

对外直接投资能否改善母国环境质量?

——基于中国企业水污染排放视角的检验

田素华 熊 琴^{*}

摘要:本文使用多个中国微观企业数据,通过双重差分法和多种异质性稳健估计方法,识别了中国企业对外直接投资影响污染排放的因果效应和作用机制。研究发现,企业对外直接投资会显著降低其化学需氧量(COD)的排放;并且,在降低 COD 排放强度的同时提高了总产出。进一步机制分析表明,企业主要通过到环境规制更严格国家对外直接投资产生的逆向技术溢出,以及促进出口的集约边际和拓展边际来实现减排。

关键词:对外直接投资;企业污染排放;双重差分法

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2024.03.17

一、引 言

近十几年来,中国对外直接投资(下文简称 OFDI)的规模在持续大规模上涨。在 2000—2021 年间,中国 OFDI 流量的年均增长率高达 55%。在 2021 年,中国 OFDI 流量为 1 788.2 亿美元,占当年全球 OFDI 流量的 10.5%;截至 2021 年年底,中国有近 2.9 万家境内投资者在全球 190 个国家和地区设立了约 4.6 万家境外企业。^①与此同时,中国的环境质量也在持续改善。以水污染为例,从 2000 年到 2015 年,中国的工业化学需氧量(下文简称 COD)排放从 704.5 万吨降至 293.5 万吨。^②针对过去十多年中国环境质量持续改善这一现象,既有文献认为其主要原因在于中央政府严格执行的全国主要污染物排放总量控制计划(Fan et al., 2019);但在开放经济条件下,环境质量提升可能也与企业对外贸易或 OFDI 等国际化行为有关(Cherniwchan et al., 2017)。基于以上中国 OFDI 增长和环境质量改善的特征事实,本文将探讨企业 OFDI 与污染排放的因果关系和内在机制,以期为中国持续扩大对外开放来促进高质量发展提供理论依据和经验证据。

识别企业 OFDI 和污染排放的因果关系存在较大的挑战:一方面,双向因果问题,企业 OFDI 后可能通过外国子公司的技术溢出来降低本国母公司的污染排放量(Van

* 田素华,复旦大学世界经济研究所和世界经济系;熊琴,南京工业大学经济与管理学院。通信作者及地址:熊琴,江苏省南京市浦口区浦珠南路 30 号南京工业大学经济与管理学院,211800;电话:15005177008;E-mail:xiong_qin@163.com。作者感谢上海市哲学社会科学规划课题(2023BJL001)的支持。感谢刘学悦以及匿名审稿人的宝贵建议和帮助。当然,文责自负。

① 数据来源:《2021 年度中国对外直接投资统计公报》。

② 数据来源:《中国环境统计年鉴 2016》。

Pottelsberghe and Lichtenberg, 2001); 而母公司的污染排放量下降后会显著提升其社会形象与国际形象, 从而进一步促进 OFDI (谢红军和吕雪, 2022)。另一方面, 遗漏变量问题, 可能是某些难以直接观测或衡量的因素导致了企业 OFDI 增加和污染排放量下降同时发生, 例如政府的环境规制和企业的效率等。为解决以上两类潜在内生性问题, 本文结合倾向得分匹配、双重差分及多种交错双重差分的异质性稳健估计方法, 识别企业 OFDI 影响污染排放的因果效应。

具体地, 本文首先匹配了 2000—2013 年中国企业污染排放数据库、中国工业企业数据库和《境外投资企业(机构)名录》, 然后利用倾向得分匹配方法, 寻找与 OFDI 企业各方面特征相似的对照组企业, 最后使用双重差分法识别企业 OFDI 影响污染排放的因果效应。此外, 我们还使用事件分析法进行平行趋势检验, 并进一步从控制潜在遗漏变量、替换样本、调整聚类、更换匹配方法、替换被解释变量和安慰剂检验等方面进行稳健性检验, 以确保本文基本结论的可靠性。基准回归结果表明, 企业 OFDI 促使其实 COD 排放量下降 16.3% 左右。事件分析法的结果显示, 在 OFDI 之前, OFDI 企业和非 OFDI 企业的 COD 排放量变化趋势不存在显著性差异, 这说明平行趋势检验通过; 并且企业 OFDI 降低 COD 排放量的效应逐年增大。与此同时, 本文的稳健性检验仍然支持以上结论。

本文还深入探寻了企业 OFDI 影响污染排放的内在机制。我们将企业的 COD 排放量分解成 COD 排放强度 ($COD/\text{总产出}$) 和总产出两部分。实证结果表明, 企业 OFDI 在显著降低其 COD 排放强度的同时也提高其总产出。针对这一有趣的现象, 本文从逆向技术溢出、促进出口和缓解企业融资约束三方面进行机制分析。我们发现, 只有前两个机制成立, 一方面, 企业到比中国环境规制严格的国家进行 OFDI 后, 会提升母公司的技术创新和绿色技术创新水平, 从而降低自身的 COD 排放量; 另一方面, 企业 OFDI 会通过同时促进出口集约边际和拓展边际的方式来降低 COD 排放量。

本文的贡献体现在以下三个方面。首先, 本文较早地利用详细的微观企业数据来考察中国企业 OFDI 与污染排放之间的关系, 为理解中国企业 OFDI 的污染减排效应提供了经验证据, 具有重要的现实意义。其次, 相较于既有研究, 我们结合倾向得分匹配、双重差分法和事件分析法(包括双向固定效应模型和多种异质性稳健估计模型)进行实证分析, 从而能较好地识别企业 OFDI 和污染排放之间的因果关系, 确保研究结论的可信性。最后, 本文发现中国企业 OFDI 在显著降低自身污染排放强度的同时也会提高其总产出; 究其原因, 主要是由企业到比中国环境规制严格的国家 OFDI 产生的逆向技术溢出以及出口扩张导致。这为理解企业 OFDI 影响污染排放的作用机制提供了新的洞见。

二、文献综述

关于中国企业 OFDI 和污染排放的研究与以下两支文献相关。第一支文献研究了中国企业 OFDI 的经济效应, 具体包括就业、竞争力和贸易等方面。在就业方面, 现有文献发现中国企业 OFDI 可以显著提高国内就业人数, 且不同动机的 OFDI 对就业的影响具有差异性(李磊等, 2016; Jia et al., 2019)。在竞争力方面, 已有研究发现中国企业 OFDI 可以提高企业生产率(Huang and Zhang, 2017) 和企业加成率(毛其淋和许家

云, 2016)。黄远渐等 (2021) 研究发现, 对外投资广度提高了企业创新绩效, 而对外投资深度对企业创新绩效的作用呈“U形”变化。在贸易方面, 中国企业 OFDI 不仅增加了企业的出口集约边际和拓展边际 (蒋冠宏和蒋殿春, 2014), 而且提升了企业的出口产品质量 (余静文等, 2021)。然而, 由于数据的可行性, 鲜有文献仔细讨论企业 OFDI 的环境治理效应及其内在机制。

与本文相关的第二支文献考察了中国企业污染排放的主要影响因素。从国内影响因素来看, 已有文献主要考察命令控制型和市场交易型这两类环境规制政策对企业污染排放的影响, 前者由政府的立法和行政执法来实现, 后者通过价格机制来实现。在命令控制型环境规制政策方面, 已有研究表明, 两控区政策显著降低了 SO₂ 排放量 (Chen et al., 2018); “十一五”全国主要污染物排放总量控制政策可通过前端治理或末端治理等多种方式来降低企业的污染排放量 (Fan et al., 2019; Du et al., 2023)。在市场交易型环境规制政策方面, 现有文献发现排污费的提高有利于降低企业 SO₂ 排放量, 并且大企业和中小企业分别采用降低 SO₂ 排放强度和降低生产规模的方式来减排 (陈诗一等, 2021); 排污权交易则有利于诱发污染行业中的企业绿色创新, 促进企业减排 (齐绍洲等, 2018)。

从国际影响因素来看, 既有文献主要从国际贸易和外商直接投资的视角来分析中国企业污染排放问题。在国际贸易方面, 企业出口可以通过增加产品范围、投资新资本和进口国外减排设备来降低企业 SO₂ 排放量 (Rodrigue et al., 2022); 贸易自由化带来的进口竞争则主要通过有偏技术进步和生产结构转换来促使企业减排 (陈登科, 2020; Liu et al., 2023)。在外商直接投资方面, 外资的进入通过绿色技术进步和管理效率提升, 来降低中国本土企业的烟尘排放强度和 COD 排放强度 (邵朝对等, 2021); 进一步, 服务业外资开放通过增加清洁服务中间要素投入和减排设施以及提高企业生产率, 来降低其下游制造业企业的 SO₂ 排放强度 (苏丹妮和盛斌, 2021a)。周凤秀和温湖炜 (2021) 在已有文献中与本文的研究主题最接近, 他们使用企业层面数据探讨了 OFDI 与污染减排的相关性, 发现中国企业 OFDI 主要通过内外投资联动促进国内企业转型升级来降低污染排放, 而绿色技术逆向溢出对降低企业污染排放的贡献不大。^①

基于此, 在已有文献的基础上, 本文使用中国多套微观企业数据库, 通过倾向得分匹配和双重差分法以及多种异质性稳健估计方法, 实证考察 OFDI 对中国企业污染排放的因果效应, 并深入探寻其中的具体机制, 从而填补以上两支文献的空缺。

三、数据来源与研究设计

本部分首先说明本文所使用的数据和数据处理过程, 然后介绍实证方程和变量定义, 最后对倾向得分匹配方法和相应结果进行说明。

(一) 数据来源

本文使用了五套微观企业数据库, 包括中国企业污染排放数据库、中国工业企业数

^① 还有一些文献使用省级或城市层面数据, 研究中国 OFDI 对本国污染排放的影响, 发现 OFDI 会显著降低母国的污染排放水平 (都斌和余官胜, 2016; 杨果和郑强, 2021; 朱婷和顾建福, 2022)。

据库、《境外投资企业（机构）名录》、中国海关数据库和中国专利数据库。其中，中国企业污染排放数据库来自生态环境部，涵盖了1998—2013年31个省（市）污染型企业的基本信息、废气与废水的排放和治理数据以及能源使用数据。中国工业企业数据库来自国家统计局，涵盖了1998—2013年全国国有工业企业及规模以上的非国有工业企业的基本信息、财务信息、生产和销售信息。本文参考寇宗来和刘学悦（2020）、Feenstra et al.（2014）的做法，先逐年匹配中国工业企业数据库，然后按照以下标准剔除异常样本：流动资产超过总资产；固定资产超过总资产；固定资产净值大于总资产；无效的企业成立时间，即月份大于13或小于1。《境外投资企业（机构）名录》记录了1983—2014年中国商务部备案的OFDI企业信息，包括境内投资主体名称及所在省市、投资核准时间、经营范围、境外投资企业机构名称以及投资目的地等。中国海关数据库涵盖了2000—2013年中国进出口企业的基本信息和8位码的产品信息，包括企业名称、进出口国（地区）、产品金额和数量等。中国专利数据库涵盖了自1985年以来在国家知识产权局申请并公开的专利数据，包括专利基本信息、申请人信息和发明人信息等。

本文主要考察中国OFDI对制造业企业污染排放的影响^①，样本筛选过程具体如下：首先，我们根据法人代码和企业名称将2000—2013年中国企业污染排放数据库与中国工业企业数据库匹配，并保留制造业行业；^②其次，根据中国工业企业数据库中的企业名称与《境外投资企业（机构）名录》中的境内投资主体名称，将《境外投资企业（机构）名录》匹配到工业企业污染匹配数据中；最后，基于倾向得分匹配寻找与OFDI企业各方面特征相似的对照组，并删除主要变量缺失的样本。^③经过以上数据处理过程，最终得到1557家企业的10324个观测值。

（二）实证方程

本文的实证模型设定参见式（1）：

$$COD_{fcit} = \alpha + \beta Treatment_f \times Post_{ft} + \gamma C_f \times \lambda_t + \lambda_f + \lambda_{ct} + \lambda_{it} + \epsilon_{fcit}, \quad (1)$$

其中， f 代表企业， c 代表企业所在城市， i 代表企业所属二位码行业， t 代表年份。被解释变量 COD_{fcit} 为企业 f 在第 t 年的COD排放量（取ln）；核心解释变量为交互项 $Treatment_f \times Post_{ft}$ 。 $Treatment_f$ 表示企业 f 在样本期内是否OFDI过，是取1，否则取0。当 t 大于或等于企业 f 首次OFDI年份时， $Post_{ft}$ 取1，否则取0；企业OFDI的首次

^① 本文以企业的COD排放量为主要研究对象。具体原因如下：首先，由于本文的研究对象是制造业企业，相对于空气污染物，制造业的水污染物排放量占工业污染的比重较高，因此选取水污染物比空气污染物更具有代表性。例如，2005—2014年的《中国环境统计年鉴》显示，2004—2013年，制造业COD排放量占工业COD排放量的平均比重高达93%，而制造业SO₂排放量占工业SO₂排放量的平均比重为44%。其次，在样本期内，无论是“十五”“十一五”还是“十二五”期间，COD都是中国政府主要关注的水污染物。最后，近年来也有大量高质量文献以COD作为企业的主要污染物进行研究（Zhang et al., 2018; Fan et al., 2019; He et al., 2020）。

^② 由于2010年的数据质量欠佳，本文在后续的回归样本中将该年的观测值予以删除。另外，企业的行业代码均调整为2011年版的国民经济行业代码（GB/T 4754—2011）。

^③ 在倾向得分匹配时，由于没有企业OFDI的行业与有企业OFDI的行业的特征差异较大，我们删除了那些企业从未OFDI的行业。另外，中国企业污染排放数据库的统计口径是，企业只要有一种污染物在区县的累积排放中位列前85%就统计进来。这样，如果企业仅仅是因为空气污染物排放较高被统计进数据库，在填报数据时，企业的水污染排放量数值可能填写0或者直接缺失，这并不意味着它们的实际水污染排放量为0，也可能是一个特别小的数值。此外，由于本文的主要研究对象是有COD排放的企业，被解释变量是自然对数形式的COD排放量（COD排放量取值为0或者缺失都会被剔除），因此，我们统一删除样本期内COD排放量为0或缺失的观测值。

年份根据 1983—2014 年的《境外投资企业(机构)名录》识别。 $C_f \times \lambda_t$ 表示企业一系列初始特征变量与年份固定效应的交互项, 这些变量包括年龄 (*Age*)、出口比重 (*Export*) 和资本劳动比 (*Capital/Labor*)。^① λ_f 为企业固定效应, 用来控制企业不随时间变化但会影响企业 COD 排放量的特征; λ_{ct} 为城市-年份固定效应, 用来控制样本期内“十一五”和“十二五”污染物总量控制这类城市层面的环境规制政策, 以及城市层面随时间变化的经济与社会特征等; λ_{it} 为二位码行业-年份固定效应, 用来控制可能会影响企业经济与环境绩效的产业政策, 以及行业层面随时间变化的市场结构特征等; ϵ_{fcit} 是残差项。我们将标准误聚类在企业层面。本文主要关注系数 β , 若 β 显著小于 0, 说明企业 OFDI 会显著降低其 COD 排放量, 从而改善环境质量。

上述双重差分法的有效性依赖于平行趋势假定: 如果企业 COD 排放量的变化归因于企业 OFDI, 那么 OFDI 前对照组与处理组之间的企业 COD 排放量不应存在显著差异。为检验以上假定, 我们采用事件分析法进行检验, 计量方程如下所示:

$$\begin{aligned} COD_{fcit} = & \alpha + \sum_{T=-5, T \neq -1}^5 \beta_T 1(year = T) \times Treatment_f + \gamma C_f \times \lambda_t \\ & + \lambda_f + \lambda_{ct} + \lambda_{it} + \epsilon_{fcit}, \end{aligned} \quad (2)$$

其中, $1(year = T)$ 是新定义的年份虚拟变量, 若年份为第 T 年则取 1, 否则取 0; 具体地, 以企业首次 OFDI 年份作为 $T=0$ 期, 共有 $T=-5$ 期至 $T=5$ 期 10 个虚拟变量 ($T=-1$ 作为基期, 删除此年的虚拟变量)。其他变量的含义与方程 (1) 一致。我们主要关注系数 β_T , 它表示在第 T 年, 处理组和对照组企业的 COD 排放量差异。本文预期对照组和处理组企业的 COD 排放量在 OFDI 之前有着相似的变化趋势, 即 β_T 在 OFDI 之前均不显著。

进一步, 由于处理组企业在样本期内首次 OFDI 的年份存在差异, 这是典型的交错双重差分情形, 可能会存在处理效应的异质性。此时, 使用双向固定效应模型可能会导致估计偏误 (Goodman-Bacon, 2021)。对此, 我们将进一步采用 De Chaisemartin and D'Haultfoeuille (2020)、Borusyak et al. (2024)、Sun and Abraham (2021) 和 Callaway and Sant'Anna (2021) 提出的异质性稳健估计方法进行平行趋势检验, 从而得到稳健估计量。

(三) 变量定义

在机制分析时, 本文首先将方程 (1) 中的被解释变量替换为企业的 COD 排放强度 (*COD/Output*) 和总产出 (*Output*)。之后, 我们进一步从逆向技术溢出机制和出口机制两个方面解释 OFDI 导致企业的 COD 排放强度下降和总产出上升同时发生的现象。在考察逆向技术溢出机制时, 我们将核心解释变量分解为两个变量, 分别是企业是否已经到环境规制更严格国家 OFDI 的虚拟变量 (*OFDI_strict*) 和企业是否已经到环境规制更宽松国家 OFDI 的虚拟变量 (*OFDI_lax*), 被解释变量则替换为企业发明专利申请数量 (*Invention*) 和绿色发明专利申请数量 (*Green Invention*)。在考察出口机制时, 我们利用出口总额 (*lnexport1*) 来表示出口的总效应; 用出口额 (*lnexport2*) 来表示出

^① 随时间变化的控制变量可能会受企业 OFDI 的影响, 从而导致“bad controls”问题。因此, 我们使用企业初始特征变量与年份固定效应的交互项作为控制变量。

口的集约边际 (intensive margin)；用是否出口的虚拟变量 (*Export_dummy*)、HS8 位码出口产品种类的数量 (*Variety_HS8*) 来表示出口的拓展边际 (extensive margin)。最后，在考察融资约束机制时，用企业流动资产与流动负债之差比上总资产 (*Liquidity_ratio*) 和企业流动负债比上流动资产 (*Leverage_ratio*) 来衡量企业资金的流动性；用利息支出比上总负债 (*Interest1*) 以及利息支出与财务费用之和比上总负债 (*Interest2*) 表示企业面临的外部融资约束。表 1 报告了以上各变量的定义和计算方法。^①

表 1 变量定义和计算方法

变量	变量定义和计算方法	数据来源
COD	COD 排放量取自然对数	A
Treatment	企业在样本期内是否 OFDI 过，是取 1，否则取 0	B
Post	企业首次 OFDI 当年及之后年份取值为 1，否则为 0	B
Age	年份减企业开业年份加 1 后取自然对数	C
Export	企业出口交货值比上工业销售产值	C
Capital/Labor	根据资本价格指数平减后的企业固定资产合计比上从业人员平均数后取自然对数	C
COD/Output	COD 排放量比上总产出后取自然对数	A、C
Output	根据产出价格指数平减后的工业总产值取自然对数	C
OFDI_strict	企业到比中国环境规制更严格国家 OFDI 取 1，否则为 0	B、D
OFDI_lax	企业到比中国环境规制更宽松国家 OFDI 取 1，否则为 0	B、D
Invention	企业发明专利申请数加 1 后取自然对数	E
Green Invention	企业绿色发明专利申请数加 1 后取自然对数	E
lnexport1	企业出口额加 1 后取自然对数	F
lnexport2	企业出口额取自然对数	F
Export_dummy	企业出口额大于 1 则赋值为 1，否则为 0	F
Variety_HS8	企业 HS8 位码的出口产品种类加 1 后取自然对数	F
Liquidity_ratio	企业流动资产与流动负债之差比上总资产	C
Leverage_ratio	企业流动负债比上流动资产后取自然对数	C
Interest1	利息支出比上总负债乘以 100	C
Interest2	利息支出与财务费用之和比上总负债后乘以 100	C

数据来源：A：中国企业污染排放数据库；B：《境外投资企业(机构)名录》；C：中国工业企业数据库；D：<https://epi.yale.edu/>；E：中国专利数据库；F：中国海关数据库。

(四) 倾向得分匹配

相较于从未 OFDI 的企业，OFDI 企业的生产率一般较高（田巍和余森杰，2012），

^① 限于篇幅，以上变量的描述性统计见附录表 A1。感兴趣的读者可在《经济学》(季刊) 官网 (<https://ceccer.pku.edu.cn>) 下载。

因此直接对比 OFDI 企业和非 OFDI 企业的绩效差异会存在选择性偏误问题。对此，我们采用倾向得分匹配方法，寻找与 OFDI 企业各方面特征相似的非 OFDI 企业，从而消除潜在的选择性偏误。

本文选择与 OFDI 决策高度相关的变量进行匹配。这些变量包括企业年龄 (*Age*)、出口比重 (*Export*)、资本劳动比 (*Capital/Labor*)、劳动生产率 (*Productivity*)、企业规模 (*Employment*) 和企业 COD 排放量 (*COD*)。其中，企业年龄、出口比重、资本劳动比和企业 COD 排放量的定义参见表 1，劳动生产率用人均产出取自然对数表示，企业规模用企业从业人员平均数取自然对数表示。所有匹配变量均为滞后一期。^① 本文使用 *k* 近邻匹配的方法进行分年度匹配，配对比例为 1 : 1。处理组是样本期内 OFDI 的企业，对照组是样本期内从未 OFDI 的企业，在匹配时，处理组企业只在其首次 OFDI 年份与当年的对照组企业匹配。匹配样本均满足共同支撑条件。倾向得分匹配前后处理组和对照组企业的匹配变量在 OFDI 前的统计结果显示，倾向得分匹配前，以上匹配变量在两组企业中存在显著差异；倾向得分匹配后，匹配变量在两组企业中均不存在显著差异。

四、实证分析

本部分首先采用双重差分法实证检验企业 OFDI 对 COD 排放量的影响，然后使用事件分析法进行内生性检验，最后从控制潜在遗漏变量、替换样本、调整聚类、更换匹配方法、替换被解释变量和安慰剂检验等六个方面进行稳健性检验。

(一) 基准分析

表 2 展示了方程 (1) 的基准回归结果。表 2 中的第 (1) 列仅控制了企业固定效应和年份固定效应；为进一步控制城市层面和行业层面随时间变化因素带来的影响，我们从第 (2) 列和第 (3) 列起逐步控制城市-年份固定效应和二位码行业-年份固定效应；第 (4) 列还加入了企业特征的初始值与年份固定效应的交互项，从而控制企业其他特征对 COD 排放量的影响。以列 (4) 为主要回归结果，交互项的系数为 -0.163 并且在 1% 的统计意义上显著，说明相较于未 OFDI，OFDI 能使企业的 COD 排放量下降 16.3% 左右。

表 2 基准回归结果

	COD (1)	COD (2)	COD (3)	COD (4)
<i>Treatment</i> × <i>Post</i>	-0.130** (0.058)	-0.160*** (0.058)	-0.171*** (0.059)	-0.163*** (0.059)

^① 由于本文删除了 2010 年的观测值，故我们将 2009 年的变量作为 2011 年样本的滞后一期变量。

(续表)

	COD (1)	COD (2)	COD (3)	COD (4)
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	—	—	—
城市-年份固定效应	否	是	是	是
行业-年份固定效应	否	否	是	是
企业特征×year dummies	否	否	否	是
样本量	10 324	10 324	10 324	10 324
调整的 R^2	0.769	0.782	0.785	0.786

注：模型未汇报常数项的结果。括号内的数值为聚类在企业层面的稳健标准误。“*”、“**”和“***”分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。企业特征包括企业年龄（Age）、出口比重（Export）和资本劳动比（Capital/Labor）在样本期的初始值。以下表格同。

（二）内生性检验

根据方程（2）进行平行趋势检验的结果如图1所示， β_T 在 $T=0$ 之前都不显著，这说明处理组和对照组企业在 OFDI 前的 COD 排放量不存在显著差异，平行趋势检验通过。另外， β_T 从 $T=0$ 开始系数的绝对值逐渐变大，表明企业 OFDI 后，其降低 COD 排放量的效应逐年增大。

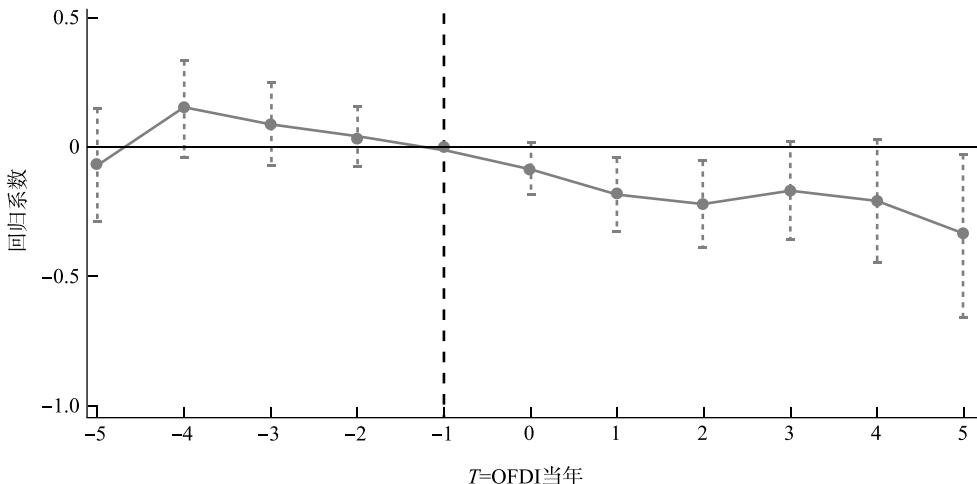


图1 平行趋势检验

注：图中展示了方程（2）的估计系数 β_T ，以及估计系数的 95% 上下置信区间。 $T=-5$ 期包括 OFDI 前第 5 期及之前的所有年份， $T=5$ 期包括 OFDI 后第 5 期及之后的所有年份。

基于多种异质性稳健估计方法进行平行趋势检验的结果如图2所示，这四种方法的估计结果和双向固定效应模型的估计结果基本一致，说明方程（1）和（2）的估计结果是稳健的，即企业 OFDI 确实能显著降低企业 COD 排放量。

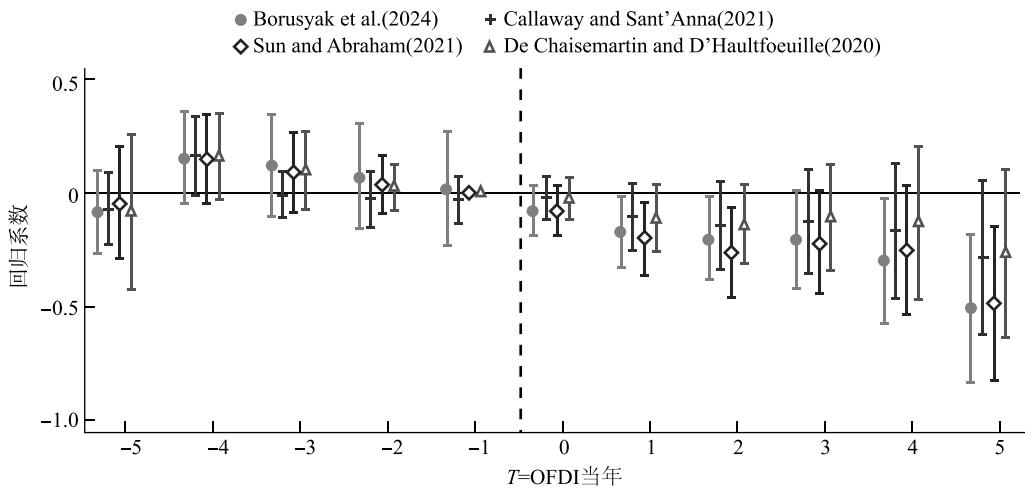


图 2 采用异质性稳健估计方法进行平行趋势检验

注：图中展示了估计系数 β_T ，以及估计系数的 95% 上下置信区间。参考 Sun and Abraham (2021) 的方法进行平行趋势检验时， $T = -5$ 期包括 OFDI 前第 5 期及之前的所有年份， $T = 5$ 期包括 OFDI 后第 5 期及之后的所有年份。参考 Borusyak et al. (2024)、Callaway and Sant'Anna (2021) 以及 De Chaisemartin and D'Haultfoeuille (2020) 的方法进行平行趋势检验时， $T = -5$ 期表示 OFDI 前第 5 期， $T = 5$ 期表示 OFDI 后第 5 期。参考 Borusyak et al. (2024) 的方法进行平行趋势检验时，若控制城市-年份固定效应，会由于共线性问题导致某些观测值无法估算，从而无法运行。因此，我们用省份-年份固定效应代替。

(三) 稳健性检验

为确保基准结论的可靠性，本文还将从以下六个方面进行稳健性检验。

第一，进一步控制潜在遗漏变量。已有研究表明“引进来”不仅可以促进“走出去”（李磊等，2018），还是影响企业环境绩效的重要国际影响因素（邵朝对等，2021）。对此，我们在方程（1）中加入企业外商股权占比（外商资本金和港澳台资本金之和比上实收资本）在样本期的初始值与年份固定效应的交互项。回归结果显示^①，核心解释变量的估计系数仍然显著为负，并且与基准回归中的估计系数接近。

第二，替换样本。本文的样本期跨越了“九五”“十五”“十一五”和“十二五”时期，而“十五”和“十一五”是中国从较为宽松的环境规制政策转向严格的环境规制政策的转型期（Fan et al., 2019）。基于此，我们仅保留 2001—2009 年的样本进行回归，回归结果显示，企业 OFDI 仍然会显著降低其 COD 排放量。

第三，调整标准误的聚类层级，将标准误聚类在四位码行业层面，本文的研究结论依然稳健。

第四，更换匹配方法。在进行倾向得分匹配时，我们采用卡尺内最近邻匹配的方法进行匹配，用此匹配方法得到的样本进行回归的结果发现，核心解释变量估计系数的大小和显著性与基准回归较为接近。

第五，替换被解释变量。我们还进一步检验了企业 OFDI 是否会降低其他的水污染物排放量。我们分别以工业废水排放量（Waste Water）和氨氮排放量（NH3-N）的自

^① 由于篇幅限制，以上稳健性检验的回归结果见附录表 A2。

然对数值为被解释变量，回归结果显示，企业 OFDI 能使工业废水排放量下降 11.6% 左右、使氨氮排放量降低 13.2% 左右。

第六，安慰剂检验。为进一步排除企业层面不可观测的因素导致的遗漏变量问题，我们随机将企业首次 OFDI 的年份分配给任意一个企业，然后基于随机赋值后的样本重新回归，这样就得到一个企业 OFDI 对污染排放影响的估计系数；将以上过程重复 500 次，我们就可以绘制出这些“错误”的估计系数的分布。我们发现，“错误”的估计系数服从正态分布且均值接近为 0（均值为 -0.002，远小于真实值 -0.163）。因此，本文的基准结论稳健成立。

五、机制检验和异质性分析

本部分首先将企业的 COD 排放量分解成 COD 排放强度和总产出两部分，检验企业 OFDI 对它们的影响；然后从环境规制引致的逆向技术溢出、出口和融资约束三个角度探究 OFDI 降低企业 COD 排放量的作用机制；最后从企业规模和污染水平两个视角进行异质性分析。

（一）企业 COD 排放量的分解

为进一步探究企业 OFDI 降低 COD 排放量的作用机制，本文首先参考 Martin (2011) 的做法，将企业 COD 排放量分解为企业的 COD 排放强度 ($COD/Output$) 和总产出 ($Output$) 两部分。我们将方程 (1) 中的被解释变量分别替换为以上两个变量，考察企业是如何降低 COD 排放量的。相应的回归结果参见表 3，第 (1) 列的核心解释变量估计系数显著为负，而第 (2) 列的核心解释变量估计系数显著为正。这说明，OFDI 降低企业 COD 排放量主要依靠降低企业污染排放强度，而非降低企业总产出，即 OFDI 促使企业的生产行为变得更清洁。针对这一现象，我们将在下文三个小节进行深入的机制分析。

表 3 OFDI 对企业 COD 排放强度和总产出的影响

	$COD/Output$	$Output$
	(1)	(2)
<i>Treatment</i> × <i>Post</i>	-0.220*** (0.062)	0.057** (0.028)
企业固定效应	是	是
城市-年份固定效应	是	是
行业-年份固定效应	是	是
企业特征 × <i>year dummies</i>	是	是
样本量	10 324	10 324
调整的 R^2	0.778	0.933

(二) 逆向技术溢出机制

已有研究发现，企业 OFDI 有利于技术水平的提升，且到发达国家的 OFDI 作用更加明显 (Fu et al., 2018)，这与中国 OFDI 的一个主要动机是获取发达国家的技术相符 (钟宁桦等, 2019)。与此同时，发达国家的环境规制往往相对更加严格，OFDI 企业为了能够达到当地的环境规制标准可能会进一步投资绿色技术，从而降低母公司的污染排放水平。对此，本小节将实证检验以上环境规制引致的逆向技术溢出机制，即中国企业到环境规制更加严格的国家 OFDI 后，能否提高母公司的绿色技术创新水平，从而实现减排。

具体地，我们根据耶鲁大学环境法律与政策中心和哥伦比亚大学国际地球科学信息网络中心编制的环境规制指数 (EPI 指数) 中的废水处理 (wastewater treatment, WWT) 评分和不安全饮用水 (unsafe drinking water, UDW) 评分，分别将中国企业的 OFDI 目的国划分为比中国环境规制严格和比中国环境规制宽松的国家两类。然后，我们构造了企业是否已经到环境规制更严格国家 OFDI 的虚拟变量 (*OFDI_strict*) 和企业是否已经到环境规制更宽松国家 OFDI 的虚拟变量 (*OFDI_lax*)。接着，我们将这两个虚拟变量同时加入方程 (1)，替换原来的核心解释变量。回归结果分别参见表 4 中的第 (1) 列和第 (4) 列，无论使用哪种指标对 OFDI 东道国环境规制相对强度分组，*OFDI_strict* 的系数均显著为负，而 *OFDI_lax* 的系数在统计意义上不显著。这表明，中国企业到环境规制更加严格的国家 OFDI 可以显著降低其 COD 排放量，而到环境规制更加宽松的国家 OFDI 对企业 COD 排放量没有显著影响。

为进一步探究为何企业到比中国环境规制严格的国家 OFDI 能显著降低企业污染排放，我们将以上回归的被解释变量替换成企业发明专利申请数量 (*Invention*) 和绿色发明专利申请数量 (*Green Invention*)。^① 发明专利的回归结果参见表 4 中的第 (2) 列和第 (5) 列，绿色发明专利的回归结果参见表 4 中的第 (3) 列和第 (6) 列。无论采用哪种指标对 OFDI 东道国环境规制相对强度进行分组，中国企业到环境规制更严格的国家 OFDI 都会显著增加企业发明专利和绿色发明专利的申请数量，而到环境规制更宽松国家 OFDI 对企业发明专利和绿色发明专利申请数量的影响均不显著。

综合以上结果可知，中国企业到环境规制更加严格国家 OFDI 时，会对中国母公司的技术创新水平和绿色技术创新水平产生显著的正向影响，并进一步降低其污染排放量，即环境规制引致的逆向技术溢出机制成立。

表 4 机制检验：逆向技术溢出

	COD (1)	<i>Invention</i> (2)	<i>Green Invention</i> (3)	COD (4)	<i>Invention</i> (5)	<i>Green Invention</i> (6)
<i>OFDI_strict</i>	-0.176*** (0.067)	0.149*** (0.037)	0.029** (0.015)	-0.202** (0.092)	0.176*** (0.048)	0.046* (0.024)

^① 专利分为发明专利、实用新型和外观设计。其中，发明专利的创新性相对更高，更能体现企业的技术水平 (寇宗来和刘学悦, 2020)。进一步，我们根据世界知识产权组织发布的“国际专利绿色分类清单”中绿色专利的 IPC 分类号，识别了企业的绿色发明专利申请。

(续表)

	COD	Invention	Green Invention	COD	Invention	Green Invention
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
OFDI_lax	-0.101 (0.108)	0.007 (0.056)	-0.017 (0.032)	-0.126 (0.120)	-0.028 (0.058)	-0.021 (0.022)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
城市-年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业特征×year dummies	是	是	是	是	是	是
样本量	10 237	10 237	10 237	8 439	8 439	8 439
调整的 R^2	0.786	0.628	0.513	0.778	0.631	0.537

注：列（1）至列（3）使用1999年EPI指数的WWT评分对OFDI东道国环境规制相对强度分组，列（4）至列（6）使用1999年EPI指数的UDW评分对OFDI东道国环境规制相对强度分组。

（三）出口机制

已有研究发现，企业OFDI会显著促进出口（蒋冠宏和蒋殿春，2014；余静文等，2021）；与此同时，出口企业的污染排放强度比非出口企业更低，出口企业相对更加清洁（苏丹妮和盛斌，2021b；Rodrigue et al., 2022）。此外，企业出口增加也会促使企业总产出提高。基于此，我们猜测，企业OFDI可能会通过促进出口来降低企业的COD排放量。对此，本小节实证检验以上出口机制。

首先，我们以企业出口总额（加1后取自然对数， $\ln export1$ ）为被解释变量，考察OFDI对企业出口的总体影响效果。回归结果如表5的列（1）所示，核心解释变量的系数显著为正，说明OFDI能显著提升企业的出口水平。其次，我们集中于出口额大于零的样本，以企业出口额（取自然对数， $\ln export2$ ）为被解释变量，考察OFDI对企业出口集约边际的影响。列（2）的结果表明，OFDI会显著促进企业出口的集约边际。最后，我们考察了OFDI对企业出口拓展边际的影响，具体地，本文分别以企业是否出口的虚拟变量（ $Export_dummy$ ）和企业的HS8位码出口产品种类数量（ $Variety_HS8$ ）为被解释变量。列（3）和列（4）表明，OFDI会显著促进企业出口的拓展边际。

综上所述，企业OFDI会显著提升其出口水平，并且同时促进其出口的集约边际与拓展边际，从而降低企业的COD排放量，即出口机制成立。

表5 机制检验：出口

	$\ln export1$ (1)	$\ln export2$ (2)	$Export_dummy$ (3)	$Variety_HS8$ (4)
Treatment × Post	1.002*** (0.316)	0.205** (0.084)	0.049*** (0.018)	0.125*** (0.042)
企业固定效应	是	是	是	是
城市-年份固定效应	是	是	是	是

(续表)

	<i>lnexport1</i>	<i>lnexport2</i>	<i>Export_dummy</i>	<i>Variety_HS8</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
行业-年份固定效应	是	是	是	是
企业特征 \times <i>year dummies</i>	是	是	是	是
样本量	10 324	5 643	10 324	10 324
调整的 <i>R</i> ²	0.596	0.768	0.551	0.639

(四) 融资约束机制

已有研究还发现，企业 OFDI 会缓解其融资约束（曹亚军和杨旭晗，2019；Wang et al., 2021），而企业融资约束得到缓解后，可以将更多资金用于减排设备投资，从而使生产变得更加清洁（陈诗一等，2021）。基于以上逻辑，本小节实证检验 OFDI 降低企业 COD 排放的融资约束机制。

具体地，我们选取企业流动资产与流动负债之差比上总资产 (*Liquidity_ratio*) 以及企业流动负债比上流动资产 (*Leverage_ratio*) 作为企业融资约束的代理变量，考察 OFDI 对企业总体融资约束的影响。回归结果如表 6 的列 (1) 和列 (2) 所示，核心解释变量的系数均不显著，说明 OFDI 并未显著影响企业的融资约束。进一步，我们还从外源融资的视角来考察 OFDI 是否显著影响企业的融资约束，本文选取利息支出比上总负债 (*Interest1*) 以及利息支出与财务费用之和比上总负债 (*Interest2*) 作为企业外源融资的代理变量。列 (3) 和列 (4) 展示了相应的回归结果，核心解释变量的系数仍然不显著，这表明企业 OFDI 也不能显著影响其外源融资约束。

综合以上结果，我们得到了与既有文献不同的结论，企业 OFDI 没有通过缓解企业融资约束来降低其 COD 排放量，即融资约束机制不成立。

表 6 机制检验：融资约束

	<i>Liquidity_ratio</i>	<i>Leverage_ratio</i>	<i>Interest1</i>	<i>Interest2</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Treatment</i> \times <i>Post</i>	-0.014 (0.009)	-0.010 (0.029)	0.107 (0.126)	0.100 (0.276)
企业固定效应	是	是	是	是
城市-年份固定效应	是	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是	是
企业特征 \times <i>year dummies</i>	是	是	是	是
样本量	10 187	10 108	8 520	7 952
调整的 <i>R</i> ²	0.672	0.926	0.494	0.431

(五) 异质性分析

本文进一步使用三重差分模型，检验企业 OFDI 影响 COD 排放量的异质性效应。第一，企业规模。我们分别使用企业在样本初期的从业人员平均数和资产总额来衡量企业规模。回归结果显示，无论使用哪个指标，三重交互项的系数均显著为负。这意味着

着，企业规模越大，企业 OFDI 降低其 COD 排放量的作用效果越大。由于大企业相较于小企业往往更具有创新能力（寇宗来和刘学悦，2020），这一结果也进一步支持了环境规制引致的逆向技术溢出机制。第二，企业污染水平。我们分别使用企业在样本初期的 COD 排放量和 COD 排放强度来衡量企业污染水平。我们发现，无论使用哪种指标衡量企业污染水平，三重交互项的系数均显著为负，这说明相较于轻污染企业，重污染企业的 OFDI 减排效应更大。^①

六、政策含义、研究局限和未来拓展

最近十几年，中国 OFDI 在大规模增长的同时，环境质量也在持续改善。在政策层面上，“十四五”规划明确指出要实行高水平对外开放和推动绿色发展。在此背景下，本文基于 2000—2013 年多个中国微观企业数据库，通过倾向得分匹配、双重差分法以及多种异质性稳健估计方法，实证考察了企业 OFDI 对污染排放的影响及作用机制。基于本文研究发现，我们得到以下两点启示，并提出相应的政策建议。第一，通过 OFDI 促进企业的生产过程在全球再配置，是中国企业参与全球环境治理的重要方式。中国企业通过到比中国环境规制严格的国家 OFDI 产生了逆向技术溢出，改善了国内的环境质量，推动了国内经济的绿色发展。基于此，政府应该通过产业政策或者提供高质量咨询服务等方式，鼓励以提升技术水平为目的的 OFDI，尤其是那些能显著提升绿色技术水平的 OFDI。第二，中国企业 OFDI 通过促进出口，在改善国内环境绩效的同时提高了国内总产出。因此，中国在促进 OFDI 的同时要致力于推动贸易自由化，持续推动高水平对外开放，充分发挥 OFDI 和出口贸易对经济发展和环境改善的积极作用，并主动参与全球价值链重塑。

由于数据可得性，本文研究存在以下两个局限。第一，绿地投资和跨境并购对企业污染排放的影响大小及作用渠道可能存在不同，但是，本文在实证分析中无法对绿地投资和跨境并购进行区分。第二，本文的研究无法分析中国 OFDI 对东道国企业的污染排放产生的影响。未来在有数据的情况下，可以进一步考察以上两个问题。

参考文献

- [1] Borusyak, K., X. Jaravel, and J. Spiess, “Revisiting Event Study Designs: Robust and Efficient Estimation”, *Review of Economic Studies*, 2024, forthcoming.
- [2] Callaway, B., and P. H. C. Sant’Anna, “Difference-in-Differences with Multiple Time Periods”, *Journal of Econometrics*, 2021, 225 (2), 200–230.
- [3] 曹亚军、杨旭晗，“OFDI 能否缓解企业的融资约束——基于 A 股非金融上市企业数据的实证分析”，《中国软科学》，2019 年第 12 期，第 129—136 页。
- [4] 陈登科，“贸易壁垒下降与环境污染改善——来自中国企业污染数据的新证据”，《经济研究》，2020 年第 12 期，第 98—114 页。
- [5] 陈诗一、张建鹏、刘朝良，“环境规制、融资约束与企业污染减排——来自排污费标准调整的证据”，《金融研究》，2021 年第 9 期，第 51—71 页。
- [6] Chen, Y. J., P. Li, and Y. Lu, “Career Concerns and Multitasking Local Bureaucrats: Evidence of a Target-

^① 限于篇幅，以上异质性分析的回归结果参见附录表 A3。

- based Performance Evaluation System in China”, *Journal of Development Economics*, 2018, 133, 84-101.
- [7] Cherniwchan, J., B. R. Copeland, and M. S. Taylor, “Trade and the Environment: New Methods, Measurements, and Results”, *Annual Review of Economics*, 2017, 9 (1), 59-85.
- [8] De Chaisemartin, C., and X. D'Haultfoeuille, “Two-way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects”, *American Economic Review*, 2020, 110 (9), 2964-2996.
- [9] Du, K. R., X. Y. Liu, and C. Zhao, “Environmental Regulation Mitigates Energy Rebound Effect”, *Energy Economics*, 2023, 125, 106851.
- [10] 都斌、余官胜,“对外直接投资对我国环境污染的影响”,《环境经济研究》,2016年第2期,第25—35页。
- [11] Fan, H. C., J. S. Graff Zivin, Z. L. Kou, X. Y. Liu, and H. H. Wang, “Going Green in China: Firms’ Responses to Stricter Environmental Regulations”, *NBER Working Paper*, NO. 26540, 2019.
- [12] Feenstra, R. C., Z. Y. Li, and M. J. Yu, “Exports and Credit Constraints under Incomplete Information: Theory and Evidence from China”, *Review of Economics and Statistics*, 2014, 96 (4), 729-744.
- [13] Fu, X. L., J. Hou, and X. H. Liu, “Unpacking the Relationship between Outward Direct Investment and Innovation Performance: Evidence from Chinese Firms”, *World Development*, 2018, 102, 111-123.
- [14] Goodman-Bacon, A., “Difference-in-differences with Variation in Treatment Timing”, *Journal of Econometrics*, 2021, 225 (2), 254-277.
- [15] He, G. J., S. D. Wang, and B. Zhang, “Watering Down Environmental Regulation in China”, *Quarterly Journal of Economics*, 2020, 135 (4), 2135-2185.
- [16] Huang, Y. X., and Y. Zhang, “How Does Outward Foreign Direct Investment Enhance Firm Productivity? A Heterogeneous Empirical Analysis from Chinese Manufacturing”, *China Economic Review*, 2017, 44, 1-15.
- [17] 黄远渐、钟昌标、叶劲松、胡大猛,“跨国投资与创新绩效——基于对外投资广度和深度视角的分析”,《经济研究》,2021年第1期,第138—154页。
- [18] Jia, N. S., Y. H. Han, K. M. Peng, and H. Z. Lei, “Does Outward Foreign Direct Investment Boost Employment in the Home Country? Evidence from China’s Microlevel Data”, *Emerging Markets Finance and Trade*, 2019, 55 (15), 3386-3403.
- [19] 蒋冠宏、蒋殿春,“中国企业对外直接投资的‘出口效应’”,《经济研究》,2014年第5期,第160—173页。
- [20] 寇宗来、刘学悦,“中国企业的专利行为:特征事实以及来自创新政策的影响”,《经济研究》,2020年第3期,第83—99页。
- [21] 李磊、白道欢、冼国明,“对外直接投资如何影响了母国就业?——基于中国微观企业数据的研究”,《经济研究》,2016年第8期,第144—158页。
- [22] 李磊、冼国明、包群,“‘引进来’是否促进了‘走出去’?——外商投资对中国企业对外直接投资的影响”,《经济研究》,2018年第3期,第142—156页。
- [23] Liu, X. Y., Y. Liu, and R. L. Zhao, “Import Competition and Energy Efficiency: Firms’ Responses to the WTO Accession in China”, *Journal of Economic Behavior and Organization*, 2023, 214, 670-690.
- [24] 毛其淋、许家云,“中国对外直接投资如何影响了企业加成率:事实与机制”,《世界经济》,2016年第6期,第77—99页。
- [25] Martin, L. A., “Energy Efficiency Gains from Trade: Greenhouse Gas Emissions and India’s Manufacturing Sector”, *Working Paper*, 2011.
- [26] 齐绍洲、林屾、崔静波,“环境权益交易市场能否诱发绿色创新?——基于我国上市公司绿色专利数据的证据”,《经济研究》,2018年第12期,第129—143页。
- [27] Rodrigue, J., D. Sheng, and Y. Tan, “Exporting, Abatement, and Firm-level Emissions: Evidence from China’s Accession to the WTO”, *Review of Economics and Statistics*, 2022, 1-45.
- [28] 邵朝对、苏丹妮、杨琦,“外资进入对东道国本土企业的环境效应:来自中国的证据”,《世界经济》,2021年第3期,第32—60页。
- [29] Sun, L. Y., and S. Abraham, “Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects”, *Journal of Econometrics*, 2021, 225 (2), 175-199.
- [30] 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”,《中国工业经济》,2021a年第6

- 期，第 61—79 页。
- [31] 苏丹妮、盛斌，“出口的环境效应：来自中国企业的微观证据”，《国际贸易问题》，2021b 年第 7 期，第 142—158 页。
- [32] 田巍、余森杰，“企业生产率和企业‘走出去’对外直接投资：基于企业层面数据的实证研究”，《经济学》（季刊），2012 年第 2 期，第 383—408 页。
- [33] Van Pottelsberghe, B., and F. Lichtenberg, “Does Foreign Direct Investment Transfer Technology across Borders?”, *Review of Economics and Statistics*, 2001, 83 (3), 490-497.
- [34] Wang, X. D., L. Tu, J. L. Li, and Y. G. Song, “An Empirical Analysis of the OFDI Influence on Financing Constraints Based on Listed Companies in China”, *International Journal of Technology Management*, 2021, 86 (2-4), 125-147.
- [35] 谢红军、吕雪，“负责任的国际投资：ESG 与中国 OFDI”，《经济研究》，2022 年第 3 期，第 83—99 页。
- [36] 杨果、郑强，“中国对外直接投资对母国环境污染的影响”，《中国人口·资源与环境》，2021 年第 6 期，第 57—66 页。
- [37] 余静文、彭红枫、李濂西，“对外直接投资与出口产品质量升级：来自中国的经验证据”，《世界经济》，2021 年第 1 期，第 54—80 页。
- [38] Zhang, B., X. L. Chen, and H. X. Guo, “Does Central Supervision Enhance Local Environmental Enforcement? Quasi-experimental Evidence from China”, *Journal of Public Economics*, 2018, 164, 70-90.
- [39] 钟宁桦、温日光、刘学悦，“‘五年规划’与中国企业跨境并购”，《经济研究》，2019 年第 4 期，第 149—164 页。
- [40] 周凤秀、温潮炜，“中国对外直接投资如何影响企业污染排放——来自工业企业的微观证据”，《国际商务（对外经济贸易大学学报）》，2021 年第 1 期，第 65—80 页。
- [41] 朱婷、顾建福，“企业对外直接投资对空气质量改善的影响”，《工业技术经济》，2022 年第 1 期，第 152—160 页。

Does Outward Foreign Direct Investment Improve Environmental Quality in Home Country? —Evidence from Chinese Firms' Water Pollution Emissions

TIAN Suhua
(Fudan University)
XIONG Qin*
(Nanjing Tech University)

Abstract: We empirically examine the causal effects and mechanisms of China's outward foreign direct investment on pollution emissions. Using a difference-in-differences framework and various heterogeneity robust estimation methods based on a series of firm-level data, we find that outward foreign direct investment significantly reduces firms' COD emissions. Moreover, it increases total output while reducing COD emission intensity. The mechanism analysis shows that firms achieve emission reductions mainly through reverse technology spillovers from outward foreign direct investment in host countries with stricter environmental regulations and by promoting the intensive margin and extensive margin of exports.

Keywords: outward foreign direct investment; firms' pollution emissions; difference-in-differences

JEL Classification: D21, F21, Q53

* Corresponding Author: XIONG Qin, School of Economics and Management, Nanjing Tech University, No. 30 Puzhu South Road, Pukou District, Nanjing, Jiangsu 211800, China; Tel : 86-15005177008; E-mail: xiong_qin@163.com.