

外资并购与企业污染减排： 前端控制还是末端治理

梁 贺 王靖楠 包 群

摘要：本文基于中国工业企业数据与中国制造业企业污染排放监测数据的合并数据集，以外资并购作为准自然实验，采用双重差分模型系统评估了外资并购对目标企业污染排放强度的影响及其作用机制。研究表明，相比未被外资并购的内资企业，外资并购后目标企业的化学需氧量、二氧化硫以及烟粉尘等污染物的单位产出排放量显著减少。影响机制检验表明，外资并购主要通过前端控制，即提高企业资源利用效率与转变能源消耗的方式在生产过程中减少污染物的产生量，而不是在生产末端通过污染物的去除降低最终的污染排放强度。此外，本文进一步基于外资撤离准自然实验的研究发现，外资撤离后企业污染排放并没有出现显著变化，外资对目标企业的污染减排效应具有长期的影响。本研究对当前我国高质量利用外资与环境保护的协调发展具有重要的政策参考价值。

关键词：外资并购；污染减排；清洁生产；双重差分模型

[中图分类号] F74 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2022) 2-0087-19

引 言

当前我国已进入到高质量发展阶段，统筹协调高水平对外开放与生态文明建设是新时期党和政府的重大战略举措。十九届五中全会审议通过的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》中强调，要坚定不移贯彻创新、协调、绿色、开放、共享的新发展理念，加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局^①。在新发展阶段，一方面要依托国内大循环吸引全球资源要素，充分利用国内国际两个市场、两种资源，积极促进消费、贸易、投资的协调发展；另一方面也要坚持绿水青山就是金山银山的理念，构建生态文明体系，推动清洁生产，提高能源资源利用效率，推进重点行业 and 重点领域绿色化改造。因此，在新发展格局下，实施更大范围、更宽领域、更

[收稿日期] 2021-09-29

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“从合资到独资：合作冲突、制度协调与绩效评估”（71973073）

[作者信息] 梁贺：天津财经大学经济学院讲师；王靖楠：南开大学经济学院博士研究生；包群（通讯作者）：南开大学经济学院教授，电子信箱：baoqun@yeah.net

①http://www.gov.cn/zhengce/2020-11/03/content_5556991.htm。

深层次对外开放的同时，如何降低污染排放、改善环境质量是当前及今后一段时期内需要进一步分析与探讨的现实问题。

事实上，自改革开放以来，我国对外开放的限制不断放宽，同时凭借庞大的国内市场、不断完善产业体系以及高效的基础设施建设也吸引了大量外资的进入。联合国贸易和发展会议公布的《2020年世界投资报告》显示：2019年中国吸收外资创历史新高，达1410亿美元，占全球吸收外资总量的9%，排名仅次于美国，从全球比较来看中国依然是最具吸引力的投资目的地之一。众多研究表明，外商直接投资对我国经济增长、贸易发展以及技术进步和生产率提升等方面发挥了重要的促进作用（姚树洁等，2006^[1]；Xu and Lu，2009^[2]；Anwar and Sun，2014^[3]）。

然而，大量外资的不断涌进是否带来了环境污染也引起了社会各界的普遍关注。一方面，关于外资企业污染超标排放的新闻常见报端，例如，在2007年公众与环境研究中心公布的环境违规企业名单中，有7000多家企业上榜，其中外资企业有100多家，不仅有著名的百事、惠而浦、博世等世界500强企业，也有日清、花王、嘉仁伯等国际知名企业^①；2014年嘉兴市破获了一家韩资企业日新金属（嘉兴）有限公司涉嫌环境污染的违法案件，该企业通过私设暗管，用泵把废水打入雨水井^②。另一方面，虽然有部分外资企业涉嫌环境违规，但其所占比例并不大，在2007年仅占1.4%。而且很多外资的进入也促进了国内的污染减排。以南宁赢创美诗药业有限公司为例，该企业在2001年由民营转为中外合资后，对全厂的环保设施进行升级改造；松下公司甚至对本地的供应商是否存在环境污染的行为也进行了严格核查，一旦查明企业明知存在污染却不加整改，便不再与其合作。那么，不断放宽的对外开放究竟对我国的环境造成了何种影响？更具体而言，外资的进入究竟是加剧了企业的污染排放还是提高了企业的污染治理能力？其背后的影响机制是什么？外资对我国本土企业污染排放的影响是随着外资的撤离而消失，还是具有持续的影响作用？这些都是本文所要回答的核心问题。

关于外商直接投资与我国的环境污染问题，学术界进行了大量的实证分析（盛斌和吕越，2012^[4]；许和连和邓玉萍，2012^[5]；张宇和蒋殿春，2014^[6]；Ren et al.，2014^[7]；Huang et al.，2017^[8]；Sun et al.，2017^[9]；Cheng et al.，2020^[10]；苏丹妮和盛斌，2021^[11]；邵朝对等，2021^[12]）。由于所使用的数据样本、采用的实证方法以及环境污染衡量指标等方面的不同，所得到的结论并不一致。例如，许和连和邓玉萍（2012）、张宇和蒋殿春（2014）使用的是中国各省份的数据，盛斌和吕越（2012）、Ren等（2014）采用的是行业面板数据，Cheng等（2020）采用的是中国各城市的数据，苏丹妮和盛斌（2021）、邵朝对等（2021）则采用的是微观企业数据。实证方法上既有广义矩估计、联立方程模型，也有空间杜宾模型、动态空间面板模型等。环境污染指标涉及到水污染、二氧化碳、二氧化

①http://www.gov.cn/zwhd/2007-08/24/content_725948.htm。

②<http://jx.zjol.com.cn/system/2014/08/27/020223500.shtml>。

硫、PM2.5浓度等各个方面。尽管已有文献进行了大量实证研究，但目前基于企业层面的分析相对较少，而且现有研究普遍采用回归模型进行估计，难以有效处理外商直接投资与环境污染反向因果带来的内生性问题。

鉴于此，本文基于1998—2012年中国工业企业数据与中国制造业企业污染排放监测数据的合并数据集，以外资并购作为准自然实验，采用双重差分模型，对外资进入与企业污染排放进行考察。研究发现，相比未被外资并购的内资企业，外资并购后，目标企业的化学需氧量、二氧化硫以及烟粉尘等污染物单位产出的排放量显著减少。其次，基于清洁生产与末端减排的分析表明，外资并购主要是在生产过程中通过更为清洁的生产方式减少污染物的产生量，而不是在生产末端通过污染物的去除降低最终的污染排放。最后，基于外资撤离的研究视角，发现外资撤离后企业污染减排的效应依然存在而且具有较长的时间持续性。总体而言，本文的研究结论证实了对外开放的不断放宽，非但没有加剧我国的环境污染，反而是本土企业在与外资的合资合作过程中，通过生产方式的转变，提高了资源能源利用效率，降低了企业的污染排放，改善了我国的环境质量。

与现有文献相比，本文创新点与边际贡献如下：首先，与已有研究普遍采用宏观层面数据考察外资进入对我国环境污染影响不同，本文以企业经营过程中所有权转变为切入点，采用因果推断的方法，不仅考察了外资并购对本土企业污染排放的影响，而且进一步基于外资撤离分析了外资的污染减排效应是否具有持续性，为探究外资进入与东道国环境污染的研究提供了新的微观证据，加深了对这一问题的认识。其次，对于外资进入如何影响东道国环境污染，现有研究大多基于技术进步、管理效率提升等途径进行分析。与之不同，本文通过对污染物的产生与去除、资源和能源消耗方式转换等方面对清洁生产与末端处理两种不同的污染减排机制进行了检验，细致分析了外资并购如何通过清洁生产方式的转变降低污染排放，进而有助于更加深入理解外资进入与东道国环境污染的内在影响机制。

一、文献综述

众多文献考察了外商直接投资（FDI）对东道国环境污染的影响，理论上存在两种观点：一是认为发达国家的企业通常面临本国较为严格的环境管制，为了降低污染治理和环境保护方面的成本，通过跨国投资的方式将污染密集度相对较高的产业与生产环节转移到发展中国家，从而恶化了东道国的环境，即“污染天堂”假说；二是认为外资企业相比内资企业能源利用效率更高，更倾向于使用清洁的生产技术，而且外资企业的技术溢出效应也会将绿色生产工艺传递给本地企业，从而降低整体的污染排放，有利于改善东道国的环境，即“污染光环”假说。

大量的实证文献对上述两种观点进行了检验，并没有得到统一的研究结论。根据 Demena 和 Afesorgbor (2020)^[13]对83篇国外重要文献研究结论的统计，FDI对东道国环境具有显著负向影响的结论占29%，显著正向影响的结论占27%，其余44%的研究结论则认为没有显著影响。例如，Asghari (2013)^[14]、Mert 和 Bölük

(2016)^[15]、Zhu等(2016)^[16]对中东和北非以及东南亚等国家的研究结论表明,FDI降低了东道国的污染排放,改善了环境绩效;Brucal等(2019)^[17]基于印度尼西亚制造业企业的研究发现,外资参股后目标企业的单位产出的能源密集度显著下降,两年后企业能源密集度下降了30%。但是,Bakhsh等(2017)^[18]、Sapkota和Bastola(2017)^[19]、Koçak和Sarkgüneşi(2018)^[20]对巴基斯坦、14个拉丁美洲国家以及土耳其的研究却发现FDI增加了二氧化碳等污染物的排放,加剧了东道国的环境污染。此外, Lee(2013)^[21]对G20国家、Hille等(2019)^[22]对韩国的研究认为FDI对东道国的环境污染没有显著影响。

关于中国的FDI与环境污染的研究中,一部分学者认为FDI的进入有利于降低我国的污染排放,改善我国的环境污染(盛斌和吕越,2012;许和连和邓玉萍,2012;Huang et al.,2017)。例如,盛斌和吕越(2012)通过对FDI影响污染排放的总效应进行分解发现,FDI通过技术引进与扩散带来的正向技术效应超过负向的规模效应与结构效应,从而有利于减少我国的污染排放。林立国和楼国强(2014)^[23]比较了内资与外资企业的环境绩效,发现外资企业通过使用先进与清洁的生产技术,降低了污染排放,其环境绩效比内资企业更高。另一部分学者认为FDI的流入加剧了我国的环境污染。张宇和蒋殿春(2014)关于FDI与水污染的研究表明,外资进入在引起产业结构向污染性行业转移的同时没有产生显著的技术促进效应,总体上对我国的环境状况形成了负面影响。Ren等(2014)、Sun等(2017)、Cheng等(2020)通过对大气污染的研究也得到了相似的结论,FDI显著增加了中国二氧化碳的排放,加剧了中国城市PM2.5的污染程度。此外,也有部分学者认为FDI对我国环境的影响存在异质性。Lan等(2012)^[24]发现人力资本水平较高的省份,FDI与污染排放负相关;而在人力资本水平较低的省份,FDI与污染排放正相关;Wang和Chen(2014)^[25]的研究表明,来自经济合作与发展组织(OECD)国家的FDI增加了我国二氧化硫排放量,但来自港澳台的FDI却没有影响。刘飞宇和赵爱清(2016)^[26]研究发现,FDI的流入降低了我国二氧化硫和工业废水的排放,但却增加了工业粉尘的排放,整体上表现出了“污染光环”和“污染天堂”的双重效应。

通过对已有文献的回顾,我们发现FDI与环境污染研究结论不一致可能有两个方面的原因:

第一,研究对象的异质性。现有文献既有基于发达国家的研究(Lee,2013;Zugravu-Soilita,2017^[27];Hille et al.,2019),也有对发展中国家和新兴经济体的研究(Zhu et al.,2016;Sapkota and Bastola,2017;Koçak和Sarkgüneşi,2018;Cheng et al.,2020)。由于不同国家经济发展水平、引资政策、环保标准往往存在较大差异,同时每个国家不同的发展阶段可能对应着不同的引资政策和环保标准,从而造成外商直接投资对环境污染的影响具有较大国家异质性。Zugravu-Soilita(2017)的研究发现,FDI是否导致环境污染与东道国的资本密集度和环境管制密切相关:在资本密集度不高且环境监管相对严格的国家,FDI减少了污染;而在资本相对丰裕且环境法规宽松的国家,FDI会增加污染。

第二,研究方法的不同。部分研究基于宏观时间序列经济数据,采用自回归分布滞后模型(Sun et al., 2017)或联立方程模型进行分析(张宇和蒋殿春, 2014; Bakhsh et al., 2017; Hille et al., 2019),其缺点在于难以控制不同国家间或者不同省份之间的个体差异。多数学者是基于国家、区域或行业面板数据,利用固定效应或空间计量模型进行回归(许和连和邓玉萍, 2012; Ren et al., 2014; Sapkota and Bastola, 2017; Cheng et al., 2020),在一定程度上降低了个体差异与空间自相关带来的估计偏误,但是回归分析的方法始终会受到FDI与环境污染反向因果带来的内生性问题的干扰,从而降低了估计结果的可信度。

第三,环境污染指标的差异。目前多数的研究考察了FDI对东道国二氧化碳排放量的影响(Ren et al., 2014; Zhu et al., 2016; Koçak 和 Sarkgüneşi, 2018; Brucal et al., 2019)。二氧化碳排放量增多固会带来温室效应,但二氧化碳究竟是否为污染物在不同国家并没有统一标准。部分研究将废水、废气、二氧化硫、生化需氧量、氮氧化物等作为环境污染指标,但如果仅针对单一指标进行分析(张宇和蒋殿春, 2014; Huang et al., 2017; Cheng et al., 2020),难以保证估计结论的稳健性;基于多种污染物更全面的分析得到的结论可能更为可靠(Zugravu-Soilita, 2017; Hille et al., 2019)。基于上述分析,本文从数据样本、研究方法等方面进行改进创新,基于微观企业数据,采用因果推断的方法,对多种污染物进行考察,以期能够得到更为准确可靠的研究结论。

二、研究设计

(一) 数据说明

本文数据来源于1998—2012年中国工业企业数据库和中国制造业企业污染排放监测数据库。中国工业企业数据库包含企业名称、法人代码等基本信息以及资产、负债、销售额及产出等财务和生产指标,对于该数据库中可能存在的异常值进行如下处理:(1)剔除总资产、固定资产、销售收入、负债总额、实收资本等关键指标缺失或小于0的样本;(2)剔除企业成立时间缺失或早于1949年的样本;(3)剔除员工人数小于8人的样本;(4)剔除总资产小于流动资产、累积折旧小于本年折旧等明显违反会计准则的样本;(5)剔除所使用指标双侧0.5%的极端值。中国制造业企业污染排放监测数据库来源于环保部,该数据库包含企业名称、法人代码等基本信息,工业用水量、煤炭和油气消耗量,以及化学需氧量、氨氮、二氧化硫、氮氧化物、烟粉尘等主要污染物的产生量、去除量和排放量指标。

对于上述两个数据库,本文首先根据企业名称、法人代码、年份等指标进行匹配。然后,根据企业登记注册类型和企业实收资本构成两个指标将企业划分为内资和外资(包括外商独资和中外合资)两类。根据内资企业是否被外资并购筛选出处理组和对照组;如果样本期内企业性质始终为内资则识别为对照组;如果内资企业被外资并购,即企业性质由内资转变外资,则识别为处理组。同时,为了估计外资并购的效应,保留并购前后均不少于1年观测数据的处理组企业,以及经营年限不少于3年的对照组企业。最后,将上述筛选后的处理组和对照组企业作为本文的基本估计样本。

(二) 计量模型设定

本文采用双重差分模型估计外资并购对企业污染排放的影响，具体设定如下：

$$Pollu_{it} = \alpha + \beta MA_{it} + \gamma X_{it} + \rho_i + \rho_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，下标 i 表示企业， t 表示年份。因变量 $Pollu_{it}$ 表示企业 i 在 t 年的单位产出污染物排放量。核心解释变量 MA_{it} 表示内资企业是否被外资并购。 X_{it} 表示企业 i 随时间变化的相关控制变量； ρ_i 和 ρ_t 则分别表示企业固定效应和年份固定效应。 ε_{it} 表示随机误差项。考虑到同一家企业各期随机误差项之间可能存在相关性，本文将回归标准误差聚类到企业层面。

双重差分估计结果无偏的一个前提条件是处理组和对照组之间满足平行趋势假设，即处理组和对照组在事件发生之前应有相同的变动趋势，否则双重差分模型会高估或者低估事件发生的效果 (Abadie, 2005)。基于此，本文进一步采用事件研究法对模型 (1) 进行变形，以检验因变量是否满足事前平行趋势，同时也对外资并购对企业污染排放的动态效应进行估计，具体模型设定如下：

$$Pollu_{it} = \alpha + \sum_{j=-10}^{-1} \beta_j pre_{ij} + \sum_{k=1}^{11} \beta_k post_{ik} + \gamma X_{it} + \rho_i + \rho_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中， pre_{ij} 表示处理组企业 i 在并购之前第 j 年； $post_{ik}$ 表示处理组企业 i 在并购之后第 k 年。同时，我们以并购滞后一年作为基期，估计系数 β_j 和 β_k 则表示并购前第 j 年和并购后第 k 年处理组和对照组企业的单位产出污染物排放量变化趋势有无显著差异。其他变量设定与模型 (1) 保持一致。

(三) 变量定义

1. 被解释变量

本文被解释变量为单位产出污染物排放量，中国制造业企业污染排放监测数据库中主要有五种污染物指标，包括测量水污染的化学需氧量排放量和氨氮排放量，测量大气污染的二氧化硫排放量、氮氧化物排放量以及烟粉尘排放量。由于氨氮排放量缺少 1998—2000 年的数据，氮氧化物缺少 1998—2005 年的数据，所以本文主要考察化学需氧量 (COD)、二氧化硫 (SO₂) 以及烟粉尘 (SD) 三种主要污染物。考虑到不同产出水平的企业污染排放强度存在差异，本文以单位产出污染物排放量，即污染物排放量与企业总产值的比值作为本文的被解释变量。

2. 核心解释变量

本文基于数据库中企业实收资本来源定义外资并购变量。企业实收资本来源包括六部分：国家资本、集体资本、法人资本、个人资本、港澳台资本和外商资本。首先，本文将港澳台资本和外商资本为零的企业定义为内资企业，如果样本期内内资企业转变为外资参股，同时外资为最大出资方，那么本文将其定义为外资并购。此外，为了确保本文结论的可靠性，本文也将内资企业转变为外资企业，并且外资股权占比大于 50% 定义为外资并购，以进行稳健性检验。

3. 控制变量

企业层面控制变量包括：(1) 企业规模 (Size)，以企业总资产的对数衡量；(2) 企业员工人数 (Labor)，为企业年末从业人员总数的对数；(3) 企业经营年

限 (*Age*), 为统计调查年份减去企业成立年份后加 1; (4) 企业全要素生产率 (*TFP*), 采用 ACF 方法计算; (5) 资本密集度 (*KL*), 为企业固定资产与员工人数比值的对数; (6) 资产负债率 (*Debt*), 为企业总负债与总资产的比值; (7) 利润率 (*Profit*), 为企业主营业务利润与主营业务收入的比值; (8) 是否出口 (*Exp*), 企业出口交货值大于零取 1, 否则取 0。宏观层面控制变量包括: (1) 产业结构 (*AD2*), 为各省份第二产业增加值占 GDP 比重的对数; (2) 经济发展水平 (*GDPP*), 为各省份人均 GDP 的对数; (3) 技术水平 (*RD*), 为各省份专利申请数量的对数; (4) 环保规制强度 (*EPS*), 为各省份环境保护系统机构数量的对数。表 1 汇报了相关变量的描述性统计。

表 1 变量描述性统计

变量	含义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>COD</i>	单位产出化学需氧量排放量的对数	221 365	0.291	0.653	0.000	9.435
<i>SO2</i>	单位产出二氧化硫排放量的对数	221 365	0.579	0.818	0.000	9.210
<i>SD</i>	单位产出烟尘粉尘排放量的对数	221 365	0.569	1.022	0.000	9.335
<i>Size</i>	总资产的对数	221 365	10.896	1.553	3.401	19.267
<i>Labor</i>	员工人数的对数	221 365	5.650	1.147	2.079	11.964
<i>Age</i>	经营年限	221 365	16.944	14.412	1.000	65.000
<i>TFP</i>	全要素生产率	221 365	3.982	0.987	-4.812	9.716
<i>KL</i>	资本密集度	221 365	4.168	1.147	0.682	8.394
<i>Debt</i>	资产负债率	221 365	0.637	0.273	0.007	1.920
<i>Profit</i>	利润率	221 365	0.161	0.130	-0.289	0.747
<i>Exp</i>	是否出口	221 365	0.237	0.425	0.000	1.000
<i>AD2</i>	第二产业增加值占 GDP 比重的对数	221 365	3.858	0.148	2.981	4.127
<i>GDPP</i>	人均 GDP 的对数	221 365	9.694	0.708	7.768	11.438
<i>RD</i>	专利申请数量的对数	221 365	9.486	1.410	4.828	13.066
<i>EPS</i>	环境保护系统机构数量的对数	221 365	6.148	0.571	3.784	7.186

三、实证结果与分析

(一) 基本估计结果

表 2 报告了外资并购对企业污染排放强度的基本估计结果。其中, 第 (1) 和 (2) 列以单位产出化学需氧量排放量作为因变量, 其中第 (1) 列仅控制了企业和年份固定效应, 核心解释变量 *MA* 的估计系数在 5% 水平下显著为负。第 (2) 列进一步加入了企业层面和宏观层面控制变量, *MA* 估计系数的符号和显著性水平均没有发生变化。并且由估计系数的大小可以发现, 相比没有被外资并购的内资企业, 外资并购之后企业单位产出化学需氧量排放量显著减少, 减少幅度约为 1.7%。第 (3) 和 (4) 列以单位产出二氧化硫排放量作为因变量, 控制了企业和

年份固定效应后，核心解释变量 *MA* 的估计系数在 1% 水平下显著为负，而且在控制了企业层面和宏观层面影响因素之后，估计结果依然不变；结果还显示，与内资企业相比，外资并购之后企业单位产出二氧化硫排放量显著降低了 6.5%。第（5）和（6）列以单位产出烟粉尘排放量作为因变量，控制了企业和年份固定效应后，无论是否加入控制变量，核心解释变量 *MA* 的估计系数均在 1% 水平下显著为负；同时，相比没有被外资并购的内资企业，外资并购之后企业单位产出烟粉尘排放量显著减少了 9.9%。上述结果表明，外资并购具有显著的污染减排效应。与没有被外资并购的内资企业相比，外资并购之后企业的单位产出污染物排放量显著降低。这一结论为“污染光环”假说提供了企业层面的经验证据，外资的进入并没有恶化中国的环境，反而在一定程度上通过降低污染排放强度提高了环境绩效。

表 2 基本估计结果

项目	单位产出化学需氧量排放量		单位产出二氧化硫排放量		单位产出烟粉尘排放量	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>MA</i>	-0.019 ** (0.008)	-0.017 ** (0.008)	-0.079 *** (0.010)	-0.065 *** (0.009)	-0.121 *** (0.013)	-0.099 *** (0.013)
<i>Size</i>		0.036 *** (0.003)		0.062 *** (0.003)		0.078 *** (0.004)
<i>Labor</i>		-0.130 *** (0.003)		-0.185 *** (0.003)		-0.179 *** (0.005)
<i>Age</i>		0.005 *** (0.000)		0.007 *** (0.000)		0.007 *** (0.000)
<i>TFP</i>		-0.141 *** (0.002)		-0.243 *** (0.002)		-0.233 *** (0.003)
<i>KL</i>		-0.065 *** (0.002)		-0.105 *** (0.002)		-0.105 *** (0.003)
<i>Debt</i>		-0.009 * (0.005)		-0.030 *** (0.006)		0.007 (0.007)
<i>Profit</i>		-0.053 *** (0.010)		-0.014 (0.012)		-0.045 *** (0.016)
<i>Exp</i>		0.001 (0.004)		0.009 ** (0.004)		0.018 *** (0.006)
<i>AD2</i>		0.068 *** (0.021)		0.061 *** (0.024)		-0.227 *** (0.032)
<i>GDPP</i>		0.025 (0.016)		-0.157 *** (0.018)		-0.200 *** (0.025)
<i>RD</i>		-0.035 *** (0.004)		-0.022 *** (0.005)		0.021 *** (0.006)
<i>EPS</i>		-0.045 *** (0.006)		-0.019 *** (0.007)		-0.078 *** (0.009)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
调整 R ²	0.685	0.696	0.730	0.748	0.697	0.709
观测值	221 365	221 365	221 365	221 365	221 365	221 365

注：括号内为企业层面聚类稳健标准误；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著，下表同。

(二) 平行趋势检验

为了直观地显示模型(2)中平行趋势检验的估计结果,本文在图1中画出并购前后各期的估计系数,以及95%的置信区间。同时,基于不同的因变量,本文绘制了与之对应的平行趋势检验图。图1的三幅图中,虚线左侧为并购前各期。由图可知,当因变量为单位产出化学需氧量排放量时,并购前1至10年估计系数在0附近波动,且95%置信区间均包含0。也就是说在并购之前,处理组和对照组的单位产出化学需氧量排放量并无显著差异。与之类似,当因变量为单位产出二氧化硫排放量和单位产出烟粉尘排放量时,并购前各期的估计系数也都在0附近波动,表明外资并购之前,处理组和对照组的二氧化硫和烟粉尘排放强度同样不存在显著差异。由此可知,处理组和对照组满足事前平行趋势假设。

图1中虚线右侧为并购之后的各期。总体而言,并购之后企业三种污染物排放强度均呈现出明显下降,同时外资并购的污染减排效应也存在一定的滞后。其中,单位产出化学需氧量排放量在并购后的第3期显著为负,并且在第5期之后呈现明显的下降;单位产出二氧化硫排放量和单位产出烟粉尘排放量从并购之后的第2期开始显著为负,并呈现出明显的下降趋势;此外,三种污染物的排放强度在并购之后的第8期开始趋于平缓。由此可知,外资并购对目标企业污染减排的促进效应存在1—2年左右的滞后期,之后呈现出明显的污染减排效应,在并购之后第8年外资的污染减排效应开始趋于平稳。

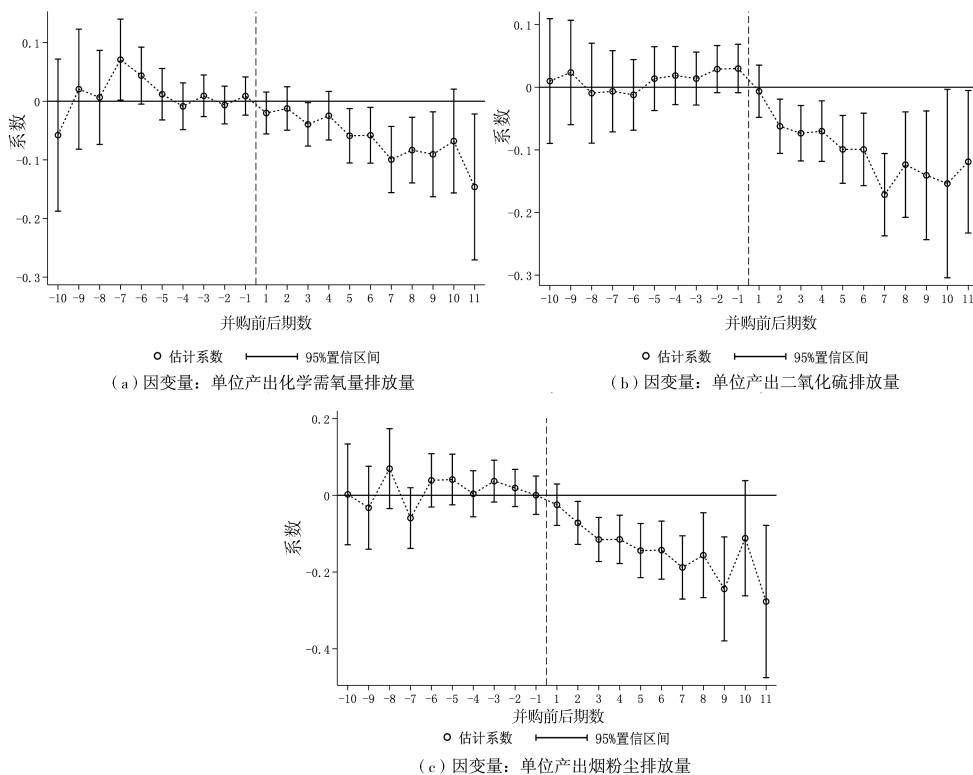


图1 平行趋势检验

(三) 稳健性检验

1. 基于 PSM-DID 的估计

在本文的估计样本中, 外资并购企业(处理组)数目远远小于未发生并购的企业(对照组)数目。基于此, 本文进一步采用倾向得分匹配(PSM)的方法, 先从总体对照组中按照 1:1 和 1:3 的比例, 分别为处理组样本筛选出更合适的对照组, 然后再进行双重差分(DID)估计, 表 3 报告了估计结果。在单位产出化学需氧量排放量的估计结果中, 外资并购变量 *MA* 的估计系数在 10% 水平显著为负; 在单位产出二氧化硫排放量和单位产出烟粉尘排放量的估计中, *MA* 的估计系数均在 1% 水平显著为负, 这表明与匹配的未发生并购的内资企业相比, 外资并购能够显著降低目标企业的污染排放强度。因此, 基于 PSM-DID 的稳健性检验验证了本文基本结论的可靠性。

表 3 基于 PSM-DID 的估计结果

项目	单位产出化学需氧量排放量		单位产出二氧化硫排放量		单位产出烟粉尘排放量	
	1:1	1:3	1:1	1:3	1:1	1:3
<i>MA</i>	-0.013* (0.008)	-0.014* (0.008)	-0.024*** (0.009)	-0.033*** (0.008)	-0.027** (0.011)	-0.042*** (0.010)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
调整 R ²	0.685	0.696	0.730	0.748	0.697	0.709
观测值	18 924	37 269	18 924	37 269	18 924	37 269

注: 为节约篇幅, 控制变量的估计结果不再列出, 下表同。

2. 变更外资并购的定义方式

基本估计中, 通过将内资转变为外资且外资为最大出资方的事件定义为外资并购, 这里将内资转变为外资股权占比超过 50% 来重新定义外资并购, 表 4 汇报了外资并购对单位产出三类污染物排放量的估计结果。结果显示, 在控制了企业和年份固定效应, 以及加入企业和省份层面控制变量后, 核心解释变量 *MA* 均显著为负,

表 4 变更外资并购定义方式的估计结果

项目	单位产出化学需氧量排放量	单位产出二氧化硫排放量	单位产出烟粉尘排放量
<i>MA</i>	-0.018** (0.007)	-0.059*** (0.011)	-0.092*** (0.013)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
调整 R ²	0.683	0.744	0.706
观测值	211 656	211 656	211 656

表明相比未被并购的内资企业，外资并购能够显著降低目标企业的单位产出化学需氧量、二氧化硫以及烟粉尘的排放量。由此可知，本文基本结论并不会因外资并购定义方式的不同而存在差异，具有较好的稳健性。

3. 控制地区和行业时间趋势

采用双重差分模型进行估计时，一些无法观测的混淆变量可能同时与外资并购和企业污染排放相关，例如地区和行业引资政策与环保标准可能随着时间的推移而发生变化。鉴于此，本文在基准模型的基础上进一步控制地区年份联合固定效应以及二位数行业年份联合固定效应。由表5可知，在控制了地区一年份和行业一年份固定效应之后，与基准估计相比，核心解释变量 MA 估计系数依然显著为负。由此可知，地区和行业层面随时间变动的不可观测因素可能造成了一定程度的影响，但是并没有对本文基本结论造成实质性影响，外资并购对目标企业污染减排的促进效应依然显著。

表5 控制地区和行业时间趋势

项目	单位产出化学需氧量排放量	单位产出二氧化硫排放量	单位产出烟粉尘排放量
MA	-0.020** (0.008)	-0.051*** (0.009)	-0.085*** (0.013)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
地区一年份固定效应	是	是	是
行业一年份固定效应	是	是	是
调整 R^2	0.724	0.762	0.745
观测值	221 365	221 365	221 365

4. 两期双重差分模型

本文基本估计采用的是多期双重差分模型，该方法可能存在序列相关问题。为此本文借鉴毛其淋（2020）^[29]的做法，进一步采用两期双重差分模型控制潜在的序列相关问题。首先，本文计算出处理组企业并购前后各变量的算术平均值，以及对照组企业各变量的算术平均值；然后，基于各变量的平均值构成两期回归样本并进行估计。表6报告了两期双重差分模型的估计结果。可以发现，三列估计结果中核心解释变量 MA 的估计系数依然在1%水平下显著为负，表明更换为两期双重差分模型后本文的基本结论依然保持不变。

（四）安慰剂检验

为了进一步检验本文基本估计结果的可靠性，本文采用随机生成外资并购的方法进行安慰剂检验。具体而言，首先，本文在总体样本中随机抽取与基本估计中处理组企业数目（1239家）相同的样本作为新的处理组；其次，在新的处理组每个企业中随机抽取一个年份（去掉期初和期末年份）作为并购发生的年份，并根据

表6 两期双重差分模型估计结果

项目	单位产出化学需氧量排放量	单位产出二氧化硫排放量	单位产出烟粉尘排放量
MA	-0.098*** (0.010)	-0.129*** (0.010)	-0.118*** (0.012)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
调整 R ²	0.755	0.852	0.866
观测值	45 111	45 111	45 111

并购发生年份重新定义外资并购的核心解释变量。然后，按照基本估计模型进行估计，并将核心解释变量的估计系数提取出来。最后，按照上述三个步骤进行1000次重复估计。图2画出了1000次抽样中估计系数的分布，并给出了标准正态分布的参考线。此外，本文也将基本估计得到的系数用垂直虚线标出，同时将1000次抽样估计中第5百分位的估计系数用垂直实线标出作为参考。由图2可以发现，1000次模拟得到的估计系数接近以0为中心的正态分布，而且基本估计系数（虚线位置）明显小于第5百分位模拟估计系数（实线位置）。由此可知，本文基本结论的确是由外资并购导致，而不是由某些偶然因素随机引起的。

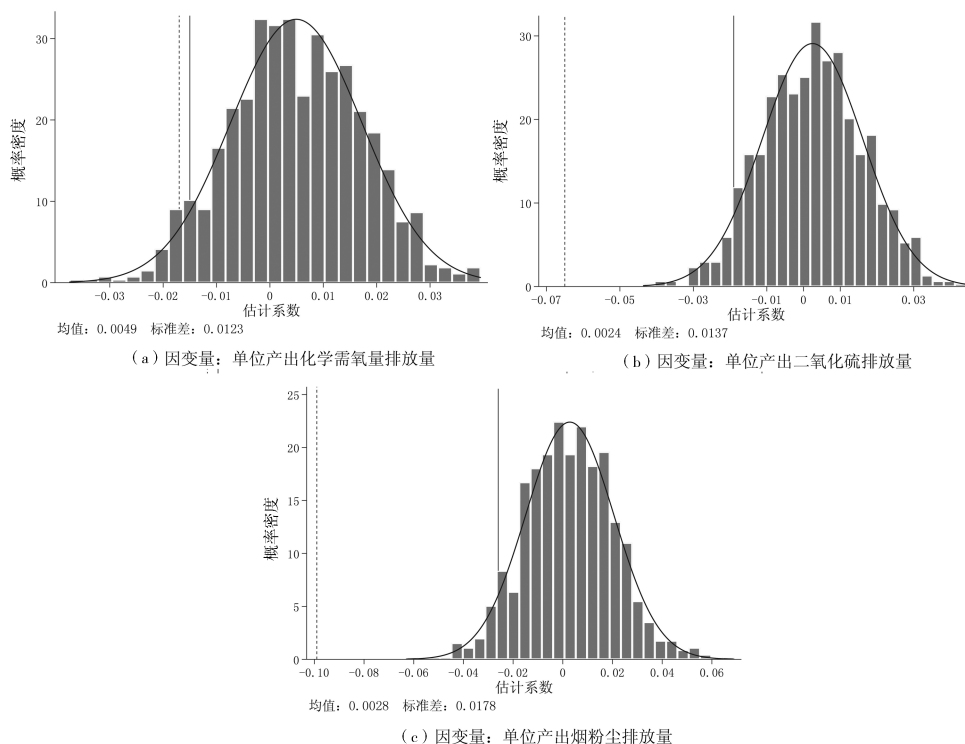


图2 安慰剂检验的估计系数分布

(五) 异质性检验

本文定义企业类型时统一将港澳台资本和外商资本定义为外资。但是这两类不同的外资来源可能对目标企业污染排放的影响存在差异。例如, Wang 和 Chen (2014) 的研究表明来自 OECD 国家和港澳台的 FDI 对我国二氧化硫排放量的影响存在较大的异质性, OECD 国家 FDI 增加了我国二氧化硫排放量, 但来自港澳台的 FDI 却没有影响; 与之类似, Huang 等 (2017) 研究发现港澳台投资者与内地的紧密联系使其具有更强的环境意识, 显著改善了我国的环境绩效, 而其他外国投资者没有类似效应。鉴于此, 本文对外资来源进行异质性检验。具体地, 根据外资来源设定两个虚拟变量以区分港澳台和外国资本, 并将其与 MA 构建交互项来比较外资来源的差异。表 7 中的估计结果显示, MA 与港澳台交互项对单位产出化学需氧量排放量的影响不显著, 对单位产出二氧化硫排放量和单位产出烟粉尘排放量的影响均显著为负; 而 MA 与外国交互项对三类污染物排放强度的估计系数均显著为负。此外, 由交互项系数大小可以发现, MA 与外国交互项系数明显大于 MA 与港澳台交互项系数。这一结果表明, 总体上不同外资来源的并购均有助于减少目标企业污染排放强度, 但是与港澳台相比, 外国资本并购的污染减排效应更大。可能的原因在于, 相比于港澳台投资者, 外国投资者更偏向于资本和技术密集型行业, 本身这类行业的污染强度要大于劳动密集型行业, 而外国投资者带来了更高的生产技术, 能够对目标企业的技术改进产生更大的提升, 进而带来更强的污染减排效应。

表 7 外资来源异质性检验

项目	单位产出化学需氧量排放量	单位产出二氧化硫排放量	单位产出烟粉尘排放量
$MA \times$ 港澳台	-0.015 (0.010)	-0.036 ** (0.015)	-0.064 *** (0.020)
$MA \times$ 外国	-0.025 * (0.013)	-0.076 *** (0.012)	-0.113 *** (0.016)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
调整的 R^2	0.696	0.748	0.709
观测值	221 365	221 365	221 365

四、影响机制分析

企业污染物的排放量等于污染物的产生量和污染物的去除量之差, 那么外资并购究竟是通过减少生产过程中污染物产生量还是增加最终排放前污染物去除量来影响企业污染排放呢? 换言之, 外资并购是通过清洁生产还是末端减排的方式降低企业污染排放强度? 为了检验具体的影响机制, 本文将基本估计模型的因变量变为单位产出污染物产生量和单位产出污染物去除量分别进行了估计, 由于数据库中缺少烟粉尘产生量和去除量的指标, 本文仅对化学需氧量和二氧化硫两种污染物进行检

验。由表8可知,当因变量为单位产出化学需氧量产生量和二氧化硫产生量时,核心解释变量 MA 的估计系数显著为负;但因变量为单位产出化学需氧量去除量和二氧化硫去除量时, MA 的估计系数并不显著。这一结果表明,相比未被并购的内资企业,外资并购后目标企业的单位产出污染物产生量显著降低,但单位产出污染物的去除量没有显著变化。也就是说,外资并购更有可能是在生产过程中采取清洁的生产技术来减少污染物的产生,而不是通过产生后再去除的方式降低企业的污染排放。

表8 基于污染物产生量与去除量的估计结果

项目	单位产出化学需氧量 产生量	单位产出化学需氧量 去除量	单位产出二氧化硫 产生量	单位产出二氧化硫 去除量
MA	-0.031*** (0.011)	-0.019 (0.017)	-0.081*** (0.011)	-0.003 (0.008)
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
调整 R^2	0.712	0.622	0.730	0.488
观测值	221 365	221 365	221 365	221 365

为了检验外资并购是否促进了企业的清洁生产,本文进一步进行了如下方面的估计。首先,化学需氧量是衡量水污染的重要指标,本文对企业的用水方式和废水处理进行了分析,表9中第(1)至(3)列报告了相应的估计结果。其中,第(1)列估计结果中因变量为企业生产过程中单位产出新鲜用水量,核心解释变量 MA 的估计系数显著为负;第(2)列估计结果的因变量为企业废水处理设施数量, MA 估计系数显著为正;第(3)列估计结果中的因变量为企业生产过程中单位产出重复用水量, MA 估计系数显著为正。上述估计结果表明,相比未被并购的内资企业,外资并购降低了目标企业的新鲜用水量,但增加了废水处理设施,进而提高了生产过程中水资源的重复利用率。也就是说,外资并购通过提高目标企业资源利用效率,减少了污染物的产生,并降低了最终的污染排放。

其次,二氧化硫是衡量空气污染的重要指标,本文对企业生产过程中单位产出能源消耗进行了分析。表9中第(4)至(6)列报告了企业生产过程中能源消耗情况,其中第(4)和(5)列估计结果的因变量为单位产出燃料煤和燃料油的消耗量,两列估计结果中 MA 的估计系数均显著为负;第(6)列估计结果的因变量为单位产出清洁燃气消耗量, MA 的估计系数显著为正。这一结果表明与未被并购的内资企业相比,外资并购后减少了目标企业煤和油的消耗量,增加了清洁燃气的消耗量。由此可知,外资并购通过转变生产过程中能源消耗方式,降低了空气污染物的排放量。基于上述分析本文可以发现,外资并购的确是在生产过程中通过更为清洁的生产方式进而减少污染物的产生量,而不是在生产末端通过污染物的去除降低最终的污染排放。提高资源利用效率和转变能源消耗方式是外资并购减少目标企业污染排放的重要机制。

表9 清洁生产与末端减排的检验

项目	单位产出 新鲜用水	废水处理 设施	单位产出 重复用水	单位产出燃 料煤消耗	单位产出燃 料油消耗	单位产出清洁 燃气消耗
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>MA</i>	-0.132*** (0.029)	0.018*** (0.006)	0.125*** (0.048)	-0.130*** (0.026)	-0.021* (0.012)	0.032*** (0.008)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
调整 R ²	0.755	0.701	0.710	0.757	0.514	0.731
观测值	221 365	221 365	221 365	205 311	205 311	164 967

五、外资污染减排的持续性影响

前文基本结论表明外资并购通过改进企业的清洁生产方式降低了目标企业的污染排放，那么这种污染减排效应是否具有持续性，或者说当外资撤离后内资企业是否能够保持较低的污染排放呢？基于此，本文进一步以外资撤离作为准自然实验，考察外资撤离后企业污染排放是否发生变化。具体地，本文首先保留样本期内发生过外资并购的1239家企业，将被外资并购后再一次转变为内资的297家企业作为处理组，将外资并购后没有转变为内资的企业作为对照组；然后，将外资并购之前的样本剔除。换言之，本文保留了两类企业样本：（内资）—外资—内资、（内资）—外资，将并购之前的括号内内资样本剔除后的外资—内资作为本文的处理组，外资作为对照组。通过双重差分模型即可估计出外资撤离对企业污染排放的影响，其分析思路与基本估计相似，具体模型设定如下：

$$Pollu_{it} = \alpha + DIV_{it} + \gamma X_{it} + \rho_i + \rho_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中，核心解释变量 DIV_{it} 表示外资撤离，如果 i 企业在 t 年转变为内资企业，则 $t+1$ 及之后年份定义为1，否则为0。其估计系数 β 如果显著为正，则说明相比外资没有撤离的并购企业，外资撤离后企业污染排放强度显著增加，外资并购的污染减排效应并不具备持续性，企业污染减排由外资主导；如果显著为负，则说明外资撤离后企业污染排放强度进一步降低，外资并购的污染减排效应不仅具有持续性，而且污染减排力度会随着时间的推移进一步加强；最后如果 β 不显著，则表明外资撤离后企业污染排放强度没有发生显著变化，外资并购的污染减排效应依然存在，即具有一定的持续性。其他变量的设定与基本估计模型一致。

表10报告了外资撤离对企业污染排放强度影响的估计结果。与基本估计一样，本文同时考察了单位产出化学需氧量、二氧化硫和烟粉尘排放量。其中，第（1）、（3）和（5）列估计结果仅控制了企业和年份固定效应，第（2）、（4）和（6）列估计结果进一步加入了其他控制变量。可以发现，六列估计结果中，核心解释变量 DIV 的估计系数均不显著，表明与未发生外资撤离的并购企业相比，外资撤离后企业化学需氧量、二氧化硫和烟粉尘的单位产出排放量均没有显著变化。由此可知，

企业的污染排放强度并没有因外资的撤离而发生变化，外资并购对目标企业污染减排具有长期的持续性影响。

表 10 外资撤离与企业污染排放的估计结果

项目	单位产出化学需氧量排放量		单位产出二氧化硫排放量		单位产出烟粉尘排放量	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DIV</i>	0.001 (0.038)	-0.007 (0.034)	0.059 (0.033)	-0.010 (0.030)	0.051 (0.032)	0.009 (0.039)
控制变量	否	是	否	是	否	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
调整 R ²	0.769	0.638	0.661	0.674	0.675	0.751
观测值	4 789	4 789	4 789	4 789	4 789	4 789

在模型 (3) 的基础上本文进一步对外资撤离前的平行趋势进行了检验，并估计了外资撤离后的动态效应。图 3 分别绘制了以单位产出化学需氧量、二氧化硫和烟粉尘排放量为因变量，以外资撤离的下一年为基期，前后各期估计系数的趋势图，其中虚线左侧为外资撤离前各期估计系数，虚线右侧为外资撤离后各期估计系数。可以发现，外资撤离前各期估计系数均在包含在 0 值的 95% 的置信区间内，说

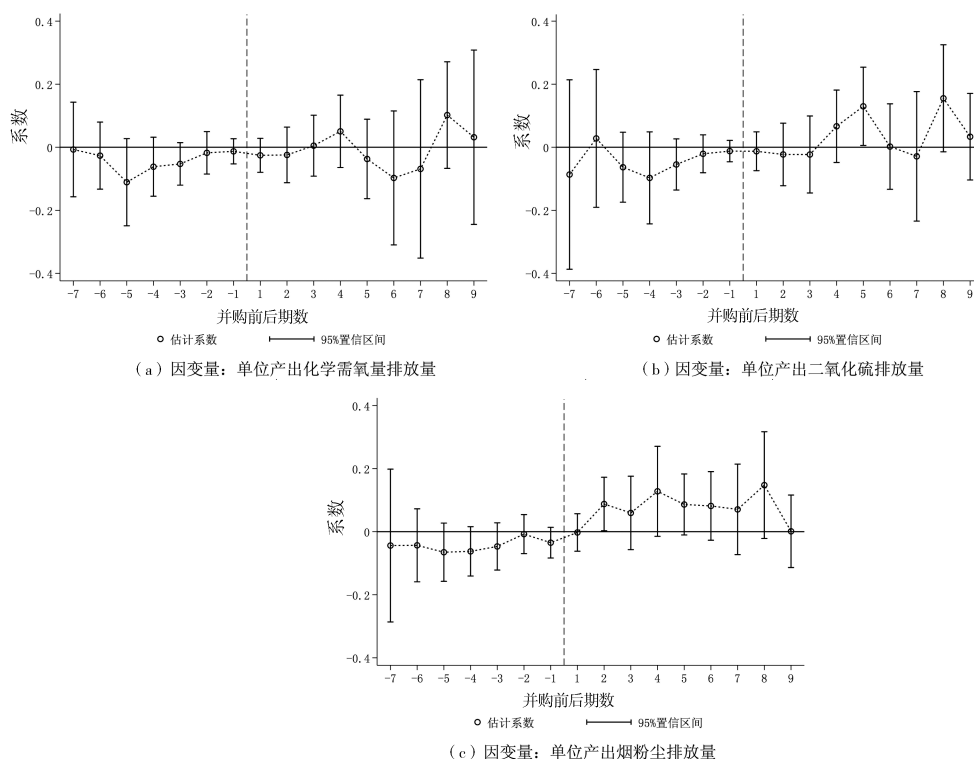


图 3 外资撤离的动态效应

明外资撤离前处理组和对照组的污染物排放量没有显著差异,即满足事前平行趋势假设。外资撤离后各期估计系数依然在包含0值的95%置信区间内,说明外资撤离后处理组与对照组的污染物排放强度同样没有显著差异,而且也没有明显的迹象表明企业污染排放强度会随着外资的撤离而发生变化。由此可知,外资并购对企业污染减排效应具有持续性,即便在外资撤离之后这种效应依然存在。

六、结 论

本文基于外资并购的准自然实验,采用双重差分模型,从微观企业层面考察了外资进入对环境污染的影响。研究发现,相比未被并购的内资企业,外资并购后目标企业的化学需氧量、二氧化硫和烟粉尘等污染物单位产出排放量均显著减少;动态效应分析表明,外资并购的污染减排效应存在1—2年的滞后期,在外资并购的第8年开始污染减排效应趋于平稳。进一步采用PSM-DID、变更外资并购定义方式、控制行业和地区时间变动趋势以及采用两期双重差分模型的估计均证明本文基本结论具有稳健性。安慰剂检验表明外资并购的确降低了企业污染排放强度,而不是由偶然因素导致。异质性分析发现,相比于港澳台资本,外国资本并购的污染减排效应更大。影响机制检验表明,外资并购对企业单位产出污染物去除量没有显著影响,而是通过提高目标企业的资源利用效率以及改变能源消耗方式,在生产过程中降低单位产出的污染物产生量,最终降低了污染排放强度。最后,本文基于外资撤离的研究视角,考察了企业污染排放强度是否随着外资的撤离而再次增加,结果发现外资撤离前后企业污染排放强度没有出现显著变化,这一结论表明外资并购对目标企业污染减排的效应具有长期的影响。

本文的研究具有重要的现实意义。长期以来,伴随着大量外资的涌入,社会各界普遍担忧外资的进入是否会对我国的环境造成不利影响。在当前新发展格局下,实施更大范围、更宽领域、更深层次对外开放的同时,能否兼顾环境保护改善环境质量,进而推动清洁生产,提高能源资源利用效率,推进重点行业和重点领域绿色化改造,无疑是至关重要的现实问题。本文基于微观企业数据,采用因果推断的研究方法,对上述问题给予了回答,证实了外资的进入不但没有造成严重的环境污染,反而通过清洁的生产方式降低了企业的污染排放强度,在一定程度上提高了我国的环境绩效。本文的研究结论不仅有助于消除人们对外资负面效应的担忧,而且对新时期新发展阶段中我国进一步放宽外资准入限制,加大引资力度的做法提供了经验证据。同时,本文的研究也提醒我们,在引进外资的同时更要鼓励内资企业加强与外资的合作,真正将高质量利用外资与提高环境绩效结合起来,从而借鉴外资企业在污染治理方面的经验与方法,不断提升企业的污染治理能力。

[参考文献]

- [1] 姚树洁,冯根福,韦开蕾.外商直接投资和经济增长的关系研究[J].经济研究,2006(12):35-46.
- [2] XU B, LU J. Foreign Direct Investment, Processing Trade, and the Sophistication of China's Exports[J]. China Economic Review, 2009, 20(3): 425-439.

- [3] ANWAR S, SUN S. Heterogeneity and Curvilinearity of FDI-related Productivity Spillovers in China's Manufacturing Sector [J]. *Economic Modelling*, 2014, 41: 23-32.
- [4] 盛斌, 吕越. 外国直接投资对中国环境的影响——来自工业行业面板数据的实证研究 [J]. *中国社会科学*, 2012 (5): 54-75.
- [5] 许和连, 邓玉萍. 外商直接投资导致了中国的环境污染吗? ——基于中国省际面板数据的空间计量研究 [J]. *管理世界*, 2012 (2): 30-43.
- [6] 张宇, 蒋殿春. FDI、政府监管与中国水污染——基于产业结构与技术进步分解指标的实证检验 [J]. *经济学 (季刊)*, 2014 (2): 491-514.
- [7] REN S, YUAN B, MA X, et al. International Trade, FDI (Foreign Direct Investment) and Embodied CO2 Emissions: A Case Study of China's Industrial Sectors [J]. *China Economic Review*, 2014, 28: 123-134.
- [8] HUANG J, CHEN X, HUANG B, et al. Economic and Environmental Impacts of Foreign Direct Investment in China: A Spatial Spillover Analysis [J]. *China Economic Review*, 2017, 45: 289-309.
- [9] SUN C, ZHANG F, XU M. Investigation of Pollution Haven Hypothesis for China: An ARDL Approach with Breakpoint Unit Root Tests [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2017, 161: 153-164.
- [10] CHENG Z, LI L, LIU J. The Impact of Foreign Direct Investment on Urban PM2.5 Pollution in China [J]. *Journal of Environmental Management*, 2020, 265: 110532.
- [11] 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 (6): 61-79.
- [12] 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 [J]. *世界经济*, 2021 (3): 32-60.
- [13] DEMENA B A, AFESORGBOR S K. The Effect of FDI On Environmental Emissions: Evidence from a Meta-Analysis [J]. *Energy Policy*, 2020, 138: 111192.
- [14] ASGHARI M. Does FDI Promote MENA Region's Environment Quality? Pollution Halo or Pollution Haven Hypothesis [J]. *International Journal of Scientific Research in Environmental Sciences*, 2013, 1: 92-100.
- [15] MERT M, BÖLÜK G. Do Foreign Direct Investment and Renewable Energy Consumption Affect the CO2 Emissions? New Evidence from a Panel ARDL Approach to Kyoto Annex Countries [J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2016, 23 (21): 21669-21681.
- [16] ZHU H, DUAN L, GUO Y, et al. The Effects of FDI, Economic Growth and Energy Consumption on Carbon Emissions in ASEAN-5: Evidence from Panel Quantile Regression [J]. *Economic Modelling*, 2016, 58: 237-248.
- [17] BRUCAL A, JAVORCIK B, LOVE I. Good for the Environment, Good for Business: Foreign Acquisitions and Energy Intensity [J]. *Journal of International Economics*, 2019, 121: 103247.
- [18] BAKHSH K, ROSE S, ALI M F, et al. Economic Growth, CO2 Emissions, Renewable Waste and FDI Relation in Pakistan: New Evidences From 3SLS [J]. *Journal of Environmental Management*, 2017, 196: 627-632.
- [19] SAPKOTA P, BASTOLA U. Foreign Direct Investment, Income, and Environmental Pollution in Developing Countries: Panel Data Analysis of Latin America [J]. *Energy Economics*, 2017, 64: 206-212.
- [20] KOÇAK E, SARKGÜNEŞİ A. The Impact of Foreign Direct Investment on CO2 Emissions in Turkey: New Evidence from Cointegration and Bootstrap Causality Analysis [J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2018, 25 (1): 790-804.
- [21] LEE J W. The Contribution of Foreign Direct Investment to Clean Energy Use, Carbon Emissions and Economic Growth [J]. *Energy Policy*, 2013, 55: 483-489.
- [22] HILLE E, SHAHBAZ M, MOOSA I. The Impact of FDI On Regional Air Pollution in the Republic of Korea: A Way Ahead to Achieve the Green Growth Strategy? [J]. *Energy Economics*, 2019, 81: 308-326.
- [23] 林立国, 楼国强. 外资企业环境绩效的探讨——以上海市为例 [J]. *经济学 (季刊)*, 2014 (2): 515-536.
- [24] LAN J, KAKINAKA M, HUANG X. Foreign Direct Investment, Human Capital and Environmental Pollution in China [J]. *Environmental and Resource Economics*, 2012, 51 (2): 255-275.

- [25] WANG D T, CHEN W Y. Foreign Direct Investment, Institutional Development, and Environmental Externalities: Evidence from China [J]. *Journal of Environmental Management*, 2014, 135: 81-90.
- [26] 刘飞宇, 赵爱清. 外商直接投资对城市环境污染的效应检验——基于我国 285 个城市面板数据的实证研究 [J]. *国际贸易问题*, 2016 (5): 130-141.
- [27] ZUGRAVU-SOILITA N. How Does Foreign Direct Investment Affect Pollution? Toward a Better Understanding of the Direct and Conditional Effects [J]. *Environmental and Resource Economics*, 2017, 66 (2): 293-338.
- [28] ABADIE A. Semiparametric Difference-in-Differences Estimators [J]. *Review of Economic Studies*, 2005, 72 (1): 1-19.
- [29] 毛其淋. 贸易政策不确定性是否影响了中国企业进口? [J]. *经济研究*, 2020 (2): 148-164.

(责任编辑 白光)

Foreign M&A and Enterprise Pollution Reduction: Front-end Control or End Governance

LIANG He WANG Jingnan BAO Qun

Abstract: Based on the data of Chinese industrial enterprises and the pollution emission monitoring data of Chinese manufacturing enterprises, this research, with the foreign M&A as a quasi-natural experiment, used difference-in-differences model to systematically evaluate the influence of foreign M&A on the pollution emission intensity of the target enterprises and their mechanism. Researches show that the chemical oxygen demand, sulfur dioxide and smoke dust and other pollutants of the target enterprises after foreign M&A have been reduced significantly compared with domestic enterprises without foreign M&A. The influencing mechanism suggests that foreign M&A mainly reduced the pollutant emissions in production through front-end control (improving the efficiency of enterprise resource utilization and changing the way of energy consumption), rather than the reduction of the final pollution emission intensity via the removal of pollutants at production end. In addition, based on the research on quasi-natural experiment with foreign investment withdrawal, the results show that the enterprise pollution emissions have not changed significantly and foreign investment presented a long-term impact on the pollution reduction effect of the target enterprises. As a conclusion, this research is of paramount policy reference importance for the coordinated development of high-quality utilization of foreign capital and environmental protection in China.

Keywords: Foreign M&A; Pollution Reduction; Clean Production; Difference-in-Differences Model