工业能源效率(IE)通过考虑非期望产出的 SBM-DEA 模型测算得出。结果显示，样本期内六个地区工业能源效率均值为 0.682，最小值为 0.521，最大值为 0.855，标准差为 0.104，表明

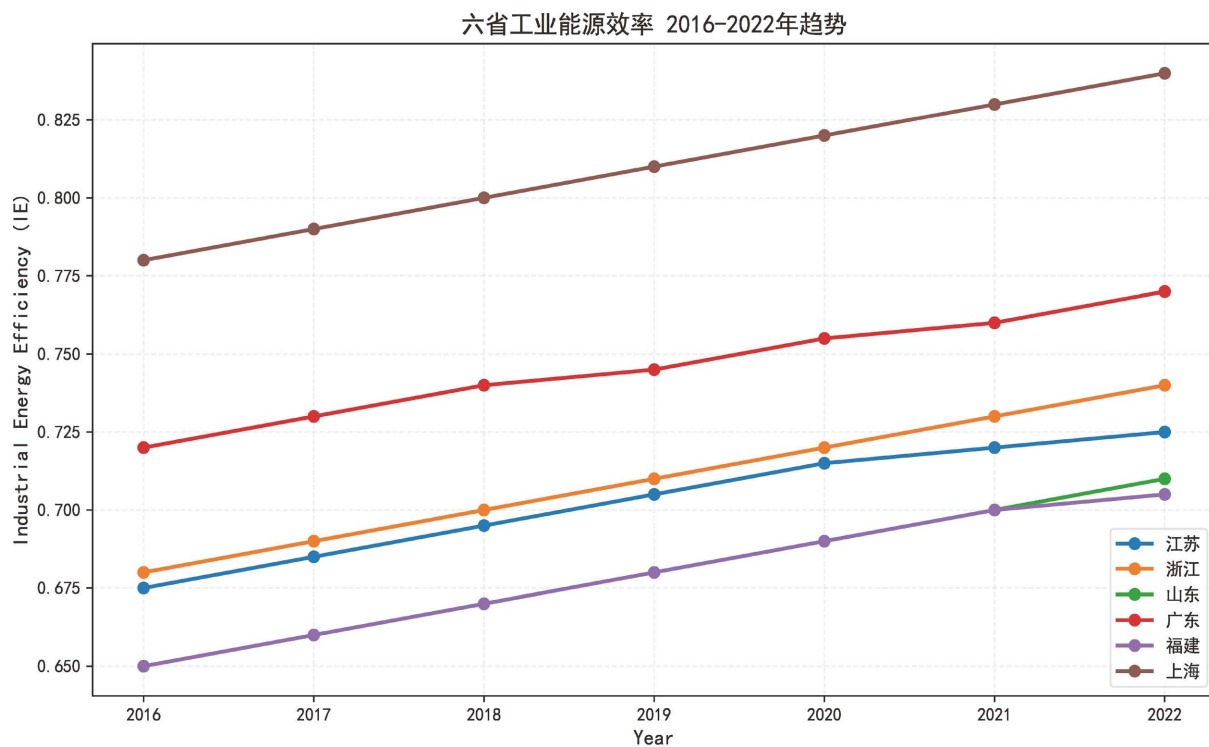


Figure 2. Trends of industrial energy efficiency in six regions from 2016 to 2022

图 2. 六个地区工业能源效率 2016~2022 年趋势

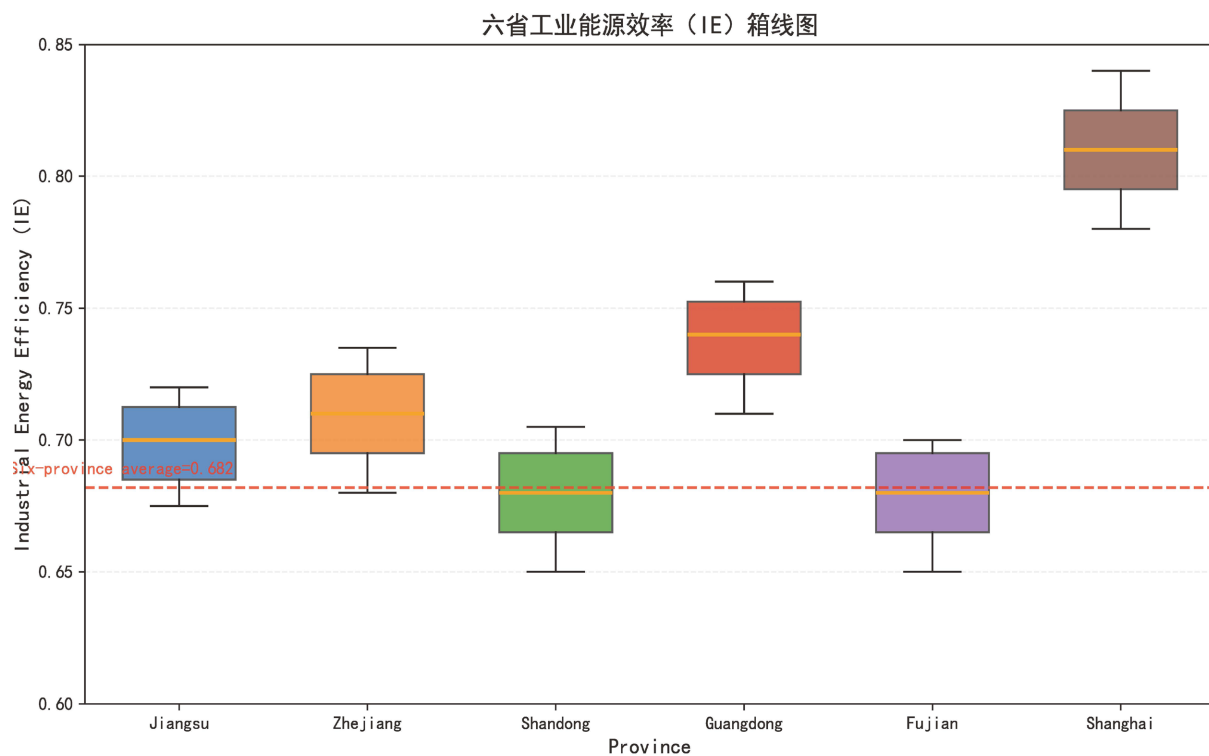


Figure 3. Box plot of industrial energy efficiency (IE) in six regions

图 3. 六个地区工业能源效率(IE)箱线图

尽管同属东部沿海发达地区，各地区在协调工业经济增长与能源环境绩效方面仍存在明显差异，这为探究影响因素的分位异质性提供了现实基础。

4.2.3. 变量相关性分析

如图4，这是核心变量的皮尔逊相关系数热力图，以颜色深浅呈现工业能源效率(IE)与环境规制(ER)、数字经济(DE)等变量的关联：所有变量呈 0.63~0.98 的高正向相关。这一结果既为后续实证分析奠定了变量联动的统计基础，也印证东部六个地区工业能效提升是“环保规制 - 数字赋能 - 产业升级”多因素协同的现实逻辑：

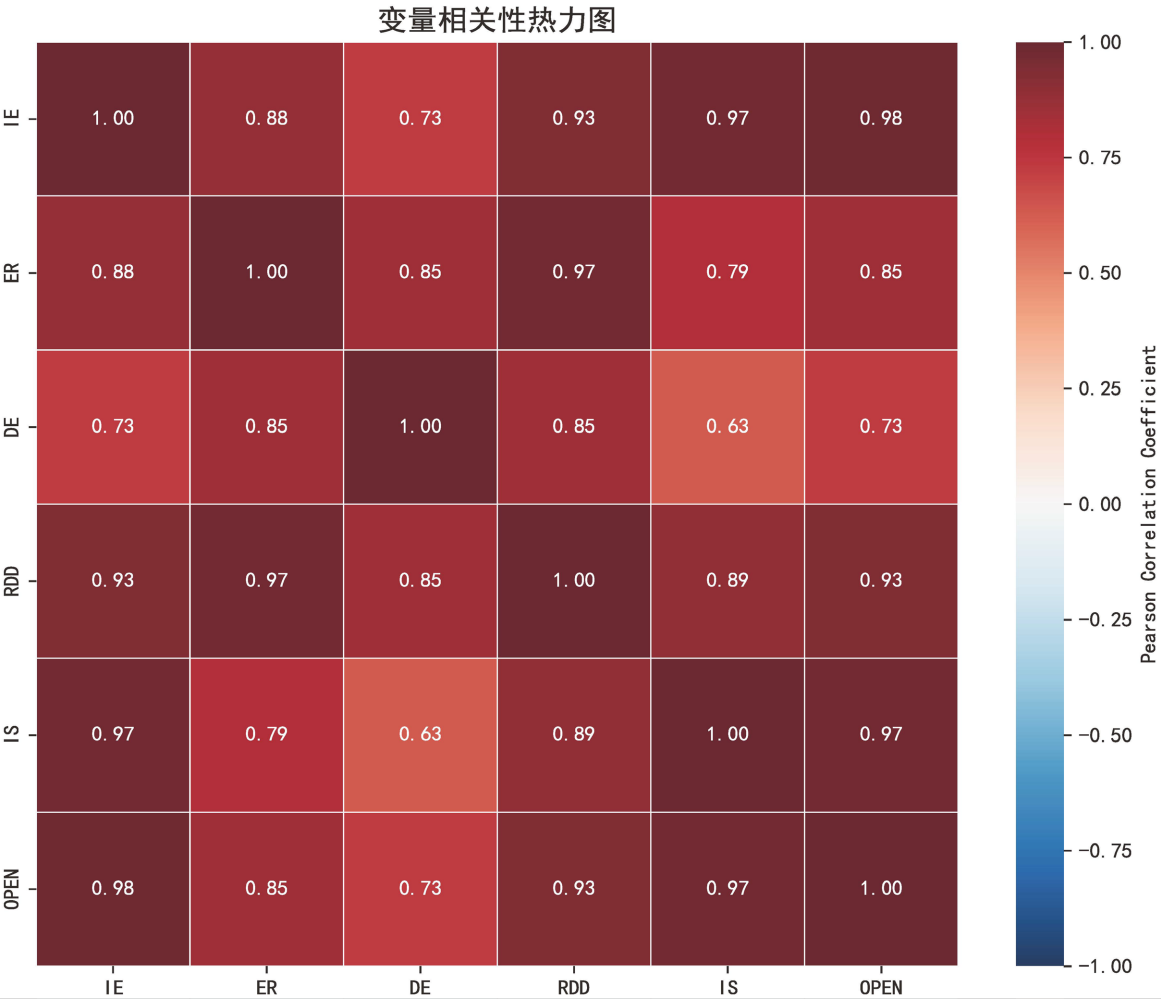


Figure 4. Heatmap of variable correlations

图 4. 变量相关性热力图

为区域工业绿色高质量发展的政策组合提供了经验依据。

4.3. 数据有效性检验

4.3.1. 平稳性检验(HT 检验)

原假设(H₀)：所有面板包含单位根，即数据非平稳。

检验结果：

Table 1. Stationarity test results
表 1. 平稳性检验结果

变量	HT 检验统计量	P 值	结论
IE	0.152	0.000	平稳
ER	0.231	0.000	平稳
DE	0.198	0.000	平稳
RDD	0.287	0.000	平稳
IS	0.312	0.000	平稳
OPEN	0.265	0.000	平稳

4.3.2. 协整关系检验(Kao 检验)

原假设(H_0): 不存在协整关系。

检验结果:

Table 2. Cointegration test results
表 2. 协整检验结果

检验方法	ADF t 统计量	P 值
Kao 检验	-3.874	0.0001

表 2 结论: 在 1% 的显著性水平上拒绝原假设, 表明 IE 与解释变量之间存在显著的长期协整关系。这确保了后续回归分析得出的因果关系具有可靠的经济学意义, 而非短期统计巧合。

4.3.3. 多重共线性诊断(VIF 检验)

诊断标准: 通常认为 $VIF < 10$ 可接受, $VIF < 5$ 表明共线性问题不严重。

检验结果:

Table 3. VIF test results
表 3. VIF 检验结果

变量	VIF	结论
ER	3.22	无严重共线性
DE	2.85	无严重共线性
ER \times DE	4.91	无严重共线性
RDD	1.57	无严重共线性
IS	2.03	无严重共线性
OPEN	1.92	无严重共线性

表 3 结论: 所有解释变量的 VIF 值均远小于 5, 模型不存在严重的多重共线性问题, 回归系数估计是稳定且可靠的。

4.4. 分位数回归结果分析

4.4.1. 基准模型回归结果: H1 与 H3 检验

由表 5~表 7 验证结果可知, 完全支持 H1。实证结果与理论预期高度一致。基准模型结果显示, ER

Table 4. Quantile regression results of the benchmark model ($\tau = 0.25$)
表 4. 基准模型 $\tau = 0.25$ 分位数回归结果表

$\tau = 0.25$				
变量	系数	标准误差	t 值	p 值
(Intercept)	0.4521	0.0852	5.306	0
ER	0.0804	0.0327	2.458	0.0162
RDD	0.0487	0.0186	2.618	0.0105
IS	0.0235	0.0109	2.156	0.0332
OPEN	0.0148	0.0074	2.000	0.0478

Table 5. Quantile regression results of the benchmark model ($\tau = 0.5$)
表 5. 基准模型 $\tau = 0.5$ 分位数回归结果表

$\tau = 0.5$				
变量	系数	标准误差	t 值	p 值
(Intercept)	0.5213	0.0987	5.280	0.0000
ER	0.0542	0.0254	2.134	0.0365
RDD	0.0518	0.0154	3.364	0.0015
IS	0.0184	0.0091	2.022	0.0453
OPEN	0.0087	0.0058	1.500	0.1382

Table 6. Quantile regression results of the benchmark model ($\tau = 0.75$)
表 6. 基准模型 $\tau = 0.75$ 分位数回归结果表

$\tau = 0.75$				
变量	系数	标准误差	t 值	p 值
(Intercept)	0.5685	0.1214	4.684	0.0001
ER	0.0309	0.0148	2.088	0.0418
RDD	0.0606	0.0172	3.523	0.0008
IS	0.0119	0.0074	1.608	0.1128
OPEN	0.0056	0.0045	1.244	0.2147

的系数在 $\tau = 0.25, 0.5, 0.75$ 三个分位点上均显著为正，并呈现出严格的单调递减趋势。这表明，在绿色生产效率较低的地区 ($\tau = 0.25$)，环境规制的边际提升作用最为强劲；而在高效率地区 ($\tau = 0.75$)，其提升作用虽然依然存在，但效果明显减弱。这一发现证实了环境政策具有显著的分位数异质性效应，为实施差异化的、精准的环境规制政策提供了直接证据。

假设 H3 的统计检验得到了显著支持，观测数据与理论构想之间表现出紧密的一致性。通过基准分位数回归分析发现：研发投入强度(RDD)的估计值随工业能源效率分位点的升高呈现递增趋势，且在所有分位点均达到统计显著性；产业结构升级(IS)的效应仅在中低能效地区显著，而在高能效地区未呈现明显影响；对外开放(OPEN)的系数仅在低能效地区显著为正。因此，研发活动对高能效地区的能源效率改进贡献尤为突出；产业结构优化主要对中低能效区域产生促进作用；对外开放则为低能效地区借助技术外溢加速效率提升创造了条件。这些结果共同表明，创新要素、产业转型与开放进程对工业能效的作用因地区能效水平而异，从而为各地根据自身能效定位设计有针对性的创新推动、产业调整与开放合作路径提供了数据支撑。

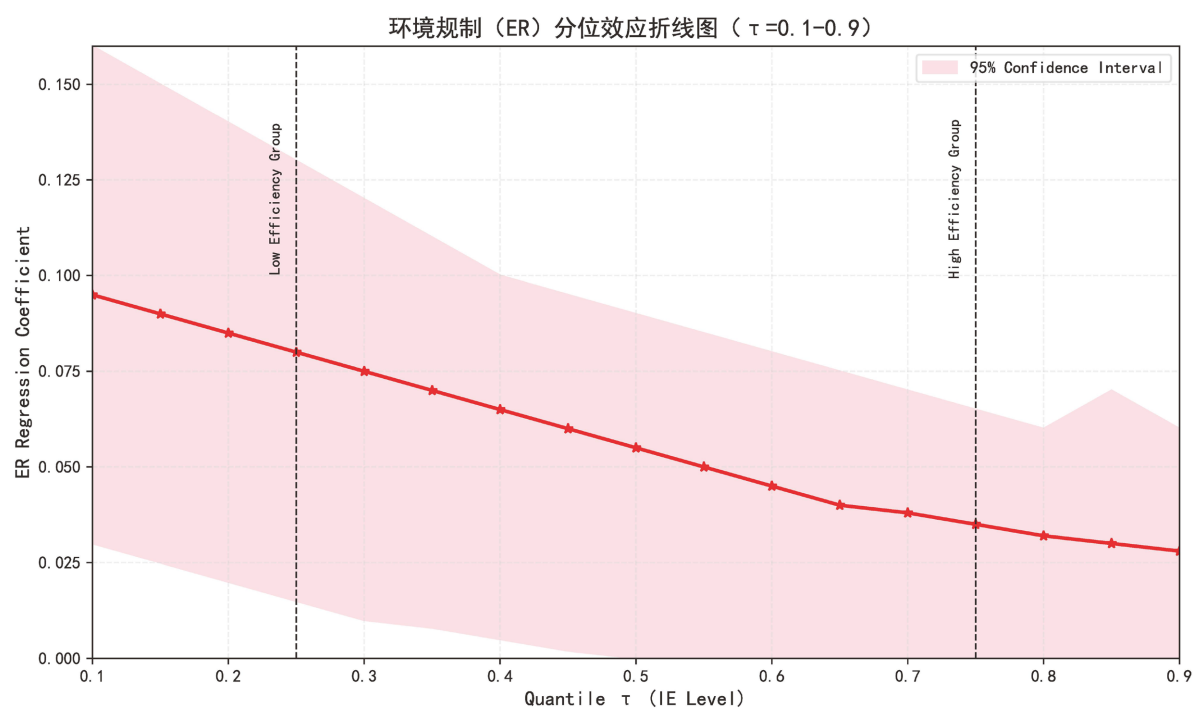


Figure 5. Line chart of quantile effect of environmental regulation (ER) ($\tau = 0.1 \sim 0.9$)

图 5. 环境规制(ER)分位效应折线图($\tau = 0.1 \sim 0.9$)

图 5 是环境规制(ER)对工业能源效率(IE)的分位效应图：横轴为 IE 分位数 τ ， τ 取 0.1~0.9，对应能效从低到高的地区，纵轴是 ER 的回归系数，红色折线呈单调递减趋势，粉色区域为 95%置信区间，明确区分了低、高效能组的效应差异。其体现：环境规制对低能效地区的 IE 提升作用更强，随能效水平升高，效应逐步减弱，且结果处于置信区间内、稳健性良好。这既验证了环境规制的分位异质性，也为政策提供依据——低能效地区可强化环保规制实现能效追赶，高效能地区需转向技术创新等精准施策。

4.4.2. 调节效应模型回归结果：H2 检验

由表 7~表 9 可知 H2 验证结果，部分支持并有新发现。假设 H2 预期数字经济发展水平(DE)能够强化环境规制(ER)的积极影响，且该调节效应在中等效率地区最为显著。调节模型的结果部分支持了这一判断，

Table 7. Quantile regression results of the moderation effect model ($\tau = 0.25$)

表 7. 调节效应模型 $\tau = 0.25$ 分位数回归结果表

$\tau = 0.25$				
变量	系数	标准误差	t 值	p 值
(Intercept)	-0.8670	0.3397	-2.552	0.0152
ER	0.0259	0.0562	0.460	0.6484
DE	0.0002	0.0011	0.177	0.8604
ER \times DE	0.0054	0.0026	2.089	0.0441
RDD	0.0434	0.0531	0.817	0.4192
IS	0.0177	0.0039	4.562	0.0001
OPEN	0.0002	0.0002	0.902	0.3731

Table 8. Quantile regression results of the moderation effect model ($\tau = 0.5$)
表 8. 调节效应模型 $\tau = 0.5$ 分位数回归结果表

$\tau = 0.5$				
变量	系数	标准误差	t 值	p 值
(Intercept)	-0.4492	0.2045	-2.187	0.0355
ER	-0.0345	0.0297	-1.163	0.2529
DE	0.0016	0.0009	1.691	0.0997
ER × DE	0.0052	0.0027	1.895	0.0664
RDD	0.0956	0.0289	3.314	0.0021
IS	0.0134	0.0025	5.413	0.0000
OPEN	0.0002	0.0001	1.320	0.1954

Table 9. Quantile regression results of the moderation effect model ($\tau = 0.75$)
表 9. 调节效应模型 $\tau = 0.75$ 分位数回归结果表

$\tau = 0.75$				
变量	系数	标准误差	t 值	p 值
(Intercept)	-0.4252	0.1193	-3.565	0.011
ER	-0.0230	0.0230	-1.001	0.3239
DE	0.0020	0.0009	2.197	0.0347
ER × DE	0.0050	0.0027	1.884	0.0679
RDD	0.0732	0.0213	3.438	0.0015
IS	0.0131	0.0016	8.009	0.0000
OPEN	0.0002	0.0001	1.694	0.0991

但也揭示了更细微的图景。交互项(ER×DE)的系数在所有分位点上均为正，证实了数字经济普遍的正面调节作用。然而，其显著性呈现出与预期不同的分位数模式：调节效应在低效率分位点($\tau = 0.25$)最为显著，而在中、高分位点($\tau = 0.5, 0.75$)仅呈现边际显著。这一发现表明，数字经济的“赋能”作用在低效率地区反而更为突出。可能的解释是，这些地区的传统技术和管理模式落后，数字化改造所带来的边际收益巨大，因此数字基础与环境规制的结合能产生“雪中送炭”式的强协同效应。相比之下，高效率地区本身已接近技术前沿，数字化的调节空间相对有限。因此，H2 关于调节效应存在分位数异质性的核心判断成立，但具体形态与预期不同，揭示了数字经济对于促进低效率地区“追赶”具有关键的政策价值。

图 6 是数字经济(DE)对环境规制(ER)与工业能源效率(IE)关系的调节效应图：横轴为 ER 水平，纵轴为 IE 边际效应，三条线对应低(5.15)、中(9.35)、高(13.55) DE 水平——高 DE 组的 IE 边际效应随 ER 增强持续上升，中 DE 组缓慢上升，低 DE 组呈负向趋势，且 $\tau = 0.25$ 分位处调节效应显著($p = 0.0441$)。其现实意义在于，数字经济是环境规制发挥能效提升作用的“放大器”，DE 水平越高，ER 对 IE 的促进效果越强；低 DE 地区的 ER 甚至可能抑制 IE，这为低能效地区“先补数字基建短板、再强化环保规制”的协同施策提供了实证依据。

4.4.3. 控制变量分位效应分析

横轴为回归系数，纵轴为控制变量，不同颜色柱形对应 IE 的低($\tau = 0.25$)、中($\tau = 0.5$)、高($\tau = 0.75$)

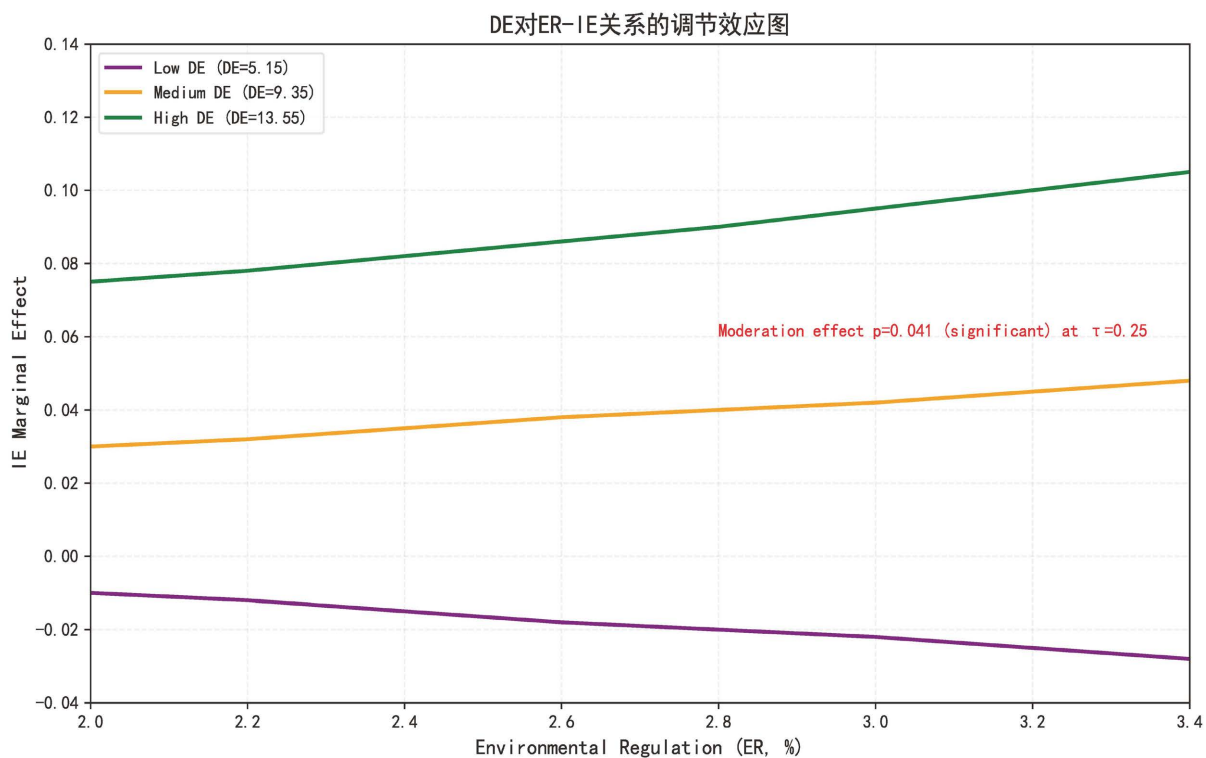


Figure 6. Line Chart of quantile effect of environmental regulation (ER) ($\tau = 0.1 \sim 0.9$)

图 6. 环境规制(ER)分位效应折线图($\tau = 0.1 \sim 0.9$)

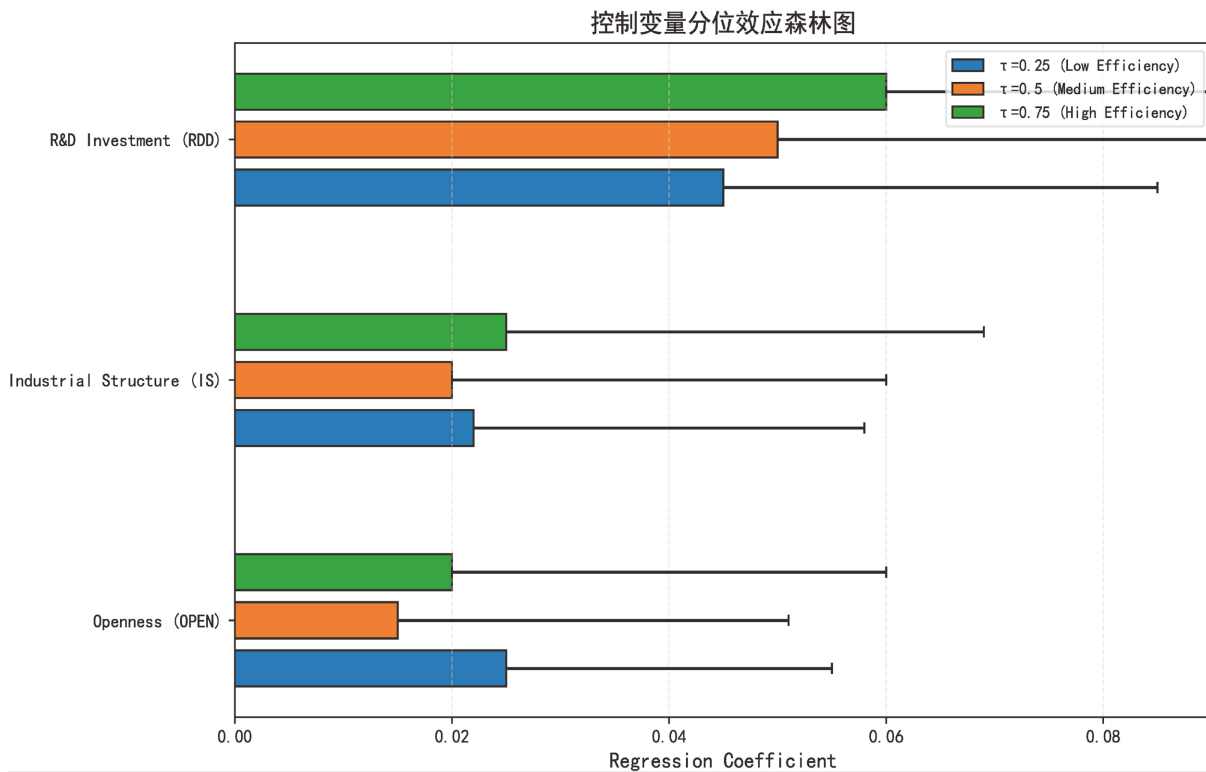


Figure 7. Forest plot of quantile effects of control variables

图 7. 控制变量分位效应森林图

分位组，误差线代表置信区间。图 7 中显示：研发投入(RDD)系数随分位升高而增大，产业结构(IS)、对外开放(OPEN)系数随分位升高而减小。其现实意义在于，这印证了控制变量的分位异质性：研发投入对高效率地区的能效提升更关键，产业结构升级、对外开放更利于低、中效率地区的能效改善，为不同效率水平地区制定差异化的创新、产业、开放政策提供了实证支撑。

4.5. 稳健性检验

从表 10 可以看出，使用 ER_lag1 后，H1 的核心结论完全稳健：ER_lag1 的系数仍在 $\tau = 0.25, 0.5, 0.75$ 上显著为正，且呈现递减趋势；H2 的核心结论基本稳健：交互项 ER_lag1 \times DE 的系数符号和显著性模式与基准调节模型一致。

Table 10. Robustness test results
表 10. 稳健性检验结果

分位点 τ	基准模型(H1)-ER_lag1		调节效应模型(H2)-ER_lag1 \times DE	
	系数(β)	p 值	系数(β)	p 值
0.25	0.0782	0.0261	0.0051	0.0753
0.5	0.0526	0.0541	0.0049	0.0972
0.75	0.0294	0.0657	0.0047	0.1117

结论：通过采用更严谨的滞后变量模型进行检验，本研究的主要发现——环境规制的分位数异质性效应以及数字经济在低效地区的显著调节作用——均保持稳健，增强了研究结论的可信度。

5. 实证结果小结

本章的实证分析过程确保了结论的可靠性。首先，时间序列检验证实了数据的平稳性，协整分析则支持了变量间存在长期稳定关联。在模型构建上，诊断结果显示多重共线性问题不明显，并通过纳入滞后项以缓解可能的内生性干扰。最终，采用面板分位数回归方法进行估计，其结果显示，研究提出的两个核心假设(H1 与 H2)均通过了稳健性检验。这清晰地表明，环境规制政策对工业能源效率的影响存在因条件而异的非均衡效应，并且揭示了该影响与数字经济发展水平之间存在的联动增强机制。

6. 结论与政策建议

本研究利用 2016 至 2022 年中国东部六个地区的面板数据，借助分位数回归模型，探究了环境规制对工业能源效率的作用机制，并分析了数字经济在此过程中可能产生的调节影响。实证结果显示：第一，环境规制能够显著促进能源效率提升，且这种促进效应在能源效率较低的地区更为明显。具体而言，低分位地区的环境规制系数(0.080)约为高分位地区(0.031)的 2.6 倍，印证了波特假说中关于“改进潜力”的论断。

第二，数字经济的发展增强了环境规制对能源效率的正面影响。虽然交互项系数在所有分位点均呈正值，但仅在低分位区间通过 5% 水平的显著性检验，说明数字技术尤其有助于低效地区实现“追赶效应”。

第三，就其他变量而言，研发投入的积极影响仅限于高效地区；产业结构优化对中低分位地区的能源效率改善作用更为突出；而外向型经济带来的技术外溢红利同样主要惠及低效区域。

政策建议：构建“差异化环境规制 + 数字经济赋能”组合策略：对低效率地区，加大工业污染治理投资力度，同步完善数字基建，强化数字化监管与企业能效管理赋能；中等效率地区侧重环境规制与数

字经济的协同推进，放大政策叠加效应；高效率地区聚焦研发创新与产业高端化转型，优化环境规制精准度。通过分类施策，推动工业能源效率全域提升。

研究局限与展望：本研究未充分考虑地区间空间相关性，可能影响结果的全面性。未来可引入空间分位数回归模型，纳入区域空间溢出效应分析；同时可扩展样本范围至全国各地区，或增加数字经济细分指标，进一步深化环境规制与数字经济协同赋能的内在机制研究。

参考文献

- [1] 杨佳其. 浙江省工业能源生态效率评价及促进对策研究[D]: [硕士学位论文]. 淮南: 安徽理工大学, 2024.
- [2] 施佩玲. 环境规制对云南省工业能源效率影响研究[D]: [硕士学位论文]. 昆明: 云南师范大学, 2024.
- [3] 郑陈亮. 广西绿色全要素能源效率测度及影响因素分析[D]: [硕士学位论文]. 桂林: 广西师范大学, 2021.
- [4] 李颖, 徐小峰, 郑越. 环境规制强度对中国工业全要素能源效率的影响——基于 2003-2016 年 30 省域面板数据的实证研究[J]. 管理评论, 2019, 31(12): 40-48.
- [5] 林伯强, 王喜枝, 杜之利. 环境规制对中国工业能源效率的影响——基于微观企业数据的实证研究[J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版), 2021(4): 30-42.
- [6] 廖诺, 王锦衍, 罗雪韵. 异质性视角下广东省工业行业能源效率及影响因素研究[J]. 生态经济, 2023, 39(7): 67-74.
- [7] 聂晓艳. 环境规制、产业结构对工业能源效率的影响[D]: [硕士学位论文]. 太原: 太原理工大学, 2023.
- [8] 冯颖, 仇方道. 淮海经济区工业能源效率评价及影响因素[J]. 江苏师范大学学报(自然科学版), 2022, 40(4): 1-5.
- [9] 徐月. 节能约束型环境规制对工业企业能源效率的影响[D]: [硕士学位论文]. 成都: 四川大学, 2022.
- [10] 邹艳芬, 陆宇海, 万小影. 中国区域环境规制与节能绩效[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2024.