

文章题目：要素市场扭曲与制造业企业污染排放

文章所属专业委员会领域：资源与环境经济

摘要：促进人与自然和谐共生是中国式现代化的本质要求。本文以中国经济发展过程中出现的环境污染为问题导向，以探究引起环境污染的重要因素为逻辑起点，聚焦探索要素市场扭曲引致的资源低效配置对微观企业污染排放的影响效应与传导机制，并利用 2001–2007 年中国工业企业数据库和中国企业污染排放数据库合并数据来构建指标体系进行定量检验。研究表明：要素市场扭曲显著提高了中国制造业企业的污染排放强度，且劳动力、资本与中间品市场扭曲对企业污染排放的促进作用均显著存在。异质性分析表明，要素市场扭曲的微观环境效应会因不同企业、行业特征而异，具体对本土企业、内销企业、中小型企业、融资约束程度较强企业以及污染行业、高能耗行业、资本密集型行业企业污染排放的促进作用更大。机制检验显示，研发创新抑制效应、减排投资缩减效应、生产率弱化效应与生产规模收缩效应均是要素市场扭曲影响企业污染排放行为的作用机制。拓展分析表明，基于企业动态演变视角，要素市场扭曲主要通过企业自成长效应与退出效应两条渠道提高制造业行业污染排放强度；基于市场和政府互动视角，政府环境管制能够有效缓解要素市场扭曲所引致的制造业企业污染排放提升效应。研究结论有助于准确评估要素市场扭曲的微观环境效应，为政策制定和调整提供经验证据。

关键词：要素市场扭曲；企业污染排放；资源低效配置；微观环境效应

要素市场扭曲与制造业企业污染排放

摘要：促进人与自然和谐共生是中国式现代化的本质要求。本文以中国经济发展过程中出现的环境污染为问题导向，以探究引起环境污染的重要因素为逻辑起点，聚焦探索要素市场扭曲引致的资源低效配置对微观企业污染排放的影响效应与传导机制，并利用 2001–2007 年中国工业企业数据库和中国企业污染排放数据库合并数据来构建指标体系进行定量检验。研究表明：要素市场扭曲显著提高了中国制造业企业的污染排放强度，且劳动力、资本与中间品市场扭曲对企业污染排放的促进作用均显著存在。异质性分析表明，要素市场扭曲的微观环境效应会因不同企业、行业特征而异，具体对本土企业、内销企业、中小型企业、融资约束程度较强企业以及污染行业、高能耗行业、资本密集型行业企业污染排放的促进作用更大。机制检验显示，研发创新抑制效应、减排投资缩减效应、生产率弱化效应与生产规模收缩效应均是要素市场扭曲影响企业污染排放行为的作用机制。拓展分析表明，基于企业动态演变视角，要素市场扭曲主要通过企业自成长效应与退出效应两条渠道提高制造业行业污染排放强度；基于市场和政府互动视角，政府环境管制能够有效缓解要素市场扭曲所引致的制造业企业污染排放提升效应。研究结论有助于准确评估要素市场扭曲的微观环境效应，为政策制定和调整提供经验证据。

关键词：要素市场扭曲；企业污染排放；资源低效配置；微观环境效应

Factor Market Distortions and Pollution Emissions of Manufacturing Firms

Abstract: Promoting harmonious coexistence between human and nature is the essential requirement of Chinese-style modernization. This paper takes the environmental pollution in the process of China's economic development as the problem orientation, and takes the important factors causing environmental pollution as the logical starting point, focusing on exploring the effect and transmission mechanism of inefficient allocation of resources caused by distortion in the factor market on the pollution emission of micro-enterprises. Then, we utilize the combined data of China's industrial enterprise database and China's enterprise pollution emission database from 2001 to 2007 to construct the indicator system for quantitative testing. The study shows that factor market distortions significantly increase the pollution emission intensity of Chinese manufacturing firms, and that distortions in the labor, capital and intermediate goods markets all contribute significantly to firms' pollution emissions. Heterogeneity analysis shows that the micro-environmental effects of factor market distortions will vary according to the characteristics of different enterprises and industries, specifically the promotion of pollution emissions is greater for local enterprises, domestic sales enterprises, small and medium-sized enterprises, enterprises with stronger financing constraints, as well as enterprises in polluting industries, high-energy-consuming industries, and capital-intensive industries. Mechanism tests show that the inhibition effect of R&D and innovation, the shrinkage effect of emission reduction investment, the productivity weakening effect and the production scale contraction effect are the mechanisms through which factor market distortions affect the pollution emission behavior of enterprises. Further analysis shows that, based on the perspective of dynamic evolution of enterprises, the

factor market distortion mainly raises the pollution emission intensity of the manufacturing industry through the two channels of enterprise self-growth effect and exit effect; based on the perspective of interaction between the market and the government, the government's environmental control can effectively alleviate the pollution emission enhancement effect of the manufacturing enterprises induced by the factor market distortion. The findings of the study help to accurately assess the microenvironmental effects of factor market distortions and provide empirical evidence for policy formulation and adjustment.

Keywords: factor market distortion; firm pollution emission; inefficient allocation of resources; micro-environmental effect

一、引言

党的十八大以来,我国高度重视环境污染问题,谋划开展了一系列根本性和长远性工作,推动生态文明建设从实践到认识发生了历史性变化。二十大报告将“人与自然和谐共生的现代化”上升到“中国式现代化”的内涵之一,再次明确了新时代中国生态文明建设的战略任务,以推动绿色发展、促进人与自然和谐共生作为总基调。十年来,我国单位 GDP 二氧化碳排放下降了 34.4%,煤炭在一次能源消费中的占比从 68.5%下降到了 56%;地表水Ⅰ—Ⅲ类优良水体断面比例提升了 23.3%,达到 84.9%,已经接近发达国家水平;2021 年全国地级以上城市细颗粒物(PM_{2.5})平均浓度比 2015 年下降了 34.8%,历史性达到了世卫组织第一阶段过渡值^①。然而,必须重视的是,我国生态文明建设和生态环境保护仍面临不少困难和挑战,如目前我国以煤炭为主的能源消费结构难以在短期内改变,经济社会发展同生态环境保护的矛盾仍然突出,资源环境承载能力已经达到或接近上限。这些问题俨然成为新时代生态文明建设与绿色转型发展的瓶颈制约和全面建设社会主义现代化国家的明显短板。鉴于此,有效推进“稳增长”与“促污染减排”之间的有效协同,成为立足新发展阶段、推动经济社会全面绿色转型的必然选择。

要素市场扭曲具有很强的传导性和扩散性,由此造成了一系列经济结构性矛盾和问题。加快要素市场化改革,是深化供给侧结构性改革、解决制约全局深层次矛盾的重要突破口。中国近年来持续推出多项市场化改革措施,目的在于有效激发市场活力、充分调动企业积极性以及精准释放政策红利,从而实现转换增长动能的重要政策目标。然而,与商品和服务市场相比,要素市场发育还不充分,存在着市场决定要素配置范围有限、要素流动存在体制机制障碍、要素价格传导机制不畅等问题,导致生产要素难以实现由低质低效领域向优质高效领域自由有序流动(王永进和李宁宁,2021),进而制约了企业的生产与发展。作为污染防治的主体,企业的减排行为关乎整个产业甚至国家整体能否实现经济与环境的协调发展。那么,要素市场扭曲在引致企业增长放缓的同时是否会影响企业污染排放行为?如果答案是肯定的,要素市场扭曲又是通过何种路径对微观企业环境绩效产生影响呢?厘清这一问题,有助于探索要素市场化改革引致的多元化政策效果,切实引导企业“提质”与“增效”并重,从而促进整体经济绿色转型发展。因此,在国内污染防治力度日益加强和要素市场化改革不断深化的双重背景下,全面厘清要素市场扭曲对企业污染排放的影响效应与传导链条,

^① 数据来源于中共中央宣传部 2022 年 9 月 15 日举办的“中国这十年”系列主题新闻发布会。

不仅将为有效评估体制机制建设效果提供科学依据,也为新时代我国生态文明建设进程中打好污染防治攻坚战继而实现环境保护与经济增长协同发展提供重要理论支持。

与本文研究相关的主要有两支文献:第一支是关于要素市场扭曲的经济效应研究。该类文献主要以经验分析为主,且大都集中于行业或企业生产率和其他经济效应。针对生产率的文献,如赵自芳和史晋川(2006)、陈永伟和胡伟民(2011)、Brandt et al.(2013)认为要素市场扭曲是制约中国经济增长及效率提升的重要因素;Hsieh and Klenow(2009)、朱喜等(2011)、盖庆恩等(2015)、刘宗明和吴正倩(2019)均基于HK模型考察了要素市场扭曲对行业或企业生产率的抑制作用;此外,一些学者认为要素市场扭曲不仅会降低在位企业的资源配置效率,还会影响企业进入和退出行为,并基于企业行为视角探究了要素市场扭曲对经济效率的影响(Peters, 2013; Midrigan and Xu, 2014; Jaef and Lopez, 2014; 李鲁等, 2016)。针对其他经济效应的文献,如张杰等(2011)、Ljungwall and Tingvall(2015)、白俊红和卞元超(2016)、陈经伟和姜能鹏(2020)等学者讨论了要素市场扭曲对企业R&D投入或技术创新的负向影响;林伯强和杜克锐(2013)从能源效率、李永等(2013)从国际技术溢出、阚大学(2016)从城镇化效率、Pi and Chen(2016)从城市失业和社会福利、何春丽和曾令秋(2019)从城乡居民消费差距、戴魁早(2019)从出口技术复杂度等视角考察了要素市场扭曲的经济效应。综合而言,无论基于何种视角,现有研究普遍认为要素市场扭曲对长期经济发展具有不利影响,这为本文研究提供了较好的启示和借鉴。

第二支是关于环境污染的影响因素研究。当前学术界从引致环境污染的诸多关键因素入手,研究其对环境污染的影响机制和具体路径。根据研究视角的不同,相关研究可进一步细分为以下三个方面:一是从自身禀赋条件、现实基础以及外部约束入手,探讨能源结构(马丽梅等, 2016; Chen et al., 2021; Wu et al., 2021)、产业结构(崔木花, 2020; 孙天睿和张向荣, 2021; Hao et al., 2020)、城镇化(Han et al., 2018; 陈林和万攀兵, 2021)、交通基础设施(Huang et al., 2020; Lin and Chen, 2020; 蔡宏波等, 2021)、全球价值链嵌入(Wang et al., 2020; Ali and Gninigie, 2022; 白俊红和余雪微, 2022)等对环境污染的影响;二是从政府为应对环境污染而实施的政策与措施切入,讨论节能政策(“十一五”期间实施的“千家企业节能行动”)(韩超等, 2020; 陆菁等, 2022)、低碳城市试点政策(宋弘等, 2019; Yang et al., 2023; Li et al., 2023)、中央环保督察(孙晓华等, 2022; 赵阳等, 2021; Lu, 2022)、碳排放权交易试点政策(董直庆和王辉, 2021; Xie et al., 2022)等对环境污染的影响;三是从中国特殊国情出发,把环境污染推向制度化层面,诸如财政分权(蔡嘉瑶和张建华, 2018; Wang et al., 2021; Yu et al., 2022)、地方保护(宋马林和金培振, 2016)、市场分割(Bian et al., 2019; 吕越和张昊天, 2021; Kou and Xu, 2022)等。以上研究皆为解释中国环境污染之谜提供了思路。然而,相关研究更多是从生产侧入手来探讨环境污染的成因,在此过程中要素侧是否也发挥了重要作用则是值得进一步深入探究的重要问题。

关于要素市场扭曲对环境污染的影响研究,现有文献大多从地区或行业维度进行探究,初步验证了要素市场扭曲对环境污染具有促进作用这一论断(周杰琦和汪同三, 2017; 阚大学和吕连菊, 2016; Ji, 2020; Hao et al., 2020; Zhang et al., 2020; 刘晨跃等, 2022)。

然而,以往研究仅仅基于宏观层面考察中国要素市场扭曲与地区或行业污染排放之间的关系,尚未细化至微观层面剖析要素市场扭曲对企业污染排放的影响和作用机制。企业不仅是污染排放的主体,也是要素市场化的关键响应单元,只有厘清企业在要素市场扭曲时如何调整污染排放决策,才能更全面地评估深化要素市场化改革政策所产生的微观效果,并且根据企业异质性特征进行有针对性、有步骤、有重点的精准施策。事实上,微观企业的“排污—减排”行为如何对要素市场扭曲引致的资源低效配置做出反应,是深入理解宏观层面要素市场扭曲与减排确切关系的基础和关键。然而,以往研究尚未解答要素市场扭曲及其不同来源究竟通过何种途径作用于微观企业减排,也难以明晰异质性企业的污染排放行为如何对要素市场扭曲做出反应,因此要素市场扭曲与企业减排背后的逻辑链条仍未揭开和有待挖掘。鉴于此,本文基于中国工业企业生产与污染排放匹配数据,从更为微观的层面剖析了要素市场扭曲对制造业企业污染排放的影响效应、作用机制以及异质性表现,以深化对二者之间关系的理解。

相较已有研究,本文可能的边际贡献体现在:①研究主题上,以中国面临的严峻环境污染问题为研究起点,基于中国市场普遍存在的要素扭曲事实,利用2001—2007年包含制造业企业各种环境和生产指标的独特微观数据集,较为系统地识别了要素市场扭曲对企业污染排放强度的直接证据和因果关系,为现有要素市场扭曲与环境绩效的相关文献提供了微观新证据;②理论机制上,将要素市场扭曲因子纳入异质性企业污染排放行为的分析框架中,构建了要素市场扭曲通过研发创新抑制效应、减排投资缩减效应、生产率弱化效应与生产规模收缩效应影响企业污染排放强度的理论框架,深刻剖析了要素市场扭曲影响企业污染排放强度的潜在作用路径;③实证分析上,构建行业层面的要素市场扭曲指标和包含工业废水、化学需氧量、工业废气、二氧化硫、氨氮和烟粉尘排放量于一体的企业污染排放强度指标体系,定量分析要素市场扭曲对企业污染排放的影响与作用机制,并对企业与行业两个维度的异质性因素展开充分讨论;④现有关于要素市场扭曲的环境效应研究尚未捕捉以异质性企业理论为基础的行业内结构效应,本文则从企业动态演变的新视角,采用Melitz and Polanec (2015)的分解方法量化和揭示了企业间资源再配置引发的行业内结构效应在要素市场扭曲提升行业污染排放强度中的重要作用,深化了对要素市场扭曲与企业环境绩效之间关系的理解;⑤在政府环境管制力度日趋加大和行业要素市场扭曲仍居高不下的双重情境下,进一步将政府环境管制纳入分析框架,拓展分析了政府环境管制与要素市场扭曲的交互效应对制造业企业污染排放的影响,从市场和政府互动的视角加深了对要素市场化微观环境效应的理解。

二、理论分析

本研究通过尝试构建一个具有较强理论支撑的分析框架,以深入探讨要素市场扭曲影响企业污染排放的内生机理,并有效寻求其影响机制的经验证据支撑,为深刻剖析我国微观环境绩效问题提供一个全新的微观化视角。具体而言,为了搭建要素市场扭曲影响微观企业污染排放的理论模型,本文尝试在Copeland and Taylor (2004)、Forslid et al. (2018)等的基础上做出如下改进:①将行业层面的要素市场扭曲因子纳入异质性企业污染排放行为的分析框架,构建一个资源错配视域下的企业污染排放决策模型;②将要素市场扭曲影响企业污染排放的作用机制具体解构为研发创新抑制效应、减排投资缩减效应、生产率弱化效应与生产

规模收缩效应，以细致刻画要素市场扭曲所引致的微观环境效应。

1. 消费者的偏好与需求

假定代表性消费者对差异化产品的偏好由常替代弹性（CES）效用函数来表示：

$$U = \left[\int_{i \in I} q(i)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} di \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

其中， i 表示差异化产品种类； $q(i)$ 表示消费者对差异化产品 i 的需求； $\sigma (\sigma > 1)$ 表示差异化产品之间的常替代弹性。

由效用最大化原则，可推导出消费者对差异化产品 i 的需求函数为：

$$q(i) = \frac{p(i)^{-\sigma}}{P^{1-\sigma}} R \quad (2)$$

其中， $p(i)$ 表示差异化产品 i 的价格； $P = \left[\int_{i \in I} p(i)^{1-\sigma} di \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$ 表示差异化产品的总价格指数； $R = PQ = \int_{i \in I} r(i) di$ 表示社会总收入。

2. 生产者的生产与污染排放

假设企业生产需投入三种要素：资本、劳动力与中间品，生产技术为柯布-道格拉斯形式，据此制造业企业 i 的生产函数可表示为：

$$y_i = A_i k_i^{\alpha_k} l_i^{\alpha_l} m_i^{\alpha_m} \quad (3)$$

其中， A_i 表示企业生产率。 α_k 、 α_l 、 α_m ($0 < \alpha_k$ 、 α_l 、 $\alpha_m < 1$ ， $\alpha_k + \alpha_l + \alpha_m = 1$) 分别表示资本产出弹性、劳动力产出弹性和中间品产出弹性，生产函数满足规模报酬不变的性质； k_i 、 l_i 、 m_i 分别表示资本、劳动力和中间品的投入规模。

根据 Boler et al. (2015)，企业为提升生产率水平会进行研发设备投资，包括购买技术试验平台等内含知识、信息的先进设备，以增加企业的知识积累。因此，企业生产率会在知识溢出的作用下随着研发设备投资的增加而提高。本文将带有研发设备投资 g_i 的生产率函数设定为：

$$A_i = A_{i0} g_i^{\lambda_A} \quad (4)$$

其中， A_{i0} 表示外生的企业初始生产率； $0 < \lambda_A < 1 - \alpha_k$ 为研发设备投资的知识溢出系数。

企业在生产的同时也会排放污染。为了降低环境对消费者的负外部性，政府对企业每单位污染排放征收排污税 t 。此时，借鉴 Copeland and Taylor (2004) 的做法，假定企业 i 生产两种产品：最终品 x_i 和污染排放 e_i 。为了降低污染排放成本，企业 i 会将 θ_i 比例的生产要素用于减排。因此，企业 i 关于最终品和污染排放的生产函数可分别写成：

$$x_i = (1 - \theta_i) A_i k_i^{\alpha_k} l_i^{\alpha_l} m_i^{\alpha_m} \quad (5)$$

$$e_i = \varpi(\theta_i, f_{N_i}) A_i k_i^{\alpha_k} l_i^{\alpha_l} m_i^{\alpha_m} \quad (6)$$

其中， $0 \leq \theta_i < 1$ 。根据上式可以看出，一个企业的污染排放规模由生产规模和污染减排行为所决定。在 Forslid et al. (2018) 的基础上，本文设定减排函数为：

$$\varpi(\theta_i, f_{N_i}) = \frac{[(1-\theta_i)/g_i^{\lambda_B}]^{\frac{1}{\gamma}}}{h(f_{N_i})} \quad (7)$$

其中, $0 < \gamma < 1, 0 < \lambda_B < 1$ 。 f_{N_i} 表示与企业末端污染处理技术相关的减排设备投资, 并满足 $f_{N_i} \geq 0$, 令 $h(f_{N_i}) = f_{N_i}^\rho$, 其中, $\rho > 1$, 则 $h'(f_{N_i}) > 0, h(0) = 1$, 这意味着企业的减排设备投资越多, 污染排放越少, 即 $\partial \varpi / \partial f_{N_i} < 0$ 。由此, 可得企业最终品生产函数的表达式:

$$x_i = \left[h(f_{N_i}) e_i \right]^\gamma \left[A_{i0} g_i^{\lambda_A + \frac{\lambda_B}{1-\gamma}} k_i^{\alpha_k} l_i^{\alpha_l} m_i^{\alpha_m} \right]^{1-\gamma} \quad (8)$$

其中, $0 < \lambda_A + \lambda_B / (1-\gamma) < 1$ 。这意味着, 企业的污染排放物既视为一种产出, 也可视为一种投入, 即企业使用资本、劳动力、中间品以及污染排放物进行最终品生产。

由于要素市场扭曲会提高企业的要素成本, 借鉴 Hsieh and Klenow (2009) 的理论框架, 在要素市场存在扭曲的情况下, 假设劳动力、资本以及中间品市场扭曲程度分别为 τ_l 、 τ_k 和 τ_m , 则企业面临的劳动力价格为 $(1 + \tau_l)p_l$, 资本价格为 $(1 + \tau_k)p_k$, 中间品价格为 $(1 + \tau_m)p_m$ 。由此, 企业 i 的成本函数可表示为:

$$c_i = (1 + \tau_k)p_N f_{N_i} + t e_i + (1 + \tau_k)p_g g_i + (1 + \tau_k)p_k k_i + (1 + \tau_l)p_l l_i + (1 + \tau_m)p_m m_i \quad (9)$$

根据企业最终品生产函数式 (8), 由成本最小化条件可推导出企业 i 的成本函数:

$$c_i = (1 + \tau_k)p_N f_{N_i} + \kappa (1 + \tau_k)^{(\lambda_A + \alpha_k)(1-\gamma) + \lambda_B} (1 + \tau_l)^{\alpha_l(1-\gamma)} (1 + \tau_m)^{\alpha_m(1-\gamma)} \left(\frac{t}{h(f_{N_i})} \right)^\gamma A_{i0}^{\gamma-1} p_g^{\lambda_A(1-\gamma) + \lambda_B} p_k^{\alpha_k(1-\gamma)} p_l^{\alpha_l(1-\gamma)} p_m^{\alpha_m(1-\gamma)} x_i \quad (10)$$

其中, $\kappa = \gamma^{-\gamma} [\lambda_A(1-\gamma) + \lambda_B]^{-\lambda_A(1-\gamma) - \lambda_B} [\alpha_k(1-\gamma)]^{-\alpha_k(1-\gamma)} [\alpha_l(1-\gamma)]^{-\alpha_l(1-\gamma)} [\alpha_m(1-\gamma)]^{-\alpha_m(1-\gamma)}$, 利润最大化条件要求 $0 < (\lambda_A + \alpha_k)(1-\gamma) + \lambda_B < 1$ 。成本函数表明在面临资本要素市场扭曲时, 会导致企业生产成本上升。同时, 根据 Shephard 引理, 可以求出企业 i 的资本需求函数 k_i :

$$k_i = \frac{\partial c_i}{\partial p_k} = \alpha_k (1-\gamma) \kappa \left(\frac{t}{h(f_{N_i})} \right)^\gamma A_{i0}^{\gamma-1} (1 + \tau_k)^{(\lambda_A + \alpha_k)(1-\gamma) + \lambda_B - 1} (1 + \tau_l)^{\alpha_l(1-\gamma)} (1 + \tau_m)^{\alpha_m(1-\gamma)} p_g^{\lambda_A(1-\gamma) + \lambda_B} p_k^{\alpha_k(1-\gamma) - 1} p_l^{\alpha_l(1-\gamma)} p_m^{\alpha_m(1-\gamma)} x_i \quad (11)$$

同理, 可以求出企业 i 的研发设备投资需求函数 g_i :

$$g_i = \frac{\partial c_i}{\partial p_g} = [\lambda_A(1-\gamma) + \lambda_B] \kappa \left(\frac{t}{h(f_{N_i})} \right)^\gamma A_{i0}^{\gamma-1} (1 + \tau_k)^{(\lambda_A + \alpha_k)(1-\gamma) + \lambda_B - 1} (1 + \tau_l)^{\alpha_l(1-\gamma)} (1 + \tau_m)^{\alpha_m(1-\gamma)} p_g^{\lambda_A(1-\gamma) + \lambda_B - 1} p_k^{\alpha_k(1-\gamma)} p_l^{\alpha_l(1-\gamma)} p_m^{\alpha_m(1-\gamma)} x_i \quad (12)$$

在 CES 需求偏好下, 企业在边际成本的基础上根据常加成率进行定价:

$$p_i = \frac{mc_i}{1 - \frac{1}{\sigma}} = \frac{\sigma}{\sigma - 1} \kappa \left(\frac{t}{h(f_{Ni})} \right)^\gamma A_{70}^{\gamma-1} (1 + \tau_k)^{(\lambda_d + \alpha_k)(1-\gamma) + \lambda_B} (1 + \tau_l)^{\alpha_l(1-\gamma)} (1 + \tau_m)^{\alpha_m(1-\gamma)}$$

$$\left[\kappa \left(\frac{t}{h(f_{Ni})} \right)^\gamma A_{70}^{\gamma-1} \right]^{1-\sigma} t^\gamma p_g^{\lambda_d(1-\gamma) + \lambda_B} p_k^{\alpha_k(1-\gamma)} p_l^{\alpha_l(1-\gamma)} p_m^{\alpha_m(1-\gamma)} \quad (13)$$

由此，结合消费者的产品需求函数式（2），则企业 i 的利润函数可表示为：

$$\pi_i = (p_i - mc_i)q_i - (1 + \tau_k)p_N f_{Ni} = \frac{1}{\sigma} p_i q_i - (1 + \tau_k)p_N f_{Ni} = \frac{1}{\sigma} p_i^{\sigma-1} q_i - (1 + \tau_k)p_N f_{Ni} \quad (14)$$

代入产品价格函数式（13），可以推导出企业 i 的利润函数 π_i ：

$$\pi_i = \psi \left[(1 + \tau_k)^{(\lambda_d + \alpha_k)(1-\gamma) + \lambda_B} (1 + \tau_l)^{\alpha_l(1-\gamma)} (1 + \tau_m)^{\alpha_m(1-\gamma)} t^\gamma p_g^{\lambda_d(1-\gamma) + \lambda_B} p_k^{\alpha_k(1-\gamma)} p_l^{\alpha_l(1-\gamma)} p_m^{\alpha_m(1-\gamma)} \right]^{1-\sigma} - (1 + \tau_k)p_N f_{Ni} \quad (15)$$

其中， $\psi = \sigma^{-\sigma} (\sigma - 1)^{\sigma-1} \kappa^{1-\sigma} P^{\sigma-1} R$ 。同时，根据利润最大化条件，可以推导出企业 i 的减排设备投资函数 f_{Ni} ：

$$f_{Ni} = \left[(1 - \eta)\psi \right]^{\frac{1}{\eta}} \left[(1 + \tau_k)p_N \right]^{-\frac{1}{\eta}} \left[A_{70}^{-1} (1 + \tau_k)^{\lambda_d + \alpha_k + \frac{\lambda_B}{1-\gamma}} (1 + \tau_l)^{\alpha_l} (1 + \tau_m)^{\alpha_m} t^{\frac{\gamma}{1-\gamma}} p_g^{\lambda_d + \frac{\lambda_B}{1-\gamma}} p_k^{\alpha_k} p_l^{\alpha_l} p_m^{\alpha_m} \right]^{\frac{(1-\gamma)(1-\sigma)}{\eta}} \quad (16)$$

其中， $\eta = 1 - \rho\gamma(\sigma - 1)$ ，利润最大化要求 $0 < \eta < 1$ 。

根据 Shephard 引理，推导出企业 i 的污染排放函数：

$$e_i = \frac{\partial c_i}{\partial t} = \gamma t^{\gamma-1} h(f_{Ni})^{-\gamma} \kappa (1 + \tau_k)^{(\lambda_d + \alpha_k)(1-\gamma) + \lambda_B} (1 + \tau_l)^{\alpha_l(1-\gamma)} (1 + \tau_m)^{\alpha_m(1-\gamma)}$$

$$A_{70}^{\gamma-1} p_g^{\lambda_d(1-\gamma) + \lambda_B} p_k^{\alpha_k(1-\gamma)} p_l^{\alpha_l(1-\gamma)} p_m^{\alpha_m(1-\gamma)} x_i \quad (17)$$

代入减排设备投资函数式（16），可以得到企业 i 的污染排放函数 e_i ：

$$e_i = \gamma t^{\frac{\gamma-1}{\eta}} \kappa \left[(1 - \eta)\psi \right]^{\frac{-\rho\gamma}{\eta}} (1 + \tau_k)^{\frac{(\lambda_d + \alpha_k)(1-\gamma) + \lambda_B + \rho\gamma}{\eta}} (1 + \tau_l)^{\frac{\alpha_l(1-\gamma)}{\eta}} (1 + \tau_m)^{\frac{\alpha_m(1-\gamma)}{\eta}}$$

$$A_{70}^{\frac{\gamma-1}{\eta}} p_N^{\frac{\rho\gamma}{\eta}} p_g^{\frac{\lambda_d(1-\gamma) + \lambda_B}{\eta}} p_k^{\frac{\alpha_k(1-\gamma)}{\eta}} p_l^{\frac{\alpha_l(1-\gamma)}{\eta}} p_m^{\frac{\alpha_m(1-\gamma)}{\eta}} x_i \quad (18)$$

3.比较静态分析

从比较静态分析的观点看，企业污染排放函数对要素市场扭曲求偏导可得：

$$\frac{\partial(e_i / x_i)}{\partial \tau_k} = \frac{(\lambda_d + \alpha_k)(1-\gamma) + \lambda_B + \rho\gamma}{\eta(1 + \tau_k)} \cdot \frac{e_i}{x_i} > 0 \quad (19)$$

$$\frac{\partial(e_i / x_i)}{\partial \tau_l} = \frac{\alpha_l(1-\gamma)}{\eta(1 + \tau_l)} \cdot \frac{e_i}{x_i} > 0 \quad (20)$$

$$\frac{\partial(e_i / x_i)}{\partial \tau_m} = \frac{\alpha_m(1-\gamma)}{\eta(1 + \tau_m)} \cdot \frac{e_i}{x_i} > 0 \quad (21)$$

可以得出：要素市场扭曲的增加，会导致企业污染排放量上升。基于以上分析，本文提出假说 1。

假说 1：要素市场扭曲会提高企业污染排放强度，不利于污染减排。

为便于分析，令 $\tau = \tau_k = \tau_l = \tau_m$ 。则企业 i 的污染排放函数可表示为：

$$e_i = \gamma t^{\gamma-1} \kappa \left[(1-\eta)\psi \right]^{\frac{-\rho\gamma}{\eta}} (1+\tau)^{\frac{(\lambda_A+1)(1-\gamma)+\lambda_B+\rho\gamma}{\eta}} A_{i0}^{\frac{\gamma-1}{\eta}} P_N^{\frac{\rho\gamma}{\eta}} P_g^{\frac{\lambda_A(1-\gamma)+\lambda_B}{\eta}} P_k^{\frac{\alpha_k(1-\gamma)}{\eta}} P_l^{\frac{\alpha_l(1-\gamma)}{\eta}} P_m^{\frac{\alpha_m(1-\gamma)}{\eta}} x_i \quad (22)$$

运用链式法则，可以将要素市场扭曲的污染排放效应分解为如下四个机制：

$$\frac{\partial e_i}{\partial \tau} = \underbrace{\frac{\partial e_i}{\partial \varpi} \frac{\partial \varpi}{\partial g_i} \frac{\partial g_i}{\partial \tau}}_{\text{研发创新抑制效应 (+)}} + \underbrace{\frac{\partial e_i}{\partial \varpi} \frac{\partial \varpi}{\partial f_{N_i}} \frac{\partial f_{N_i}}{\partial \tau}}_{\text{减排投资缩减效应 (+)}} + \underbrace{\frac{\partial e_i}{\partial A_i} \frac{\partial A_i}{\partial g_i} \frac{\partial g_i}{\partial \tau}}_{\text{生产率弱化效应 (+)}} + \underbrace{\frac{\partial e_i}{\partial k_i} \frac{\partial k_i}{\partial \tau} + \frac{\partial e_i}{\partial l_i} \frac{\partial l_i}{\partial \tau} + \frac{\partial e_i}{\partial m_i} \frac{\partial m_i}{\partial \tau}}_{\text{生产规模收缩效应 (-)}} \quad (23)$$

式(23)表明，要素市场扭曲提高了企业生产成本，从而对其污染排放形成了四种效应：

①研发创新抑制效应。企业的研发创新活动是一个前期投入大、失败风险高、研发周期长且预期收益不确定的复杂过程（吕越等，2023）。中国的渐进式改革导致要素市场发育程度明显滞后于产品市场，使得资本、劳动力、中间品等要素价格被不同程度地低估，由此引发了要素市场的严重扭曲。这可能会通过以下两种途径影响企业研发创新：首先，低廉的要素价格会促使企业倾向于在生产过程中投入更多有形要素来提高生产规模，而非投资于高风险的研发创新活动（高帆，2008）；同时，要素市场扭曲导致企业在要素使用方式和技术选择机制上受到极大约束，抑制了其研发创新积极性，进而产生技术锁定效应。其次，要素市场不完备会刺激企业或企业家捕捉和利用由此引致的寻租机会，通过获得低成本资金或其他稀缺生产要素进而攫取超额企业利润或租金收益，导致企业缺乏投资于研发创新活动的动力（张杰等，2011）。此外，寻租活动产生的超额收益会吸引更多的社会资源和人才从实体投资领域转移到非生产的寻租活动中去，从而对企业研发创新等实体投资活动产生转移效应和挤出效应（Connolly et al., 1986; Murphy et al., 1993）。因此，要素市场扭曲及其所激发的寻租活动会对企业研发创新产生显著抑制效应。基于以上分析，本文提出假说2。

假说2：要素市场扭曲会通过抑制生产端的研发创新活动进而提高企业污染排放强度，即研发创新抑制效应是要素市场扭曲促进企业污染排放的作用机制。

②减排投资缩减效应。企业使用的处理工业废气、工业废水和固体废弃物的去污设备具有购置成本高、折旧快的特点（吕越等，2023）。要素市场扭曲引致的要素价格被低估会激励企业通过增加各类要素投入来提高其产品产量，攫取更高的生产利润，这部分抵消了政府征收的排污费以及其他环境保护税等费用。在此情况下，企业会倾向于降低与污染处理技术相关的减排设备投资，而作为一种减少污染排放的重要途径，减排设备投资的降低会直接弱化企业污染处理能力，提高其污染排放强度。基于以上分析，本文提出假说3。

假说3：要素市场扭曲会通过抑制末端的减排设备投资以弱化企业污染处理能力，进而提高企业污染排放强度，即减排投资缩减效应是要素市场扭曲促进企业污染排放的作用机制。

③生产率弱化效应。企业生产率水平在一定程度上反映了其对要素资源的利用效率，低生产率则意味着企业对生产要素的利用效率更低，同等产量下各类要素投入量更大，这无疑会提高企业生产环节中产生的污染排放量。要素市场扭曲对企业生产率的影响主要体现在以下两个方面：首先，要素市场扭曲会导致企业无法根据自身生产能力通过要素市场以最低成本获取生产所需的资本、劳动力、中间品等生产要素，也难以按照最优组合来制定各类要素投入，改变了企业原先的要素投入结构，从而对生产率产生弱化效应。其次，要素市场不完

备不仅会引起同一行业内企业间资源配置不当而影响其生产行为,还会扭曲企业的进入与退出决策,导致高效率企业因资源获取渠道受阻而难以进入市场以及低效率企业因占有大量要素资源或较高市场份额而得以继续存活,造成促进企业优胜劣汰的市场选择机制难以发挥作用(李鲁等,2016),降低了企业更替的竞争效应与学习效应,从而阻碍企业生产率提高。基于以上分析,本文提出假说4。

假说4:要素市场扭曲会通过弱化企业生产率获得效应进而提高其污染排放强度,即生产率弱化效应是要素市场扭曲促进企业污染排放的作用机制。

④**生产规模收缩效应。**由于污染物往往是企业生产过程的“副产品”,企业生产规模的扩张也意味着资源消耗量加剧与污染物产出量增多。要素市场扭曲主要通过以下两条途径对企业生产规模产生影响:首先,在要素市场扭曲环境下,企业为获取低价生产要素可能需要支付更高的制度性交易成本,而交易成本的提高在一定程度上可能会降低企业原本用于生产经营的投资,迫使企业缩减生产规模,从而抑制了规模经济效益的发挥。其次,要素市场不完备不仅会弱化企业获取生产所需的劳动力、资本与中间品等要素资源的能力,还会引致要素使用效率的降低以及微观经营策略的失衡,进而阻碍企业的生产规模扩张。因此,要素市场扭曲可能会通过抑制企业生产规模进而降低其污染排放强度。基于以上分析,本文提出假说5。

假说5:要素市场扭曲会通过抑制企业生产规模扩张进而降低其污染排放强度,即生产规模收缩效应是要素市场扭曲抑制企业污染排放的作用机制。

三、研究设计: 计量模型、变量和数据

(一) 计量模型设定

为检验要素市场扭曲对企业污染排放的影响,本文将基准回归模型设定为:

$$lnei_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 distortion_{jt} + \alpha_2' Z + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (24)$$

其中,下标 i 、 j 、 t 分别表示企业、三位码行业和年份; $lnei_{ijt}$ 表示在 t 年行业 j 企业 i 的污染排放强度; $distortion_{jt}$ 表示在 t 年行业 j 的要素市场扭曲; 向量 Z 代表一系列行业、企业层面的控制变量; μ_i 为企业固定效应, δ_t 为年份固定效应; ε_{it} 表示随机扰动项。

(二) 变量选取和说明

1. 被解释变量: 企业污染排放强度

为了更全面地捕捉企业污染排放的整体情况,本文采用综合指数法来构造企业污染排放强度指标。基于中国各类污染物排放的严重程度以及数据可得性,选取工业废水排放量、化学需氧量排放量、工业废气排放量、二氧化硫排放量、氨氮排放量、烟粉尘排放量6个单项指标来测度企业污染排放强度。

第一,对以上污染物指标的原始数据进行线性标准化处理:

$$rpm_{nit} = \frac{pm_{nit} - \min pm_{nit}}{\max pm_{nit} - \min pm_{nit}} \quad (25)$$

其中, pm_{nit} 表示第 t 期企业 i 单位产出污染物 n 的排放量^①; $maxpm_{nit}$ 和 $minpm_{nit}$ 分别表示每年所有企业单位产出污染物 n 排放量的最大值和最小值。

第二, 计算企业 i 污染物 n 的调整系数:

$$\omega_{nit} = \frac{rpm_{nit}}{\overline{rpm}_{nt}} \quad (26)$$

其中, \overline{rpm}_{nt} 表示每年所有企业单位产出污染物 n 排放量的均值。

第三, 计算企业 i 单位产出污染排放量的综合指数:

$$ei_{it} = \frac{1}{6} \sum_n (rpm_{nit} \times \omega_{nit}) \quad (27)$$

ei_{it} 数值越大, 表明企业 i 的污染排放强度越大。

2. 解释变量: 要素市场扭曲

参考 Hsieh and Klenow (2009)、陈永伟和胡伟民 (2011) 的研究, 本文采用要素价格扭曲系数来衡量企业面临的要素市场扭曲程度。假设所有行业都使用三种要素: 资本 K 、劳动力 L 、中间品 M 进行生产。同时, 假设企业面临的要素价格是扭曲的, 且以从价税的方式体现: 行业 j 中的企业面临的资本、劳动力、中间品的价格分别为 $(1 + \tau_{K_j})p_K$ 、 $(1 + \tau_{L_j})p_L$ 、 $(1 + \tau_{M_j})p_M$, 其中 p_K 、 p_L 、 p_M 是竞争性条件下三种要素的价格水平, τ_{K_j} 、 τ_{L_j} 、 τ_{M_j} 分别表示行业 j 中三种要素的“扭曲税”。

假设代表性企业 i 的生产函数为:

$$Y_i = TFP_i \cdot K_i^{\beta_{K_j}} L_i^{\beta_{L_j}} M_i^{\beta_{M_j}} \quad (28)$$

其中, Y_i 表示产出, K_i 、 L_i 、 M_i 分别表示投入的资本、劳动力和中间品。参数 β_{K_j} 、 β_{L_j} 、 β_{M_j} 分别表示三类要素对产出的贡献比例。假设 $\beta_{K_j} + \beta_{L_j} + \beta_{M_j} = 1$, 即生产函数是规模报酬不变的。

代表性企业 i 的利润最大化函数为:

$$\max_{K_i, L_i, M_i} \left\{ p_i Y_i - (1 + \tau_{K_j}) p_K K_i - (1 + \tau_{L_j}) p_L L_i - (1 + \tau_{M_j}) p_M M_i \right\} \quad (29)$$

整个经济体的资源约束条件为:

$$\sum_{i=1}^N K_i = K, \sum_{i=1}^N L_i = L, \sum_{i=1}^N M_i = M \quad (30)$$

定义行业 j 的要素绝对扭曲系数为:

$$\gamma_{K_j} = \frac{1}{1 + \tau_{K_j}}, \gamma_{L_j} = \frac{1}{1 + \tau_{L_j}}, \gamma_{M_j} = \frac{1}{1 + \tau_{M_j}} \quad (31)$$

由于绝对扭曲系数无法根据实际数据得以测度, 故采用相对扭曲系数予以替代。

行业 j 的要素相对扭曲系数可表示为:

^① 此处采用单位工业总产值的污染物排放量来衡量, 在稳健性检验中进一步使用单位工业增加值的污染物排放量来构建综合指标进行分析。

$$\hat{\gamma}_{K_j} = \left(\frac{K_j}{K} \right) / \left(\frac{s_j \beta_{K_j}}{\beta_K} \right), \hat{\gamma}_{L_j} = \left(\frac{L_j}{L} \right) / \left(\frac{s_j \beta_{L_j}}{\beta_L} \right), \hat{\gamma}_{M_j} = \left(\frac{M_j}{M} \right) / \left(\frac{s_j \beta_{M_j}}{\beta_M} \right) \quad (32)$$

以上三个表达式分别用于衡量资本市场扭曲 (*capdist*)、劳动力市场扭曲 (*labdist*) 与中间品市场扭曲 (*meddist*)。总体要素市场扭曲 (*distortion*) 采用以下表达式来度量:

$distortion_j = capdist_j^{\beta_{K_j}} \cdot labdist_j^{\beta_{L_j}} \cdot meddist_j^{\beta_{M_j}}$ 。以资本为例, 其中 $s_j = \frac{P_j y_j}{Y}$ 表示行业 j 的产出 y_j 占总产出 Y 的份额, $\beta_K = \sum_{j=1}^N s_j \beta_{K_j}$ 表示产出加权的资本贡献值。 $\frac{K_j}{K}$ 表示行业 j

使用资本 K_j 占资本总量 K 的实际比例, 而 $\frac{s_j \beta_{K_j}}{\beta_K}$ 是资本有效配置时行业 j 使用资本的理论

比例, 这两者的比值可以衡量行业 j 的资本错配程度。

式中的 $\beta_{K_j}, \beta_{L_j}, \beta_{M_j}$ 通过固定效应法分行业估计生产函数得到。具体来说, 以企业工业增加值表示企业产出, 以年末就业人数、固定资本存量、中间投入分别表示企业的劳动投入、资本投入和中间品投入, 通过估计制造业分行业的生产函数进而得到 $\beta_{K_j}, \beta_{L_j}, \beta_{M_j}$ 。指标处理过程为: (1) 由于数据库没有报告 2004 年的企业工业增加值, 因此, 采用刘小玄和李双杰 (2008) 的方法进行计算, 即: 工业增加值=当年销售收入+期末存货-期初存货-中间投入+当年增值税额; (2) 工业增加值使用企业所在地区工业品出厂价格指数进行平减, 中间投入使用燃料、动力类工业生产者购进价格指数进行平减, 以上平减指数均以 2001 年为基年, 来源于《中经网统计数据库》; (3) 关于固定资本存量, 借鉴 Brandt et al. (2012) 的方法, 根据公式 $RK_{it} = 0.91 \times RK_{it} + (NK_{it} - NK_{i,t-1}) \times 100 / P_t$ 来计算, RK_{it} 表示实际资本存量, NK_{it} 表示名义资本存量, P_t 为 Brandt-Rawski investment deflator 指数, 折旧率设为 9%。

3. 其余控制变量

企业层面控制变量包括: 企业年龄 (*age*): 用企业所处年份减去开业年份加 1 后取对数来度量; 政府补贴 (*subsidy*): 用政府补贴与企业销售额的比值来测度; 工资水平 (*wage*): 用企业本年应付工资和福利费总额与就业人数的比值取对数来衡量; 出口企业虚拟变量 (*ex*): 若企业出口交货值大于 0, 则 *ex* 取值为 1, 否则为 0; 国有企业虚拟变量 (*soe*) 和外资企业虚拟变量 (*foe*): 根据企业实收资本成分来构造^①; 利润率 (*profit*): 用企业营业利润占主营业务成本的比重来衡量; 税率 (*tax*): 用企业应缴税率即应缴税收占主营业务收入的比重来衡量; 融资约束 (*sa*), 用 SA 指数来测度, 由于 SA 指数取值为负, 绝对值越大表示面临的融资约束越强, 故采用其绝对值取对数来衡量。行业层面控制变量包括: 资本密集度 (*capital*), 用行业层面的固定资产净值年平均余额与就业人数的比值来衡量; 行业总规模 (*indsize*), 用企业实际总产出在行业层面上加总取对数得到; 赫芬达尔指数 (*hhi*), 用行业层面的企业市场份额平方和取对数来度量。主要变量描述性统计如表 1 所示。

^① 具体而言, 将国有资本或集体资本占实收资本 50% 及以上的企业定义为国有企业, 将港澳台或非港澳台外资资本占实收资本 50% 及以上的企业定义为外资企业, 剩余为民营企业。

表1 主要变量描述性统计

变量类型	变量名称	变量符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
因变量	污染排放强度	lnei	166194	-11.4268	4.2807	-21.7027	-2.1920
核心自变量	要素市场扭曲	distortion	165600	1.0005	0.1625	0.2240	1.8544
	资本市场扭曲	capdist	166194	1.3392	0.9438	-7.6336	14.0623
	劳动力市场扭曲	labdist	166194	1.3802	0.6265	0.1129	4.5075
	中间品市场扭曲	meddist	166194	0.9465	0.2830	0.1444	4.2323
控制变量	企业年龄	age	165962	2.3393	0.9251	0.6931	4.0775
	政府补贴	subsidy	166194	0.0049	0.0166	0.0000	0.0983
	工资水平	wage	165983	2.4094	0.6216	0.5023	4.2118
	出口企业虚拟变量	ex	166194	0.3089	0.4620	0.0000	1.0000
	国有企业虚拟变量	soe	166194	0.2652	0.4414	0.0000	1.0000
	外资企业虚拟变量	foe	166194	0.1448	0.3519	0.0000	1.0000
	利润率	profit	166099	0.0002	0.0015	-0.0068	0.0053
	税率	tax	166153	0.0061	0.0116	0.0000	0.0615
	融资约束	sa	165957	1.0804	0.1285	0.4575	1.1948
	资本密集度	capital	166194	128.3400	68.3291	32.9621	380.9746
	行业总规模	indsize	166194	14.6332	0.8577	12.2749	16.5460
	赫芬达尔指数	hhi	166194	20.0159	0.0160	20.0008	20.0747

（三）数据

本文使用的数据主要涉及工业企业生产数据和污染排放数据，分别来自中国工业企业数据库和中国工业企业污染排放数据库，样本区间为2001–2007年。首先，对中国工业企业数据库进行如下预处理：①样本匹配：借鉴 Brandt et al.（2012）采用的序贯识别匹配法，依次根据法人代码、企业名称、法人代表名称+地区代码、电话号码+地区代码+行业代码、开业年份+地区代码+行业代码+乡镇+产品1进行逐级匹配以识别同一家企业。②数据处理：第一，剔除异常值。具体地，剔除工业增加值、工业总产值、中间投入、固定资产合计、固定资产原价/净值小于或等于0的观测值，剔除从业人数小于8的观测值，剔除不符合会计准则的观测值，如总资产小于流动资产，总资产小于固定资产净值、累计折旧小于当期折旧；第二，剔除非制造业行业。选择两位数行业代码为13-42的29个制造业行业企业作为本文的观测值；第三，工业增加值、中间投入、固定资产投资等变量均在1%水平上缩尾处理，以减少异常值对结果的影响。其次，将两个数据库合并：依次根据企业法人代码+年份、企业名称+年份、企业名称关键信息+年份进行匹配，最终获得的企业样本兼有国有及规模以上非国有与有污染排放行为两类特征。

四、实证结果

(一) 基准回归结果

1、要素市场扭曲对企业污染排放的回归结果

表 2 报告了要素市场扭曲与制造业企业污染排放强度的计量结果。其中，第 (1) 列仅对核心解释变量要素市场扭曲 (distortion) 进行回归；第 (2) - (3) 列在此基础上依次分别纳入企业与行业层面控制变量；第 (4) 列则加入全部控制变量。从中可知，无论是否纳入控制变量，要素市场扭曲的估计系数均显著为正，表明要素市场扭曲会促进制造业企业污染排放，验证了假说 1。另外，为排除个体固定效应对结论的可能影响，本文在第 (5) 列加入行业固定效应进行重新回归，进一步验证了要素市场扭曲不利于制造业企业污染减排这一结论。因此，为降低制造业企业污染排放强度，应采取有效措施缓解要素市场扭曲程度，破除阻碍要素自由流动的壁垒，畅通各类要素的流通渠道，使企业能够更为便捷地获取生产所需的劳动力、资本、中间品等要素资源，进而促进企业绿色转型发展。

表 2 要素市场扭曲对企业污染排放的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	ln _{ei}	ln _{ei}	ln _{ei}	ln _{ei}	ln _{ei}
distortion	3.1253*** (0.1128)	3.0555*** (0.1126)	2.8775*** (0.1127)	2.8272*** (0.1125)	3.8840*** (0.1455)
age		-0.0146 (0.0160)		-0.0310** (0.0157)	-0.0262** (0.0128)
subsidy		-0.0434 (0.3366)		0.1562 (0.2782)	0.1141** (0.0573)
wage		-0.0674*** (0.0179)		-0.0628*** (0.0178)	-0.6348*** (0.0200)
ex		-0.0334 (0.0313)		-0.0190 (0.0312)	-0.3398*** (0.0306)
soe		0.0742*** (0.0260)		0.0660** (0.0258)	0.3286*** (0.0270)
foe		0.0942* (0.0521)		0.0924* (0.0520)	-0.4712*** (0.0390)
profit		0.0075*** (0.0006)		0.0073*** (0.0006)	-0.0034*** (0.0010)
tax		-0.9157** (0.4441)		-0.8933** (0.4291)	-0.0237 (0.0547)
sa		1.4417*** (0.1731)		1.4936*** (0.1765)	1.4135*** (0.1630)
capital			0.0015*** (0.0004)	0.0018*** (0.0004)	0.0001 (0.0005)
indsize			-0.1635*** (0.0355)	-0.1558*** (0.0354)	-0.2751*** (0.0897)
hhi			17.3886***	17.5263***	18.6031***

			(0.5409)	(0.5423)	(0.6148)
constant	-14.4879***	-15.5696***	-360.0829***	-364.0729***	-383.6073***
	(0.1129)	(0.2686)	(10.8167)	(10.8465)	(12.4428)
年份固定效应	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	否
行业固定效应	否	否	否	否	是
<i>N</i>	148353	147835	148353	147835	165075
<i>R</i> ²	0.8411	0.8417	0.8432	0.8438	0.4473

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著；括号内为聚类到企业层面的标准误。如无特殊说明，以下各表同。

2、区分不同来源要素市场扭曲的回归结果

对于制造业企业而言，劳动力、资本、中间品等构成了其生产的关键要素集合。企业对各类要素资源的可获得性直接决定了其生产规模扩张意愿与配置资源能力，进而对自身污染排放行为产生影响。在前文分析总体要素市场扭曲的基础上，本部分进一步将要素市场细化为劳动力、资本、中间品三类，以揭示不同来源的要素市场扭曲对企业污染排放的异质性影响，表 3 给出了相应的估计结果。结果显示劳动力、资本、中间品市场扭曲均会显著阻碍制造业企业污染减排，其中劳动力市场扭曲的抑制效应相对较强，中间品市场扭曲次之，资本市场扭曲的影响最弱。对此可能的解释是，样本区间内劳动力流动严格受到户籍制度的约束，自身能力与工作职位难以得到合理有效匹配，导致劳动力市场出现严重扭曲与错配。而劳动力市场扭曲会直接削弱企业获取员工或高技术型人才的能力，影响其生产经营决策，从而不利于企业污染减排。相对而言，资本与中间品的流动性较强，受地域、文化、经济发展程度等因素的影响较低，因此这两类要素的市场扭曲对企业污染排放的提升效应也相对更弱。

表 3 不同来源要素市场扭曲对企业污染排放的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	lnei	lnei	lnei	lnei	lnei	lnei	lnei	lnei
capdist	0.2017***	0.2258***					0.0917***	0.1340***
	(0.0228)	(0.0245)					(0.0203)	(0.0218)
labdist			0.8476***	0.7277***			0.8191***	0.6772***
			(0.0354)	(0.0362)			(0.0361)	(0.0372)
meddist					0.6319***	0.5811***	0.6724***	0.6071***
					(0.0737)	(0.0744)	(0.0739)	(0.0746)
控制变量	否	是	否	是	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	148897	148383	148897	148383	148897	148383	148897	148383
<i>R</i> ²	0.8397	0.8424	0.8409	0.8432	0.8396	0.8423	0.8412	0.8434

(二) 稳健性检验

基准回归结果初步验证了要素市场扭曲对制造业企业污染排放的影响效应。为了确保这一研究结论的可靠性，本文从以下多个角度进行稳健性检验。

(1) **替换要素市场扭曲指标。**第一，根据前文的构建方法，重新构建二位码行业层面的要素市场扭曲指标，记作 distortion_cic2 ；第二，借鉴张杰等（2011）的研究，构建省份层面的要素市场扭曲指标： $\text{fmd}_{it} = (\text{productmarket}_{it} - \text{factormarket}_{it}) / \text{productmarket}_{it}$ 。其中，下标 i 和 t 分别表示省份和年份， $\text{productmarket}_{it}$ 和 factormarket_{it} 分别表示 i 省 t 年的产品市场化指数和要素市场化指数，数据来源于樊纲等（2010）的《中国市场化指数：各地区市场化相对进程报告》^①。检验结果报告在表 4 列（1）-（2）中。结果显示，本文的研究结论并未因核心解释变量测度方法的不同而发生改变。

(2) **替换企业污染排放指标。**首先，根据前文的构建方法，使用单位工业增加值的工业废水排放量、化学需氧量排放量、工业废气排放量、二氧化硫排放量、氨氮排放量、烟粉尘排放量构建企业污染排放强度指标，记作 lnei_zjz ；其次，参考大多数研究的做法，分别使用单位工业总产值或工业增加值的工业废水排放量、化学需氧量排放量、工业废气排放量、二氧化硫排放量、烟粉尘排放量构建企业污染排放强度指标，分别记作 lnei1_zcz 和 lnei1_zjz ；最后，选取目前关注度较高的两类主要污染排放物，即大气污染物（二氧化硫）和水体污染物（化学需氧量）来作为企业污染排放强度的度量指标，分别以单位工业总产值的二氧化硫排放量和化学需氧量排放量来进行测度，记作 SO2 和 COD 。检验结果报告在表 4 列（3）至（7）中。结果表明，要素市场扭曲的估计系数符号与基准回归结果相一致，且均通过了显著性检验，进一步支持了本文核心结论的可靠性。

表 4 稳健性检验结果 I

	替换要素市场扭曲指标		替换企业污染排放指标				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	lnei	lnei	lnei_zjz	lnei1_zcz	lnei1_zjz	SO2	COD
distortion_cic2	4.0070*** (0.1643)						
fmd		0.3410** (0.1380)					
distortion			2.7171*** (0.1283)	2.9548*** (0.1089)	2.8841*** (0.1263)	0.1701*** (0.0596)	0.1943*** (0.0681)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
N	148383	138725	151219	149886	153263	164932	154196
R^2	0.8434	0.8434	0.8650	0.8473	0.8697	0.8245	0.8090

^① 该指数充分考虑中国各地区的地理区位、资源禀赋、文化制度和市场分割等因素的差异化影响，相对形式的指标构建增强了地区间要素市场扭曲程度的可比性。

(3) 剔除同期政策影响。总体上, 样本期内潜在影响本文研究结论准确性的政策可以分为环境政策和贸易政策两类。第一, 控制同期环境政策的影响。主要的环境政策包括: 2002 年二氧化硫排污权交易试点^①与 2003 年清洁生产标准实施^②。为此, 本文分别将是否为 SO2 排污权交易试点省份与是否为 2002 年后的交互项 (SO2_trade × post2002)、是否为清洁生产标准规制行业与是否为 2003 年后的交互项 (clean_standard × post2003) 加入基准回归方程, 以控制环境政策冲击。检验结果报告在表 5 列 (1) 至 (3) 中。结果表明, 要素市场扭曲的估计系数依然显著为正, 这意味着同期其他环境政策的制定和实施并未对估计结果造成重大偏误。

第二, 控制同期贸易政策的影响。改革开放 40 多年以来, 中国放宽 FDI 市场准入的同时也伴随着以关税减让为核心的贸易政策变革。现有研究已经证实了关税减让引发的贸易自由化会对环境产生重要影响 (Antweiler et al., 2001; Cherniwchan, 2017)。为了排除同期贸易政策对本文结论的可能干扰, 此处进一步控制了各制造业行业的中间品关税率 (input_traiff) 和最终品关税率 (output_traiff)。检验结果报告在表 5 列 (4) 至 (6) 中。结果表明, 本文关于要素市场扭曲提升企业污染排放强度的核心结论并不会受到同期贸易政策的较大干扰。

表 5 稳健性检验结果 II

	环境政策			贸易政策		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnei	lnei	lnei	lnei	lnei	lnei
distortion	2.8523*** (0.1126)	2.8448*** (0.1127)	2.8420*** (0.1125)	2.8335*** (0.1134)	2.8171*** (0.1217)	2.7949*** (0.1224)
SO2_trade × post2002	-0.2445*** (0.0345)		-0.2435*** (0.0345)			
clean_standard × post2003		-0.2683*** (0.1005)	-0.2619*** (0.1002)			
input_traiff				-0.0935*** (0.0065)		-0.1035*** (0.0079)
output_traiff					-0.0043*** (0.0016)	-0.0070*** (0.0017)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
N	147841	147841	147841	147841	127899	127899
R ²	0.8436	0.8435	0.8436	0.8439	0.8391	0.8395

^① 2002 年, 原国家环境保护总局在山东、山西、江苏、河南、上海、天津、柳州七省市开展了二氧化硫排污交易试点项目。

^② 2003 年, 相关部门针对石油炼制业、炼焦行业、制革行业制定了更加严格的清洁生产标准。

(4) 内生性问题。本文的核心解释变量为基于中国工业企业数据构建的行业层面要素市场扭曲指标，通常而言，单个企业较难影响和改变所在行业的要素市场扭曲，因此，本文受逆向因果导致的内生性问题的影响会相对较小，但仍较难完全排除因要素市场扭曲与企业污染排放行为可能同时受一些非观测因素的影响而产生的内生性。鉴于此，本部分将通过构造工具变量，采用两阶段最小二乘法（2SLS）来处理基准模型估计中可能存在的内生性问题。具体地，一是采用要素市场扭曲的滞后一期（L.distortion）作为其工具变量，估计结果报告在表6第（1）列；二是借鉴Lewbel（1997）的方法，采用要素市场扭曲自身离差的3次方（ $iv_distortion_{it} = [distortion_{it} - E(distortion_{it})]^3$ ）作为其工具变量，检验结果报告在表6第（2）列。结果显示，要素市场扭曲指标的系数符号和显著性均未发生本质性变化，同时各工具变量均通过了识别不足检验与弱识别检验。这表明将内生性问题考虑在内后，本文的研究结论依然成立，即要素市场扭曲会提升制造业企业污染排放程度。

(5) 样本选择性偏差。企业污染排放决策包括企业是否选择污染物生产以及污染排放程度，并且两阶段受不同因素的影响，若忽略这一差异可能导致估计结果的不一致。为了进一步解决这个问题，需要考虑两阶段选择行为的分布，以企业是否排放污染物作为选择变量，采用Heckman两步法对模型进行估计，以避免样本选择偏误。具体地，首先采用Probit模型估计选择方程，分析企业污染排放决策的影响因素，由此获得逆米尔斯比率（Inverse Mill's Ratio, IMR），然后将逆米尔斯比率代入结果方程进行回归，检验结果报告在表6第（3）列。此外，本文也对要素市场扭曲的稳健性指标，即二位码行业/省份层面的要素市场扭曲指标做了类似分析，检验结果报告在表6第（4）-（5）列。结果显示，要素市场扭曲对企业污染排放强度具有显著正向影响，这表明在考虑样本选择偏差后，本文的核心结论仍然成立。同时，逆米尔斯比率（IMR）的估计系数均显著为负，反映出选择Heckman两步法控制样本选择性偏误是必要的。

表6 稳健性检验结果 III

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	lnei	lnei	lnei	lnei	lnei
distortion	16.3724*** (1.5435)	0.9903*** (0.2034)	3.8467*** (0.0874)		
distortion_cic2				4.0930*** (0.1071)	
fm					1.1051*** (0.0670)
lambda/IMR			-1.3913*** (0.0557)	-1.3926*** (0.0557)	-1.3025*** (0.0581)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
Kleibergen-Paap rk LM statistic	217.440***	429.833***			

Kleibergen-Paap rk Wald F statistic	262.516	746.030			
	{16.38}	{16.38}			
<i>N</i>	88830	147841	154671	155252	145340

注：***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著，圆括号内为聚类到企业层面的稳健标准误，Cragg-Donald Wald F statistic 和 Kleibergen-Paap rk Wald F statistic 对应的方括号内数值为 Stock-Yogo 检验 10%水平上的临界值。Kleibergen-Paap rk LM 检验的零假设是工具变量识别不足，若拒绝零假设则说明工具变量是合理的；Cragg-Donald Wald F 检验和 Kleibergen-Paap rk Wald F 检验的零假设是工具变量为弱识别，若拒绝零假设则说明工具变量是合理的。

（三）作用机制检验

由前文分析可知，要素市场扭曲引致的资源低效配置显著提升了制造业企业污染排放强度。那么自然会考虑，要素市场扭曲究竟通过何种机制增强企业的污染排放行为。理论上，要素市场扭曲的微观环境效应可能是研发创新抑制效应、减排投资缩减效应、生产率弱化效应与生产规模收缩效应等几种渠道共同作用的结果。鉴于此，本部分进一步检验要素市场扭曲影响制造业企业污染排放强度的传导路径，以更为全面地揭示要素市场扭曲与企业污染排放行为背后的逻辑链条。检验结果汇总在表 7 至表 10 中。

1. 研发创新抑制效应

列 7 汇报了研发创新抑制效应的检验结果。其中，企业研发创新 (*lninv*) 采用新产品产值取对数来衡量。第 (1) 列显示要素市场扭曲的估计系数显著为负，表明要素市场扭曲引致的技术锁定效应与寻租活动会削弱企业对 R&D 投入的积极性，抑制企业研发创新能力的提升。第 (2) - (5) 列为划分不同来源要素市场扭曲的估计结果。结果表明资本、劳动力和中间品市场扭曲均会对企业研发创新活动产生显著阻碍作用，这既不利于企业改进其生产工艺与设备，也会导致企业的节能技术开发与更新速度缓慢，从而抑制其污染减排能力。即研发创新抑制效应是要素市场扭曲促进企业污染排放的作用机制，验证了假说 2。

表 7 研发创新抑制效应的检验结果

	<i>lninv</i> (1)	<i>lninv</i> (2)	<i>lninv</i> (3)	<i>lninv</i> (4)	<i>lninv</i> (5)
distortion	-0.5817*** (0.1398)				
capdist		-0.0747** (0.0319)			-0.0660** (0.0317)
labdist			-0.1188** (0.0482)		-0.0845* (0.0486)
meddist				-0.2210*** (0.0828)	-0.2352*** (0.0833)
控制变量	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
<i>N</i>	23214	23250	23250	23250	23250
<i>R</i> ²	0.8773	0.8770	0.8769	0.8769	0.8771

2. 减排投资缩减效应

表 8 汇报了减排投资缩减效应的检验结果。其中，减排投资 (lnfsq) 采用中国工业企业污染数据库中的废水治理设施投资与废气治理设施投资通过熵值法计算得到。第 (1) 列显示，要素市场扭曲的估计系数显著为负，表明要素市场扭曲会导致企业缩减与污染处理技术相关的废水、废气等减排设备投资，不利于企业污染减排。第 (2) - (5) 列为区分不同来源要素市场扭曲的估计结果。结果显示，资本、劳动力和中间品市场扭曲均会抑制企业的减排投资，而减排投资的降低则会直接弱化企业的末端污染处理能力，从而阻碍其污染减排。即减排投资缩减效应是要素市场扭曲提升企业污染排放强度的作用机制，验证了假说 3。

表 8 减排投资缩减效应的检验结果

	lnfsq (1)	lnfsq (2)	lnfsq (3)	lnfsq (4)	lnfsq (5)
distortion	-0.1782*** (0.0413)				
capdist		-0.0368*** (0.0076)			-0.0323*** (0.0077)
labdist			-0.0492*** (0.0128)		-0.0378*** (0.0132)
meddist				-0.0736*** (0.0266)	-0.0769*** (0.0268)
控制变量	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
<i>N</i>	149230	149971	149971	149971	149971
<i>R</i> ²	0.8568	0.8566	0.8566	0.8566	0.8566

3. 生产率弱化效应

表 9 汇报了生产率弱化效应的检验结果。其中，企业生产率 (tfp) 采用固定效应法来测算 (Levinsohn and Petrin, 2003)。第 (1) 列显示要素市场扭曲的估计系数显著为负，表明要素市场扭曲通过改变企业的要素投入结构以及扭曲其进入与退出决策，进而对企业生产率产生抑制作用。第 (2) - (4) 列进一步检验了不同来源要素市场扭曲的生产率效应。结果显示，资本、劳动力和中间品市场扭曲的估计系数亦均显著为负，表明以上要素在行业内的扭曲与低效配置会弱化企业获取要素的能力，导致企业偏离原本以节约资源、控制成本以及高效作业为主的生产模式，进而使得其生产效率下降，不利于企业污染减排。即生产率弱化效应是要素市场扭曲提升企业污染排放强度的作用机制，假说 4 得以验证。

表 9 生产率弱化效应的检验结果

	tfp (1)	tfp (2)	tfp (3)	tfp (4)	tfp (5)
distortion	-0.3915*** (0.0276)				

capdist		-0.0420***			-0.0319***
		(0.0061)			(0.0059)
labdist			-0.0885***		-0.0778***
			(0.0083)		(0.0086)
meddist				-0.1083***	-0.1142***
				(0.0207)	(0.0209)
控制变量	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
<i>N</i>	213446	214251	214251	214251	214251
<i>R</i> ²	0.6216	0.6209	0.6211	0.6208	0.6214

4. 生产规模收缩效应

表 10 汇报了生产规模收缩效应的检验结果。其中，企业生产规模 (*lnsize*) 用工业总产值取对数来衡量。第 (1) 列显示要素市场扭曲的估计系数显著为负，表明要素市场扭曲会抑制企业规模经济效益的发挥，阻碍其生产规模扩张。第 (2) - (5) 列的估计结果显示，企业的规模收缩效应源于资本、劳动力和中间品三类要素市场扭曲的共同作用。究其原因，要素市场扭曲引起的制度性交易成本上升和要素资源获取能力下降会迫使企业压缩其生产规模，这不仅会造成效率与总量的双重损失，还在一定程度上降低了企业污染排放强度。即生产规模收缩效应是要素市场扭曲降低企业污染排放强度的作用机制，验证了假说 5。

表 10 生产规模收缩效应的检验结果

	<i>lnsize</i>	<i>lnsize</i>	<i>lnsize</i>	<i>lnsize</i>	<i>lnsize</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
distortion	-0.3050***				
	(0.0229)				
capdist		-0.0308***			-0.0161***
		(0.0057)			(0.0056)
labdist			-0.1170***		-0.1111***
			(0.0079)		(0.0082)
meddist				-0.0529***	-0.0574***
				(0.0155)	(0.0156)
控制变量	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
<i>N</i>	217916	218733	218733	218733	218733
<i>R</i> ²	0.9377	0.9374	0.9376	0.9374	0.9376

五、异质性分析

前文考察了要素市场扭曲对制造业企业污染排放的平均影响效应，但不同类型的企业的污

染排放行为可能对要素市场扭曲的反应存在较大差异。为此，本部分进一步从所有制、出口性质、规模、融资约束的企业特征，以及污染密集度、能源消耗强度、要素密集度的行业特征这七个维度，来揭示要素市场扭曲引致的微观环境效应在异质性企业中的不同表现。

1. 企业特征：所有制异质性

多样化的企业产权制度是中国转型期的鲜明特征，不同所有制企业的经营背景和商业环境存在明显区别（苏丹妮和盛斌，2021），此处将集中探讨要素市场扭曲对本土企业（包括国有企业、私营企业）和外资企业^①污染排放强度的影响是否存在差异。由表 11 中的第（1）列可知，要素市场扭曲的估计系数显著为正，而要素市场扭曲与外资企业虚拟变量（foe）交叉项的估计系数则显著为负，表明要素市场扭曲引致的资源错配对外资企业污染排放强度的边际影响较低，而对本土企业的影响则相对较高。对此可能的解释是，本土企业生产过程中对各类投入要素的可获得性在很大程度上受到国内要素市场发展状况的严重制约，而外资企业本身具有全球布局的生产网络，其生产所需的各类要素资源不仅能从国内市场获取，还可以从国际市场上获得先进的中间品、充足的资金以及高端劳动力等，由此国内要素市场扭曲对外资企业的生产决策与污染排放行为的影响较为有限。

2. 企业特征：出口异质性

一般而言，出口企业相对于内销企业而言更加重视清洁技术升级和环保投资，生产效率与生产规模也相对较大（Richter and Schiersch，2017），故该类企业的污染排放强度相对较低。据此，本部分探讨了要素市场扭曲对内销企业和出口企业污染排放强度的影响是否存在差异。由表 11 中的第（2）列可知，要素市场扭曲的估计系数显著为正，而要素市场扭曲与出口企业虚拟变量（ex）交叉项的估计系数则显著为负，表明要素市场扭曲引致的资源错配对出口企业污染排放强度的边际影响较低，而对内销企业的影响则相对较高。对此可能的解释是，出口企业的生产率通常高于内销企业且其生产活动相对更依赖于电力而非传统燃料（Roy and Yasar，2015），加之出口市场上的激烈竞争会倒逼企业更好地进行管理实践，从而有效提高了出口企业环境绩效（Bloom et al.，2013；De Loecker and Goldberg，2014）。因此，要素市场扭曲对出口企业污染排放强度的影响较为有限。

3. 企业特征：规模异质性

制造业企业自身规模与其污染排放行为息息相关，一般而言，企业规模越大，污染排放强度越高。据此，本部分将要素市场扭曲与企业规模（lnsize）的交互项纳入模型中，以探讨规模异质性对要素市场扭曲引致的微观环境效应的影响。由表 11 中的第（3）列可知，要素市场扭曲的估计系数显著为正，而要素市场扭曲与企业规模交互项的估计系数则显著为负，表明要素市场扭曲对大型企业污染排放的边际影响较小，而对中小型企业的影响则相对较大。可能的原因是，与大型企业相比，中小型企业因自身规模、经营方式等因素所限，获取生产所需各类要素资源的能力较为有限，因此其生产活动与污染排放行为对行业要素市场化配置程度的敏感度较高。

^① 将港澳台或非港澳台外资资本占实收资本 50%及以上的企业定义为外资企业，其他为本土企业。

4. 企业特征：融资约束异质性

理论上,面临融资约束程度较弱的企业通常更易获得足够的资金支持创新清洁生产技术、增加减排设备投资、提升生产效率和扩张生产规模,因此,该类企业污染排放行为受要素市场扭曲引致的研发创新抑制效应、减排投资缩减效应、生产率弱化效应和生产规模收缩效应的影响可能会更小。据此,本部分将要素市场扭曲与企业融资约束(sa)的交互项纳入模型中,以探讨融资约束异质性对要素市场扭曲引致的微观环境效应的影响。由表 11 中的第(4)列可知,要素市场扭曲以及二者交互项的估计系数均显著为正,表明要素市场扭曲对融资约束程度较强企业的污染提升作用大于较弱企业,与预期相契合。

表 11 基于企业特征分类的异质性分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	企业性质	企业出口	企业规模	融资约束
distortion	4.1212*** (0.1716)	4.4349*** (0.1816)	3.9750*** (0.1629)	4.0650*** (0.1636)
distortion × foe	-0.5875** (0.2625)			
foe	0.0815 (0.0521)			
distortion × ex		-1.0241*** (0.1767)		
ex		-0.0327 (0.0312)		
distortion × lnsiz			-0.1501** (0.0732)	
lnsiz			-0.3765*** (0.0185)	
distortion × sa				2.4713*** (0.5981)
sa				1.7826*** (0.2155)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
N	148383	148383	148377	148377
R ²	0.8434	0.8435	0.8422	0.8417

5. 行业特征：污染密集度异质性

由于不同行业的污染密集度存在较大差异,要素市场扭曲对不同属性行业企业的污染排放行为也可能产生异质性影响。为此,本文依据国务院在 2006 发布的《关于开展第一次全国污染源普查的通知》以及相关国内外文献(Copeland and Taylor, 2004; 苏丹妮和盛斌,

2021), 将样本划分为污染行业与清洁行业两类^①。由表 12 中的第 (1) 列可知, 要素市场扭曲及其与行业污染密集度虚拟变量 (pollint)^②交互项的估计系数均显著为正, 表明要素市场扭曲对清洁行业企业污染排放强度的边际影响较小, 而对污染行业企业的影响则相对较大。究其原因, 污染行业本身就具有较高的污染属性, 要素市场扭曲引起的生产要素成本上升以及资源低效配置, 可能会进一步诱使企业以增加污染排放为代价而提高产出规模, 因此要素市场扭曲对污染行业企业排放的边际影响更高。这表明纠正要素市场扭曲、促进要素有效配置不仅能够极大降低污染行业的排放强度, 破除污染锁定效应, 同时也可以有效防止清洁行业坠入“污染深渊”, 从而促进制造业各行业环境绩效提升。

6. 行业特征: 能源消耗强度异质性

理论上, 能源消耗强度越高的行业对应的污染排放量也越大。那么, 自然会考虑不同能耗强度的行业对要素市场扭曲引致的环境效应是否具有差异性表现。据此, 本文参考现有研究的做法 (陈钊和陈乔伊, 2019), 将样本划分为重点能耗行业^③与非重点能耗行业进行分析。表 12 中的第 (2) 列显示, 要素市场扭曲及其与能源消耗强度虚拟变量 (enerint)^④交互项的估计系数均显著为正, 表明要素市场扭曲对高能耗行业企业污染排放强度的边际影响较小, 而对低能耗行业企业的影响则相对较大。究其原因, 高能耗行业因其对能源资源的消耗量较大, 必然会产生大量的污染物排放, 对应企业的污染排放强度相较于其他企业明显较高。因此, 劳动力、资本与中间品等要素市场扭曲引致的减排投资缩减效应、生产率弱化效应等会进一步促进该类行业企业的污染排放行为。

7. 行业特征: 要素密集度异质性

要素密集度反映了行业内产品生产所需各类要素投入之间的关系。由于制造业各行业的要素密集度不同, 因而对应企业的污染排放行为以及对要素市场扭曲的反应也有所差异。为此, 根据鲁桐和党印 (2014) 的行业要素密集度分类方法, 划分为劳动密集型、资本密集型与技术密集型行业^⑤。表 12 列 (3) - (4) 汇报了基于要素密集度的异质性检验结果。列 (3) 为将企业所属行业划分为资本密集型和资本密集型的回归结果。结果显示, 要素市场扭曲与资本密集度虚拟变量 (capint)^⑥交叉项的估计系数显著为正, 表明要素市场扭曲对资本密

① 具体而言, 本文将造纸及纸制品业、农副食品加工业、化学原料及化学制品制造业、纺织业、黑色金属冶炼及压延加工业、食品制造业、皮革毛皮羽毛 (绒) 及其制品业、石油加工炼焦及核燃料加工业、非金属矿物制品业、有色金属冶炼及压延加工业归为污染行业; 将纺织服装鞋帽制造业、印刷业和记录媒介的复制、塑料制品业、金属制品业、电气机械及器材制造业、通信设备、计算机及其他电子设备制造业、仪器仪表及文化办公用机械制造业归为清洁行业。

② 若为污染行业, 则污染密集度虚拟变量取值为 1; 若为清洁行业, 则取值为 0。

③ 重点能耗行业包括纺织业、造纸和纸制品业、石油加工、炼焦和核燃料加工业、化学原料和化学制品制造业、非金属矿物制品业、黑色金属冶炼和压延加工业、有色金属冶炼和压延加工业。

④ 若为重点能耗行业, 则能源消耗强度虚拟变量取值为 1; 若为非重点能耗行业, 则取值为 0。

⑤ 劳动密集型行业包括农副食品加工业, 食品制造业, 饮料制造业, 纺织业, 纺织服装、鞋、帽制造业, 皮革、毛皮、羽毛 (绒) 及其制造业, 木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业, 家具制造业, 文教体育用品制造业, 工艺品及其他制造业; 资本密集型行业包括烟草制造业, 造纸及纸制品业, 印刷业和记录媒介的复制, 石油加工、炼焦及核燃料加工业, 化学原料及化学制品制造业, 化学纤维制造业, 橡胶制品业, 塑料制品业, 非金属矿物制品业, 黑色金属冶炼及压延加工业, 有色金属冶炼及压延加工业, 金属制品业; 技术密集型行业包括医药制造业, 通用设备制造业, 专用设备制造业, 交通运输设备制造业, 电气机械及器材制造业, 通信设备、计算机及其他电子设备制造业, 仪器仪表及文化、办公用机械制造业。

⑥ 若为资本密集型行业, 则资本密集度虚拟变量取值为 1; 若为其他行业, 则取值为 0。

集型行业企业有显著更强的促排效果。究其原因，资本密集型行业因其对资本、设备投入占比较高，对市场上要素资源的可获得性具有更高敏感度；同时该类行业因自身污染性较高，对废水、废气减排设施投资需求较高，因此，对应企业的环境绩效受要素市场扭曲的影响相对较强。以上结果从侧面印证了要素市场化改革能够通过促进企业设备更新改造和减排设施投资作用于企业污染减排。

列(4)在基准模型的基础上引入要素市场扭曲与劳动密集型行业虚拟变量和技术密集型行业虚拟变量的交叉项，进一步验证了要素市场扭曲对劳动密集型和技术密集型两类非资本密集型行业企业污染排放的影响。结果显示，要素市场扭曲与劳动密集度虚拟变量(labint)^①和技术密集度虚拟变量(techint)^②交叉项的估计系数均显著为负，且后者在绝对值上小于前者，说明要素市场扭曲对劳动密集型行业企业污染排放的促进作用最小，技术密集型行业次之，资本密集型行业最大。上述现象可归因于：劳动密集型行业的典型特点是主要依靠大量中低端劳动力进行生产，以低资源成本为支撑，对资本、中间品等要素资源的需求相对较低，因此要素市场扭曲对该类行业企业污染排放的影响较为有限。

表 12 基于行业特征分类的异质性分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	污染密集度	能源消耗强度	要素密集度(资本)	要素密集度(劳动与技术)
distortion	4.0347*** (0.3781)	1.8648*** (0.1989)	2.4446*** (0.2006)	6.4312*** (0.2762)
pollint	0.1032 (0.1433)			
distortion × pollint	2.3187*** (0.4370)			
enerint		-0.1249 (0.0942)		
distortion × enerint		5.7826*** (0.3085)		
capint			-0.3068*** (0.0841)	
distortion × capint			4.1482*** (0.3340)	
labint				-0.0617 (0.1135)
distortion × labint				-4.4079*** (0.4026)
techint				0.5719*** (0.0952)
distortion × techint				-3.1614*** (0.3936)
控制变量	是	是	是	是

① 若为劳动密集型行业，则劳动密集度虚拟变量取值为 1；若为其他行业，则取值为 0。

② 若为技术密集型行业，则技术密集度虚拟变量取值为 1；若为其他行业，则取值为 0。

企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
N	113221	148383	148383	148383
R^2	0.8451	0.8442	0.8438	0.8439

六、拓展分析

(一) 进一步讨论：行业内结构效应的新视角

现有关于制造业要素市场扭曲环境效应的研究主要捕捉与新古典比较优势理论相对应的行业间结构变动，尚未深入行业内探寻企业的动态演变特征，继而难以刻画出异质性企业理论框架下以企业自我成长（Within-Firm）和企业间资源再配置（Between-Firm）为内容的行业环境绩效改善来源（Kreickemeier and Richter, 2014; LaPlue, 2019; 苏丹妮和盛斌, 2021）。前文已经较为系统地给出了要素市场扭曲促进制造业企业自身污染排放强度及其作用机制的微观证据，本部分将从企业动态演变的视角对企业间资源再配置引发的行业内结构效应进行全面揭示。

为了探究以企业动态演变为基础的行业内结构效应对环境绩效的影响，本文首先采用 Melitz and Polanec (2015) 方法对行业污染排放强度进行解构，具体分解为企业自成长效应和企业间资源再配置效应两大项，后者又包括在位企业间资源配置效应、进入效应和退出效应三小项，在此基础上实证检验要素市场扭曲对这些项的影响。具体地，制造业行业污染排放强度分解如下：

$$\begin{aligned} \Delta \ln ei &= (\ln ei_{S2} - \ln ei_{S1}) + s_{E2} (\ln ei_{E2} - \ln ei_{S2}) + s_{X1} (\ln ei_{S1} - \ln ei_{X1}) \\ &= \underbrace{\Delta \overline{\ln ei}_S}_{\text{存活企业水平效应}} + \underbrace{\Delta \text{co } v_S}_{\text{存活企业再配置效应}} + \underbrace{s_{E2} (\ln ei_{E2} - \ln ei_{S2})}_{\text{进入企业效应}} + \underbrace{s_{X1} (\ln ei_{S1} - \ln ei_{X1})}_{\text{退出企业效应}} \end{aligned} \quad (33)$$

其中， $\Delta \ln ei$ 表示从第 1 期到第 2 期行业总体污染排放强度变动；下标 S 表示存活企业集合， E 表示新进入企业集合， X 表示退出企业集合； $\Delta \overline{\ln ei}_S = \overline{\ln ei}_{S2} - \overline{\ln ei}_{S1}$ ，

$\overline{\ln ei}_{S_t} = \frac{1}{n_{S_t}} \sum_{i \in S} \ln ei_{it}$ ， $\ln ei_{it}$ 为企业 i 在 t 期的污染排放强度， $\Delta \text{co } v_S = \text{co } v_{S2} - \text{co } v_{S1}$ ，

$\text{co } v_{S_t} = \sum_{i \in S} (s_{it} - \bar{s}_{S_t}) (\ln ei_{it} - \overline{\ln ei}_{S_t})$ ， s_{it} 为企业 i 在 t 期的市场份额，表示资源在企业间的配置情况，其中， $\bar{s}_{S_t} = \frac{1}{n_{S_t}} \sum_{i \in S} s_{it}$ ， $s_{E2} = \sum_{i \in E} s_{i2}$ ， $\ln ei_{E2} = \sum_{i \in E} \frac{s_{i2}}{s_{E2}} \ln ei_{i2}$ ，

$\ln ei_{S2} = \sum_{i \in S} \frac{s_{i2}}{s_{S2}} \ln ei_{i2}$ ， $s_{X2} = \sum_{i \in X} s_{i1}$ ， $\ln ei_{X1} = \sum_{i \in X} \frac{s_{i1}}{s_{X1}} \ln ei_{i1}$ ， $\ln ei_{S1} = \sum_{i \in S} \frac{s_{i1}}{s_{S1}} \ln ei_{i1}$ 。

式 (33) 中， $\Delta \overline{\ln ei}_S$ 为企业自成长效应，表示在市场份额不变的条件下，由在位企业自身污染排放强度变化引致的总体污染排放强度变动； $\Delta \text{co } v_S$ 为在位企业间资源配置效应，表示若在位企业的污染排放强度不变，由在位企业市场份额变化引致的总体污染排放强度变动； $s_{E2} (\ln ei_{E2} - \ln ei_{S2})$ 为进入效应， $s_{X2} (\ln ei_{S1} - \ln ei_{X1})$ 为退出效应，分别表示由企业进入和退出引致的总体污染排放强度变动。

基于上述分解结果,本文进一步考察要素市场扭曲的行业内结构效应对污染排放强度的影响,为此,将计量模型设置成如下形式:

$$lnei_{jt}^{\Delta} = \beta_0 + \beta_1 distortion_{jt} + \beta_2 Z + \mu_j + \delta_t + \varepsilon_{jt} \quad (34)$$

其中, $lnei_{jt}^{\Delta}$ 表示行业总体污染排放强度以及不同分解项,包括企业自成长效应、企业间资源再配置效应、在位企业间资源配置效应、进入效应与退出效应; $distortion_{jt}$ 表示行业要素市场扭曲; Z 为行业层面控制变量,与基准回归模型相同。

表 13 报告了要素市场扭曲影响行业总体污染排放强度变动的计量结果。第(1)列显示,要素市场扭曲显著促进了行业污染排放强度上升,表明要素市场扭曲的负面环境效应在宏观行业层面得以证实。第(2)-(4)列报告了区分要素市场扭曲不同来源的估计结果。结果显示,资本、劳动力与中间品市场扭曲对行业污染排放强度均具有显著促进作用,表明行业污染排放强度变动源于以上三类要素市场扭曲的共同作用。

表 13 要素市场扭曲与行业总体污染排放强度变动的计量结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\Delta \ln ei$	$\Delta \ln ei$	$\Delta \ln ei$	$\Delta \ln ei$
distortion	1.5415** (0.7312)			
capdist		0.5938* (0.3072)		
labdist			0.5076** (0.2560)	
meddist				1.2164** (0.5966)
控制变量	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
N	864	876	876	876
R^2	0.6352	0.6335	0.6336	0.6338

表 14 进一步报告了要素市场扭曲的行业内结构效应估计结果。第(1)列报告了企业自成长效应的估计结果。结果显示,要素市场扭曲对行业内企业自身污染排放强度具有显著促进作用,这与前文微观企业层面得出的结论相呼应。第(2)列是企业间资源再配置引发的行业内结构效应的估计结果,显示要素市场扭曲对企业间资源再配置效应的估计系数显著为负,这意味着要素市场扭曲能够通过抑制企业间资源再配置效应的发挥进而提高行业污染排放强度。进一步地,第(3)-(5)列分别将企业间资源再配置效应的三个细分项,即在位企业间资源配置效应、进入效应和退出效应作为因变量进行回归。结果表明,要素市场扭曲对退出效应的估计系数显著为负,对在位企业间资源配置效应和进入效应的估计系数均为负但不显著,反映出要素市场扭曲引发的行业内结构效应主要通过阻碍高污染企业退出这一路径来实现。

表 14 要素市场扭曲的行业内结构效应估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	企业自成长效应	企业间资源再配置效应	在位企业间资源配置效应	进入效应	退出效应
	$\overline{\Delta \ln ei_s}$	$(\Delta \ln ei - \overline{\Delta \ln ei_s})$	Δcov_s	$s_{E2}(\ln ei_{E2} - \ln ei_{S2})$	$s_{X2}(\ln ei_{S1} - \ln ei_{X1})$
distortion	1.1389*	-0.3685*	-0.1656	-0.3381	-0.7500**
	(0.6219)	(0.2069)	(0.1551)	(0.5082)	(0.3400)
控制变量	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
<i>N</i>	919	873	884	1061	912
<i>R</i> ²	0.5889	0.0413	0.0451	0.1723	0.1825

(二) 要素市场扭曲与环境管制的微观环境交互效应

“波特假说”认为，合理的环境管制政策能够倒逼被管控企业实现治污技术和生产技术的两重进步，诱发“创新补偿效应”（Porter and vander Linde, 1995），这有助于抵消治理成本和审计成本等各种由环境保护带来的成本并且提升企业在市场上的竞争优势，从而提升企业的生产清洁度。前文已经较为系统地探讨了要素市场扭曲与企业污染排放之间的关系，但尚未考虑政府环境管制因素对企业污染排放行为的可能影响。事实上，我国政府高度重视国内环境污染问题，相继出台了各种环境管制措施，对企业污染排放行为进行规范化、严格化监管。那么，政府环境管制能否有效弱化要素市场扭曲这一市场失灵行为所引致的促排效应，从而降低企业污染排放强度呢？为了解答这一问题，本部分进一步将政府环境管制纳入分析框架，从市场和政府互动的视角对要素市场扭曲与环境管制的微观环境交互效应进行拓展研究。具体地，设定以下计量模型进行验证：

$$\ln ei_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{distortion}_{jt} + \alpha_2 er_{ct} + \alpha_3 \text{distortion}_{jt} \times er_{ct} + \alpha'_Z Z + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (35)$$

其中，下标 *i*、*j*、*c*、*t* 分别表示企业、三位码行业、地区和年份；*er_{ct}* 表示在 *t* 年地区 *c* 的环境管制强度，采用各地区排污费取对数得到；*distortion_{jt}* × *er_{ct}* 表示要素市场扭曲与环境管制的交互项；其他变量设定同基准模型。

表 15 报告了要素市场扭曲、环境管制与企业污染排放强度的回归结果。其中，第 (1) 列为纳入要素市场扭曲、环境管制以及二者交互项的回归结果。结果显示环境管制的估计系数显著为负，表明地方政府基于行政手段进行的环境管制会促进企业污染减排，提升其微观环境绩效。在较强的环境管约束下，企业为规避各类排污费用不仅会致力于研发新的环保技术、改进高污染生产线与开发绿色生产模式等，还会倾向于加大对废水、废气等治理设施的投资力度，从而降低污染排放强度。同时，要素市场扭曲与环境管制的交互项系数亦显著为负，表明政府环境管制能够有效缓解行业要素市场扭曲所引致的企业污染排放提升效应。

第(2)-(5)列为纳入不同来源要素市场扭曲、环境管制及其交互项的回归结果。结果显示,环境管制及其交互项的估计系数均显著为负,表明政府环境管制可以有效弱化资本、劳动力与中间品三类要素市场扭曲的促排效应,从而有助于企业污染减排。上述结果不仅表明政府环境管制政策通过对市场主体施加激励或约束以促进污染减排,是推动经济绿色转型的重要手段,同时也意味着市场导向的要素市场化配置体制机制和政府实施的环境管制倒逼政策二者在中国加速构筑绿色发展体系上呈现出相辅相成的关系。因此,中国在推进绿色发展进程中应更好发挥政府作用,用市场和行政相结合的手段引导企业实现绿色发展。

表 15 要素市场扭曲与环境管制的交互效应对企业污染排放的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	lnei	lnei	lnei	lnei	lnei
er	-0.6485*** (0.0464)	-0.7345*** (0.0470)	-0.6106*** (0.0463)	-0.6898*** (0.0469)	-0.6036*** (0.0466)
distortion	2.5175*** (0.1238)				
distortion × er	-0.3199*** (0.1074)				
capdist		0.1786*** (0.0248)			0.1230*** (0.0229)
capdist × er		-0.0922*** (0.0194)			-0.0331* (0.0193)
labdist			0.5753*** (0.0400)		0.5435*** (0.0410)
labdist × er			-0.1008*** (0.0300)		-0.0716** (0.0310)
meddist				0.5241*** (0.0779)	0.5450*** (0.0790)
meddist × er				-0.1363* (0.0800)	-0.1174* (0.0668)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
N	147,841	148,383	148,383	148,383	148,383
R ²	0.8439	0.8428	0.8435	0.8430	0.8437

七、主要结论与政策含义

从稀缺要素配置视角理清影响企业污染排放行为的外部约束因素,有效解决经济发展过程中相伴随的严峻环境污染问题这一与推进绿色发展理念相悖的现实痛点,是实现人与自然和谐发展的中国式现代化本质要求的关键所在。鉴于此,在国内污染防治力度日益加强和要素市场化改革不断深化的双重背景下,本文将要素市场扭曲与微观企业污染排放行为纳

入统一分析框架，厘清了要素市场扭曲对企业污染排放的影响效应与传导链条，并使用2001-2007年中国工业企业生产与污染排放匹配数据构建指标体系进行定量分析，系统评估了要素市场扭曲所产生的微观环境效应。

研究结论主要包括：第一，要素市场扭曲显著提高了中国制造业企业的污染排放强度。根据不同来源将其细分为劳动力、资本与中间品后发现，三类要素市场扭曲均会对企业污染排放产生促进作用。第二，异质性分析表明，要素市场扭曲的微观环境效应会因不同企业、行业特征而异，具体对本土企业、内销企业、中小型企业、融资约束程度较强企业以及污染行业、高能耗行业、资本密集型行业企业污染排放的促进作用更大。第三，机制检验显示，研发创新抑制效应、减排投资缩减效应、生产率弱化效应与生产规模收缩效应均是要素市场扭曲影响企业污染排放行为的作用机制。第四，从企业动态演变的视角来看，要素市场扭曲主要通过企业自成长效应与退出效应两条渠道提高制造业行业污染排放强度。第五，从市场和政府互动的视角来看，政府环境管制能够有效缓解要素市场扭曲所引致的制造业企业污染排放提升效应。

本文的研究结论对于中国继续深化要素市场化改革、优化企业减排行为，进而统筹推进人与自然和谐共生的中国式现代化，具有较强的政策含义。鉴于要素市场扭曲会促进制造业企业污染排放，因此，政府应将相关政策措施的着力点落脚于加快推进要素市场化改革与建设统一开放、竞争有序的市场体系上。首先，推动要素资源市场化，完善要素资源价格形成机制。在推动要素资源市场化方面，政府应减少行政审批，放开市场准入条件，打破特许经营权和垄断，增强市场竞争性，使得生产要素能够在不同部门之间自由流动。在完善要素资源价格机制方面，政府应深化资源性产品价格改革，促进资源价格市场化，真实反映市场需求情况和资源稀缺程度，不断完善价格形成机制，积极发挥市场和价格机制在资源配置中的作用。同时，政府应营造更公开透明的市场环境，完善监督管理体系，健全市场规章制度，减少由偏向性政策所引致的效率损失，构建起更加完善的要素市场化配置体制机制。

其次，以要素市场化配置改革为重点，破除各类障碍和隐性壁垒，促进要素资源优化配置。在推进要素市场化配置过程中，既要从整体上扩大要素市场配置范围，加快发展要素市场，也要根据不同要素属性、市场化程度差异和经济社会发展需要，提高要素配置的灵活性、科学性、协同性。对于劳动力市场，应深化户籍制度改革，破除城乡二元化的发展体制，在有效控制城市规模、破除环境污染等“大城市病”的基础上，逐步探索多元化的人口政策，发挥市场机制在劳动力资源配置方面的决定性作用，通过竞争和供求等机制促进劳动力资源的优化配置。对于资本市场，应增加有效金融服务供给，健全多层次资本市场体系，全面推进中国利率市场化进程，以货币市场为传导，支持金融部门根据其利润最大化目标，以价格、竞争和供求为信号来确定其资金使用，提高资本要素配置效率。对于中间品市场，应继续推行贸易自由化政策，丰富国内要素市场供给，推动国内和进口要素供给之间形成良性竞争替代关系，发挥中间品要素对企业污染减排的促进作用。

最后，地方政府应依据不同行业、企业的具体特征，有所侧重地推行要素市场化改革。鉴于要素市场扭曲对制造业企业污染排放的影响具有显著异质性，因此，政府在推进制造业绿色转型过程中，应有针对性地制定各类产业政策，坚持因地制宜、分类施策，加强政策的

系统性、协同性，着力解决重点行业和企业发展中存在的资源环境瓶颈约束问题。此外，应不断完善政府调节与监管，做到“放活”与“管好”有机结合，发挥政府指导和政策引导作用，深化相关领域改革，引导各类要素协同向先进生产力集聚，推动要素配置依据市场规则、市场价格、市场竞争实现效率最优化。同时，在完善政府调节与监管的基础上，应抓紧解决要素产权不清晰、市场化交易机制不健全、市场发育不足等问题，形成有效激励约束机制，盘活“沉睡”的要素资源，靠改革来激发要素蛰伏的潜能，使之成为推动制造业绿色发展的动能。

参考文献

- [1] Ali E, Gnignique M .Global value chains participation and structural transformation in Africa: Are we advocating environmental protection?[J].*Journal of Cleaner Production*, 2022, 366: 132914.
- [2] Antweiler W, Copeland B R, Taylor M S. Is Free Trade Good for the Environment?[J].*American Economic Review*, 2001,91(4):877-908.
- [3] Bian Y, Song K, Bai J. Market segmentation, resource misallocation and environmental pollution[J].*Journal of Cleaner Production*, 2019, 228(AUG.10):376-387.
- [4] Bloom N, Schankerman M, Reenen J V. Identifying Technology Spillovers and Product Market Rivalry[J].*Econometrica*,2013,81(4):1347-1393.
- [5] Boler E A, Moxnes A, Ulltveit-Moe K H. R&D, International Sourcing, and the Joint Impact on Firm Performance[J]. *American Economic Review*, 2015, 105(12):3704-3739.
- [6] Brandt L, Biesebroeck J V, Zhang Y. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2):339-351.
- [7] Brandt L, Tombe T, Zhu X D. Factor Market Distortion across Time,Space and Sector in China[J]. *Review of Economic Dynamics*,2013,16(1):39-58.
- [8] Chen L, Li K, Chen S, Wang X, et al. Industrial activity, energy structure, and environmental pollution in China[J].*Energy Economics*, 2021, 104: 1-10.
- [9] Cherniwchan J. Trade Liberalization and the Environment: Evidence from NAFTA and U.S. Manufacturing[J]. *Journal of International Economics*,2017,(105):130-149.
- [10] Connolly B A, Hirsch B T, Hirschey M. Union Rent seeking, Intangible Capital,and Market Value of the Firm[J].*Review of Economics and Statistics*,1986,68(4),567-577.
- [11] Copeland B R, Taylor M S. Trade, Growth, and the Environment[J].*Journal of Economic Literature*,2004, 42(1):7-71.
- [12] De Loecker J, Goldberg P K. Firm Performance in a Global Market [J]. *Annual Review of Economics*, 2014, 6(1): 201-227.
- [13] Forslid R , Okubo T , Ulltveit-Moe K H .Why are firms that export cleaner? International trade, abatement and environmental emissions[J].*Journal of Environmental Economics and Management*, 2018, 91(SEP.):166-183.
- [14] Han L , Zhou W , Li W ,et al.Urbanization strategy and environmental changes: An insight with relationship between population change and fine particulate pollution[J].*Science of the Total Environment*, 2018, 642(nov.15):789-799.
- [15] Hao Y , Gai Z , Wu H .How do resource misallocation and government corruption affect green total factor energy efficiency? Evidence from China[J].*Energy Policy*, 2020, 143:111562.
- [16] Hao Y, Zheng S, Zhao M, et al.Reexamining the relationships among urbanization, industrial structure, and environmental pollution in China—New evidence using the dynamic threshold panel model[J].*Energy Reports*, 2020, 6:28-39.

- [17] Hsieh C, Klenow P J. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India[J]. Quarterly Journal of Economics,2009,124(4):1403-1448.
- [18] Huang G, Zhang J, Yu J ,et al. Impact of transportation infrastructure on industrial pollution in Chinese cities: A spatial econometric analysis[J].Energy Economics, 2020, 92: 1-17.
- [19] Jaef R F, Lopez J I. Entry, trade costs, and international business cycles[J]. Journal of International Economics, 2014, 94(2):224-238.
- [20] Ji Z .Does factor market distortion affect industrial pollution intensity? Evidence from China[J].Journal of Cleaner Production, 2020, 267:122136.
- [21] Kou J, Xu X. Does internet infrastructure improve or reduce carbon emission performance? --A dual perspective based on local government intervention and market segmentation[J].Journal of Cleaner Production,2022,379: 134789.
- [22] Kreckemeier U, Richter P M.. Trade and the Environment: The Role of Firm Heterogeneity[J]. Review of International Economics, 2014,22(2): 209-225.
- [23] LaPlue L D. The Environmental Effects of Trade within and across Sectors [J]. Journal of Environmental Economics and Management,2019(94):118-139.
- [24] Levinsohn J, Petrin A. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables[J]. Review of Economic Studies,2003,70(2): 317-341.
- [25] Lewbel A. Constructing Instruments for Regressions with Measurement Error When No Additional Data are Available[J].Econometrica,1997,65(5):1201-1213.
- [26] Li S, Zheng X, Liao J, Niu J. Low-carbon city pilot policy and corporate environmental performance: Evidence from a quasi-natural experiment[J]. International Review of Economics & Finance,2023,In Press.
- [27] Lin B , Chen Y .Will land transport infrastructure affect the energy and carbon dioxide emissions performance of China's manufacturing industry?[J].Applied Energy, 2020, 260: 1-13.
- [28] Ljungwall C, Tingvall P G. Is China different? A meta-analysis of the growth-enhancing effect from R&D spending in China[J]. China Economic Review, 2015, 36:272-278.
- [29] Lu J .Can the central environmental protection inspection reduce transboundary pollution? Evidence from river water quality data in China[J].Journal of Cleaner Production, 2022, 332:130030.
- [30] Melitz M J, Polanec S. Dynamic Olley-Pakes Productivity Decomposition with Entry and Exit[J]. Rand Journal of Economics,2015,46(2),362-375.
- [31] Midrigan V, Xu D Y. Finance and Misallocation: Evidence from Plant-Level Data[J]. American Economic Review, 2014, 104(2):422-458.
- [32] Murphy K M, Shleifer A, Vishy R. Why is Rent-Seeking Costly to Growth[J].American Economic Review, 1993,83(2),409-414.
- [33] Peters M. Heterogeneous Mark-ups, Growth and Endogenous Misallocation, Working Paper, 2013.
- [34] Pi J C, Chen X Y. The impacts of capital market distortion on wage inequality, urban unemployment, and welfare in developing countries[J]. International Review of Economics & Finance, 2016, 42(3):103-115.
- [35] Porter M E, Linde C. Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4):97-118.
- [36] Richter P M, Schiersch A. CO2 Emission Intensity and Exporting: Evidence from Firm-level Data [J]. European Economic Review, 2017(98):373-391.
- [37] Roy J, Yasar M. Energy Efficiency and Exporting: Evidence from Firm-level Data[J]. Energy Economics, 2015(52):127-135.
- [38] Wang F, He J, Niu Y. Role of foreign direct investment and fiscal decentralization on urban haze pollution in China[J]. Journal of Environmental Management, 2021, 305: 114287.

- [39] Wang S , He Y , Song M .Global value chains, technological progress, and environmental pollution: Inequality towards developing countries[J].Journal of Environmental Management, 2020, 277:110999.
- [40] Wu X, Deng H, Li H, et al. Impact of Energy Structure Adjustment and Environmental Regulation on Air Pollution in China: Simulation and Measurement Research by the Dynamic General Equilibrium Model[J].Technological Forecasting and Social Change, 2021, 172(1):121010.
- [41] Xie L , Zhou Z , Hui S ,et al.Does environmental regulation improve the structure of power generation technology? Evidence from China's pilot policy on the carbon emissions trading market(CETM)[J].Technological Forecasting and Social Change, 2022, 176(10):121428.
- [42] Yang S, Jahanger A, Hossain M R. How effective has the low-carbon city pilot policy been as an environmental intervention in curbing pollution? Evidence from Chinese industrial enterprises[J]. Energy Economics, 2023, 118: 106523.
- [43] Yu Z, Yan T, Liu X, Bao A. Urban land expansion, fiscal decentralization and haze pollution: Evidence from 281 prefecture-level cities in China[J].Journal of Environmental Management, 2022, 323: 116198.
- [44] Zhang J , Wang J , Yang X ,et al.Does local government competition aggravate haze pollution? A new perspective of factor market distortion[J].Socio-Economic Planning Sciences, 2020(9):100959.
- [45] 白俊红,卞元超.要素市场扭曲与中国创新生产的效率损失[J].中国工业经济,2016(11): 39-55.
- [46] 白俊红,余雪微.全球价值链嵌入对节能减排的影响:理论与实证[J].财贸经济,2022, 43(06):144-159.
- [47] 蔡宏波,钟超,韩金镛.交通基础设施升级与污染型企业选址[J].中国工业经济,2021(10): 136-155.
- [48] 蔡嘉瑶,张建华.财政分权与环境治理——基于“省直管县”财政改革的准自然实验研究[J].经济学动态,2018(01):53-68.
- [49] 陈经伟,姜能鹏.资本要素市场扭曲对企业技术创新的影响:机制、异质性与持续性[J].经济学动态,2020(12):106-124.
- [50] 陈林,万攀兵.城镇化建设的乡镇发展和环境污染效应[J].中国人口·资源与环境,2021, 31(04):62-73.
- [51] 陈永伟,胡伟民.价格扭曲、要素错配和效率损失:理论和应用[J].经济学(季刊),2011,10(04): 1401-1422.
- [52] 陈钊,陈乔伊.中国企业能源利用效率:异质性、影响因素及政策含义[J].中国工业经济, 2019(12):78-95.
- [53] 崔木花.安徽省产业结构演变的生态环境效应[J].经济地理,2020,40(08):131-137+152.
- [54] 戴魁早.要素市场扭曲如何影响出口技术复杂度?——中国高技术产业的经验证据[J].经济学(季刊),2019,18(01):337-366.
- [55] 董直庆,王辉.市场型环境规制政策有效性检验——来自碳排放权交易政策视角的经验证据[J].统计研究,2021,38(10):48-61.
- [56] 樊纲,王小鲁,朱恒鹏.中国市场化指数:各地区市场化相对进程报告[M].经济科学出版社.2010.
- [57] 盖庆恩,朱喜,程名望,史清华.要素市场扭曲、垄断势力与全要素生产率[J].经济研究,2015, 50(05):61-75.
- [58] 高帆.什么粘住了中国企业自主创新能力提升的翅膀[J].当代经济科学,2008(02):1-10+124.
- [59] 韩超,陈震,王震.节能目标约束下企业污染减排效应的机制研究[J].中国工业经济, 2020(10):43-61.
- [60] 何春丽,曾令秋.要素市场扭曲对我国缩小城乡居民消费差距的影响[J].改革,2019(07): 150-159.
- [61] 阚大学,吕连菊.要素市场扭曲加剧了环境污染吗——基于省级工业行业空间动态面板数据的分析[J].财贸经济,2016(05):146-159.
- [62] 阚大学.要素市场扭曲抑制了城镇化效率提升吗[J].财经科学,2016(08):113-123.
- [63] 李鲁,王磊,邓芳芳.要素市场扭曲与企业间生产率差异:理论及实证[J].财经研究,2016, 42(09):110-120.
- [64] 李永,王砚萍,孟祥月.要素市场扭曲是否抑制了国际技术溢出[J].金融研究,2013(11): 140-153.
- [65] 林伯强,杜克锐.要素市场扭曲对能源效率的影响[J].经济研究,2013,48(09):125-136.
- [66] 刘晨跃,徐悦,徐盈之.要素市场影响雾霾污染的双重扭曲机制——基于要素市场扭曲偏向性的解释[J].当代经济科学,2022,44(02):66-81.
- [67] 刘小玄,李双杰.制造业企业相对效率的度量 and 比较及其外生决定因素(2000-2004)[J].经济学(季刊),

2008(3):843-868.

- [68] 刘宗明,吴正倩.中间产品市场扭曲会阻碍能源产业全要素生产率提升吗——基于微观企业数据的理论与实证[J].中国工业经济,2019(08):42-60.
- [69] 鲁桐,党印.公司治理与技术创新:分行业比较[J].经济研究,2014,49(06):115-128.
- [70] 陆菁,鄢云,黄先海.规模依赖型节能政策的碳泄漏效应研究[J].中国工业经济,2022(09): 64-82.
- [71] 吕越,张昊天.打破市场分割会促进中国企业减排吗? [J].财经研究,2021,47(09):4-18.
- [72] 吕越,张昊天,薛进军等.税收激励会促进企业污染减排吗——来自增值税转型改革的经验证据[J].中国工业经济,2023(02):112-130.
- [73] 马丽梅,刘生龙,张晓.能源结构、交通模式与雾霾污染——基于空间计量模型的研究[J].财贸经济,2016,37(01):147-160.
- [74] 宋弘,孙雅洁,陈登科.政府空气污染治理效应评估——来自中国“低碳城市”建设的经验研究[J].管理世界,2019,35(06):95-108+195.
- [75] 宋马林,金培振.地方保护、资源错配与环境福利绩效[J].经济研究,2016,51(12):47-61.
- [76] 苏丹妮,盛斌.产业集聚、集聚外部性与企业减排——来自中国的微观新证据[J].经济学(季刊),2021,21(05):1793-1816.
- [77] 苏丹妮,盛斌.服务业外资开放如何影响企业环境绩效——来自中国的经验[J].中国工业经济,2021(06):61-79.
- [78] 孙天睿,张向荣.金融资源错配、产业结构与环境污染——基于中国地方数据的检验[J].工业技术经济,2021,40(05):99-106.
- [79] 孙晓华,袁方,翟钰,王昀.政企关系与中央环保督察的治理效果[J].世界经济,2022, 45(06):207-236.
- [80] 王永进,李宁宁.中间品贸易自由化与要素市场扭曲[J].中国工业经济,2021(09):43-61.
- [81] 张杰,周晓艳,李勇.要素市场扭曲抑制了中国企业 R&D?[J].经济研究,2011,46(08):78-91.
- [82] 赵阳,沈洪涛,刘乾.中国的边界污染治理——基于环保督查中心试点和微观企业排放的经验证据[J].经济研究,2021,56(07):113-126.
- [83] 赵自芳,史晋川.中国要素市场扭曲的产业效率损失——基于 DEA 方法的实证分析[J].中国工业经济,2006(10):40-48.
- [84] 周杰琦,汪同三.FDI、要素市场扭曲与碳排放绩效——理论与来自中国的证据[J].国际贸易问题,2017(07):96-107.
- [85] 朱喜,史清华,盖庆恩.要素配置扭曲与农业全要素生产率[J].经济研究,2011,46(05):86-98.