

# 利润驱动还是创新驱动?

## ——排污权交易机制与中国企业对外直接投资

綦建红 张志彤

(山东大学 经济学院, 山东 济南 250100)

**摘要:** 采用2000—2018年中国A股上市公司数据,运用多期双重差分模型实证检验了排污权交易机制对中国企业对外直接投资(OFDI)的影响、传导渠道及其调节机制。估计结果表明:排污权交易机制的实施显著促进了中国企业OFDI,且这一结论在平行趋势检验、安慰剂检验、工具变量法、Heckman两步法等检验后依然稳健;与国有企业和重污染地区企业相比,非国有企业和轻污染地区企业更易受政策驱动,并且企业更倾向于选择环境管制严格的东道国进行投资;尽管排污权交易机制会缩减企业利润,但能有效激励企业研发创新,故排污权交易机制对中国企业OFDI的促进作用由二者共同驱动,且创新驱动大于利润驱动;地区环境立法和执法越严格,排污权交易机制对中国企业OFDI的促进作用就越明显。研究结论厘清了排污权交易机制对企业OFDI的影响机理,对有关部门制定环保政策和合理配置资本有所裨益。

**关键词:** 排污权交易机制; 对外直接投资; 多期双重差分模型; 利润驱动; 创新驱动

**中图分类号:** F276.7    **文献标志码:** A    **文章编号:** 1671-9301(2021)02-0015-15

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2021.02.002

### 一、引言

近年来,在我国经济高速增长的同时,一系列社会问题亦逐渐凸显,其中环境问题是亟须解决、关乎民生的重要问题。根据耶鲁大学发布的《2018年全球环境绩效指数报告》,中国的EPI指数(环境绩效指数)在180个国家中位列第120位,空气质量位列第177位。空气的严重污染不仅导致国内居民患恶性疾病的概率增加,严重降低了社会福利水平,也不利于经济的可持续发展<sup>[1]</sup>。因此,我国已经将环境保护上升为国家发展战略,利用环境规制积极探寻经济与环境的和谐发展之路,这也成为我国经济高质量发展的必要之举。

回顾中国环境治理的历史,环境规制一直以行政命令为主,市场手段严重不足<sup>[2]</sup>。早在1987年,我国为了减少工业化和城镇化过程中出现的二氧化硫(SO<sub>2</sub>)排放量居高不下的问题,正式颁布《大气污染防治法》,旨在减少含硫煤的燃烧和大气污染物的排放。1998年,国务院实施“两控区”政策,进一步加强对SO<sub>2</sub>排放的控制。虽然早期的法律政策具有一定的减排效果<sup>[3]</sup>,但是大多使用“关门、停工、合并”等强制性措施促使企业达到排放标准,严重降低了企业的生产经营积极性。自2000年以来,这一情况发生了根本性的改变,市场型环境规制正在逐步取代命令型环境规制,成为中国环

收稿日期:2020-12-16; 修回日期:2021-02-18

作者简介:綦建红(1971—),女,山东平度人,经济学博士,山东大学经济学院教授、博士生导师,研究方向为国际贸易与投资; 张志彤(1999—),女,山东滨州人,山东大学经济学院硕士研究生,研究方向为国际贸易与投资。

基金项目:国家社会科学基金重大项目(17ZDA040); 国家社会科学基金重大项目(18ZDA078)

境治理的重点手段。2002年,中央政府率先在山东、山西、江苏、河南、上海、天津、柳州等地区和中国华能集团,实施以“4+3+1”为模式的SO<sub>2</sub>排污权交易机制,排污权交易机制由此进入试点探索阶段。2007年,在上述试点地区的基础上,江苏、天津、浙江、河北、山西、重庆、湖北、陕西、内蒙古、湖南、河南等11个省份先后被纳入SO<sub>2</sub>排污权交易试点地区。2014年,由国务院办公厅印发的《关于进一步推进排污权有偿使用和交易试点工作的指导意见》(国办发〔2014〕38号)明确指出,建立排污权有偿使用和交易制度,是我国环境资源领域一项重大的、基础性的机制创新和制度改革,是生态文明制度建设的重要内容。由此可见,渐进式的排污权交易机制正逐渐在中国铺陈开来,并成为我国解决环境问题的重要手段<sup>[4-5]</sup>。

在已有文献中,学者们普遍认为,环境规制对国际直接投资存在显著影响。但是一方面,已有研究并未对环境规制与国际直接投资的关系达成共识,根据不同国家、不同行业及不同规制政策得出的结论差别较大,且未必在中国具有普适性;另一方面,已有研究更多侧重于环境规制对外商直接投资(FDI)的影响,鲜少涉及环境规制与对外直接投资(OFDI)的关系。在这种情形下,环境规制(特别是正在占据主导地位的市场型环境规制)对中国企业OFDI究竟会发挥何种作用,尚不得而知;同时,这种作用究竟是由利润驱动抑或是由创新驱动,同样值得研究和关注。对这些问题的解答,不仅有助于实现环境改善和OFDI增长的“共赢”,也是相关环境和投资政策制定的现实依据。

基于此,本文拟以2000—2018年上市公司数据为样本,以排污权交易机制作为冲击,构造多期双重差分模型来研究排污权交易机制对企业OFDI的影响。与已有文献相比,本文的边际贡献在于:其一,在研究视角方面,本文创新性地研究了排污权交易机制对中国企业OFDI影响。现有环境规制与国际直接投资的研究,首先主要集中于命令型环境规制<sup>[6-9]</sup>,以排污权交易机制为研究对象的市场型环境规制研究较少;其次,主要集中于欧美日韩等发达国家,对中国情形的探讨较少;此外,还主要集中于对FDI的影响,对中国企业OFDI的研究凤毛麟角。其二,在研究方法方面,与已有文献大多采用2002年或者2007年排污权交易机制构造普通双重差分模型进行分析不同<sup>[10-11]</sup>,本文将2002年和2007年实施的排污权交易机制共同纳入分析框架,使用多期双重差分模型来识别政策冲击的影响,能够更为全面地评估排污权交易机制的整体效果。其三,在研究结论方面,本文在考察排污权交易机制对中国企业OFDI影响的基础上,不仅通过分解“利润效应”和“创新效应”考察了传导渠道,而且从立法和执法层面检验了相应的调节机制,从而将研究内容从“是什么”推进到“为什么”和“怎么办”的维度,深化了对排污权交易机制影响机制的研究。

## 二、文献回顾

环境规制与国际直接投资之间的关系一直是学术界争论不休的话题,且这类研究主要集中于环境规制与FDI的关系。在早期研究中,国内外学者主要使用环境强度指标来衡量环境规制,如污染治理费用、污染排放标准、环境法律法规数量等,但是其研究结论并未达成一致。有的学者认为,环境规制力度的增强会增加治污成本,不利于FDI流入<sup>[7]</sup>;有的学者对此持有异议,认为适当的环境规制会刺激技术革新,促进经济发展<sup>[8]</sup>,并不会减少FDI的流入<sup>[8-9]</sup>。相比之下,聚焦环境规制与OFDI关系的文献相对较少,且迄今亦未达成共识。大多数学者支持“污染避难所效应”,认为环境规制会增加环境治理成本,缩减利润空间,导致环境规制成本超过创新补偿效应<sup>[12]</sup>,最终引致OFDI外流<sup>[13]</sup>。但是,这一结论遭到了Jaffe *et al.*<sup>[14]</sup>、Kheder and Zugravu<sup>[15]</sup>等学者的反对:前者认为,无论是在发达国家还是在发展中国家,环境治理成本占比都很小,尚不足以改变比较优势的来源,因此并不能为资本外逃提供强劲的动力;后者则认为,对于发展中国家来说,严格的环境管制更能留住资本。

值得注意的是,与早期研究多选择环境强度指标不同,近年来国外学者更倾向于通过准自然实验的方式来定义环境规制<sup>[16-18]</sup>。特别是随着配额交易机制在美国、欧盟和发展中国家环境治理中的运用,国内外学者不仅将排污权交易机制作为关注的重点,而且普遍认为,排污权交易机制已经成为

一种有效的环境保护手段,具有良好的治污绩效和技术创新效应。

在治污绩效方面,部分学者的研究结论支持了排污权交易机制的减排效果: Cason and Plott<sup>[19]</sup>基于实验室数据测算了美国 SO<sub>2</sub> 排污权交易机制的治污效率,发现治污效率会随着时间的推移而不断提高; Zeng *et al.*<sup>[20]</sup>评估了中国碳排污权交易机制的政策效果,发现排污权交易机制的实施能够有效减少二氧化碳的排放; 无独有偶,涂正革和谌仁俊<sup>[4]</sup>将 2002 年实施的排污权交易机制作为研究对象,并首次将“波特效应”引入排污权交易机制的分析框架,研究发现相比于命令控制型环境规制政策,排污权交易机制可以实现工业 SO<sub>2</sub> 排放量的大幅降低,解决我国排污权配置无效率的问题。对此,也有部分学者持保留态度,认为排污权交易机制的治污效果有限。例如, Bel and Joseph<sup>[21]</sup>使用动态面板数据方法来评估欧盟排放交易机制,并将减排根源分解为排放交易机制和 2008 年经济危机,发现排放权交易机制的减排效果十分有限。

在技术创新方面, Färe *et al.*<sup>[22]</sup>采用美国发电厂数据,使用数据包络模型( DEA) 测算了 SO<sub>2</sub> 排污权交易许可证的经济效益,发现排污权交易机制可以激励企业排污技术研发,降低污染治理成本。与之相类似,齐绍洲等<sup>[10]</sup>使用中国 A 股上市公司数据,分别验证了 2002 年和 2007 年的排污权交易机制对绿色创新的影响,也发现两次试点政策总体上能够促进试点地区企业的绿色创新活动。任胜钢等<sup>[11]</sup>同样发现,排污权交易机制能够促进企业创新,提高企业全要素生产率。

综上所述,现有文献围绕排污权交易机制这一准自然实验,探讨了治污绩效和技术创新效应,但是对排污权交易机制“是否引致”和“为何引致”企业 OFDI,并未给出明确的答案。基于此,本文从排污权交易机制出发,重点考察其对中国企业 OFDI 倾向和 OFDI 强度的影响及其多种异质性,并且强调排污权交易机制作为一种市场型环境规制手段,能够有效激发企业技术创新,减少污染物排放水平,而企业通过“走出去”建立海外子公司,可以获得逆向溢出效应,吸收东道国先进技术,进一步提升母公司的创新能力。

### 三、排污权交易机制与中国企业 OFDI 的典型化事实

#### (一) 数据来源

本文选取 2000—2018 年沪深 A 股上市公司作为样本,其中企业 OFDI 数据来自国泰安( CSMAR) 海外直接投资数据库。该数据库提供了上市公司海外关联公司的具体情况,包括海外关联公司的注册地、注册资本、与母公司关联关系、上市公司控股比例等信息。本文参照刘莉亚等<sup>[23]</sup>的做法,若关联关系为“上市公司的子公司”“上市公司的合营企业”或“上市公司的联营企业”,关联方注册地在中国大陆以外,且控股比例超过 10%,则视为上市公司进行了 OFDI。

本文的被解释变量为 OFDI 倾向( *ofdi*) 和 OFDI 强度( *ofdinum*)。其中, OFDI 倾向用企业是否进行对外直接投资( *ofdi*) 来表示,若企业在当年的海外子公司数大于 0,则视为进行了对外直接投资,赋值为 1,反之赋值为 0。 OFDI 强度参照宗芳宇等<sup>[24]</sup>的做法,选用企业每年的海外子公司数( *ofdinum*) 来衡量。为了保证样本的稳定性和有效性,剔除营业利润率小于零、资本密集度小于零的企业,剔除连续亏损的企业( ST 和\* ST 企业),并剔除金融类企业。经过上述处理,本文最终得到 39 850 个企业-年份维度的观测值,其中 11 367 个企业-年份维度的 OFDI 观测值和 28 483 个非 OFDI 观测值。

#### (二) 排污权交易机制和企业 OFDI 的地区对比

SO<sub>2</sub> 排污权交易机制的有效实施是研究该政策与企业 OFDI 关系的前提条件。为此,本文首先检验排污权交易机制是否有效减少了 SO<sub>2</sub> 排放。图 1 展示了政策实施前后各地区 SO<sub>2</sub> 排放量的均值变化。可以看出,除了内蒙古、河南、陕西这三个试点省份的 SO<sub>2</sub> 排放量不降反升外,其余试点地区( 江苏、天津、浙江、河北、山西、重庆、湖北、湖南、山东、上海) 在政策实施后,其 SO<sub>2</sub> 排放量均出现了一定程度的下降,这表明排污权交易机制具有一定的减排效果。同时,从图 1 中还可以看出,排污权交易试点地区一般是污染较为严重的地区,说明排污权交易机制的实施具有一定的地区针对性。

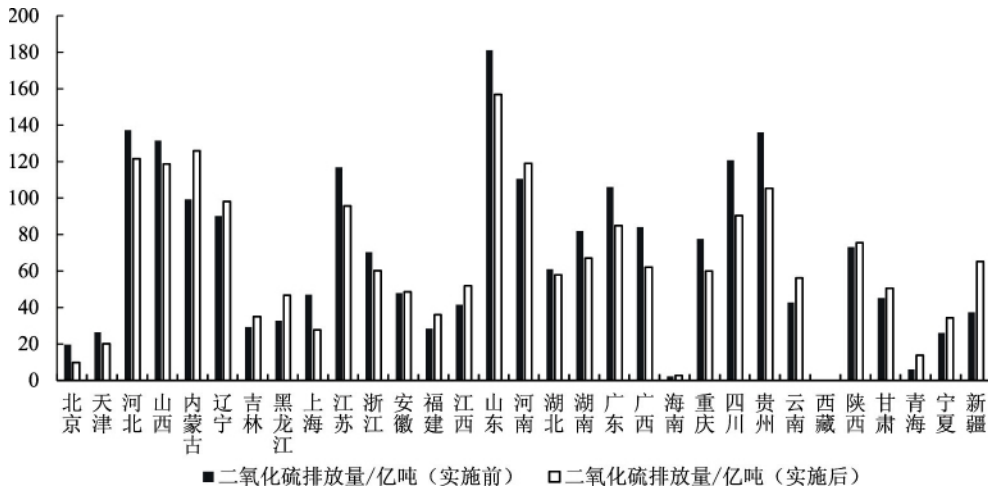


图1 政策实施前后 SO<sub>2</sub> 排放量对比

为了观测排污权交易机制与中国企业 OFDI 强度之间的关系,本文绘制了政策实施前后试点地区年均海外子公司数的对比图。如图 2 所示,在政策实施之前,试点地区年均海外子公司数集中于 1~2,而在政策实施后上升为 2~4,年均海外子公司数更多,OFDI 强度更高,由此初步推断排污权交易机制的实施与 OFDI 具有一定的正向关系。

(三) 排污权交易机制与 OFDI 关系初探

为了进一步呈现排污权交易机制与中国企业 OFDI 之间的相关关系,本文以 SO<sub>2</sub> 排放量作为排污权交易机制的代理变量,绘制 SO<sub>2</sub> 排放量与海外子公司数之间的相关性散点图。如图 3(a) 所示,海外子公司数与 SO<sub>2</sub> 排放量呈现明显的负相关关系。排污权交易机制的实施能够降低 SO<sub>2</sub> 的排放量<sup>[11]</sup>,而 SO<sub>2</sub> 排放量与海外子公司数呈负向关系,故可以初步推断,排污权交易机制的实施与中国企业 OFDI 之间呈现出正向关系。本文还绘制了试点地区和非试点地区年均海外子公司数的核密度函数图,如图 3(b) 所示:年均海外子公司数主要集中在 0~2 之间,并且在此区间内,试点地区的 OFDI 强度明显高于非试点地区;当年均海外子公司数集中于

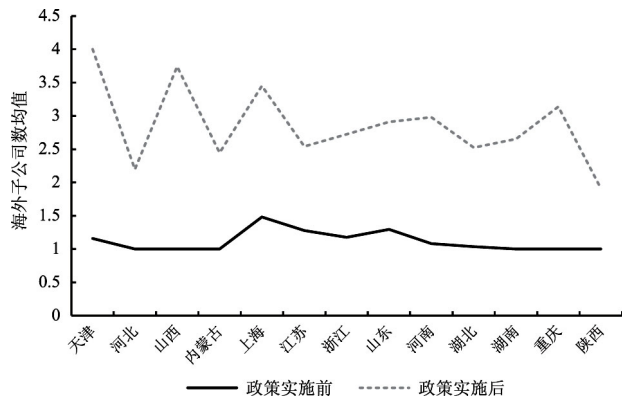
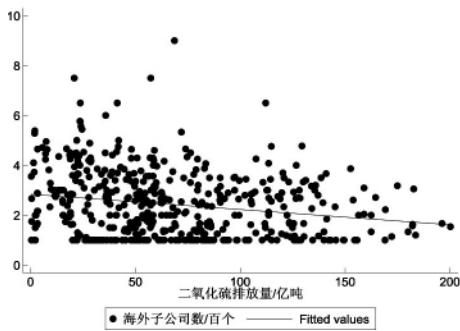
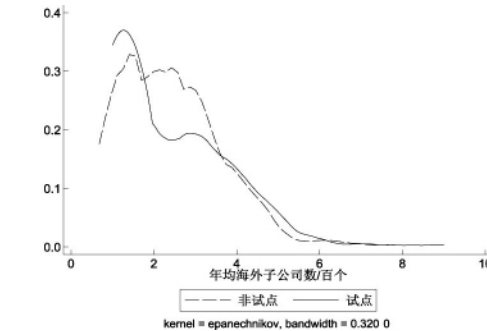


图2 年均海外子公司数地区对比



(a) 排污权交易机制与 OFDI 的相关性



(b) 年均海外子公司数的核密度函数

图3 排污权交易机制与 OFDI 的相关性以及核密度

2~4 之间时,试点地区的 OFDI 强度低于非试点地区,潜在的原因在于此部分地区正处于海外市场的扩张阶段,排污权交易机制的实施能够提高该部分企业的全要素生产率<sup>[11]</sup>,从而产生技术溢出效应,抵消排污权交易机制对企业的负面冲击;当年均海外子公司数达到 4 以后,试点地区企业年均海外子公司数高于非试点地区,再次表明排污权交易机制有可能驱动中国企业 OFDI 的增加。当然,这一因果关系是否成立,尚需下文更为严谨的实证检验。

#### 四、排污权交易机制对中国企业 OFDI 的影响检验

##### (一) 模型构建

本文在基准回归中,主要考察排污权交易机制对中国企业 OFDI 倾向与强度的影响。一方面,排污权交易机制可视为外生政策冲击,为本文提供了一个准自然实验;另一方面,我国在 2002 年对山东、山西、江苏、河南、上海和天津等 6 个地区实施排污权交易机制之后,又在 2007 年进一步选取了江苏、天津、浙江、河北、山西、重庆、湖北、陕西、内蒙古、湖南、河南等 11 个省份作为试点地区。因此,这符合多期双重差分模型的建立特征。由于不同省份排污权交易机制实施的时间不同,因此在上述分组的基础上,本文构造多期双重差分模型如下:

$$ofdi_{ijk}(ofdinum_{ijk}) = \beta_0 + \beta_1 Policy_{it} + \gamma Controls + \mu_j + \delta_t + \lambda_i + \varepsilon_{ijk} \quad (1)$$

其中,下标  $i$  表示省份  $t$  为年份  $j$  为行业  $k$  为企业。核心解释变量  $Policy_{it}$  为排污权交易机制实施前后与政策是否实施这两项虚拟变量的交乘项,若企业所在省份  $i$  在时间  $t$  实施了排污权交易机制,则  $Policy_{it}$  取值为 1,否则取值为 0,它可以衡量样本企业是否受到了排污权交易机制的政策冲击。 $Controls$  代表控制变量; $\mu_j$  为行业固定效应,用以控制所有不随时间变化的行业特征; $\delta_t$  为年份固定效应,用以控制所有省份共有的时间因素; $\lambda_i$  为省份固定效应,用于捕捉所有不随时间变化的省份层面特征; $\varepsilon_{ijk}$  为随机扰动项。

本文选取的控制变量包括企业和省份两个层面。企业层面的控制变量包括:(1) 企业全要素生产率( $TFP$ )。根据异质性企业理论,生产率高的企业更倾向于对外直接投资<sup>[25]</sup>,本文使用 LP 方法<sup>[26]</sup>对  $TFP$  加以测算。(2) 企业规模( $Size$ )。企业规模是影响对外直接投资的重要变量,通常来讲,规模较大企业的资产更为充足,投资更具优势,为此本文采用企业资产总额的对数形式来衡量。(3) 企业年龄( $Age$ )。考虑到企业的经营和投资能力往往随着年龄的增长而提高,故本文纳入该控制变量,并使用观测年份减去成立年份的对数来衡量。(4) 资产负债率( $Lev$ )。本文采用期末资产与期末负债之比(即资产负债率的倒数)来衡量该指标。其反映了企业的偿债能力,偿债能力下降会增加企业的融资成本,不利于企业对外直接投资<sup>[23]</sup>。(5) 营业利润率( $ROS$ )。本文采用营业利润除以营业收入来衡量企业的盈利能力。企业盈利能力越强,其融资约束程度越低,企业化解环境治理压力的能力也就越强。(6) 净资产收益率( $ROE$ )。本文采用净利润占股东权益平均余额的比例表示净资产收益率,以反映企业的经营绩效。企业经营绩效越高,企业在国内经营的概率越大,对外直接投资的概率越小。(7) 研发水平( $IA$ )。企业研发能力越强,其化解治污压力的速度越快,对企业对外直接投资的影响可能越小。为此,本文借鉴刘晓光和刘元春<sup>[27]</sup>的做法,采用无形资产占比衡量企业研发水平。(8) 资本密集度( $Cap$ )。从理论上讲,资本密集度与对外直接投资之间可能存在一定的正向关系,但是囿于对外直接投资较高的进入成本,二者之间的关系并不确定。为此,本文使用总资产占营业收入的比例来衡量。省份层面的控制变量则选取:(1) 地区经济发展程度( $\ln GDP$ )。一般来讲,地区经济发展水平越高,其污染程度越严重,越容易成为排污权交易机制的试点地区。对此,本文使用地区 GDP 的对数来表示。(2) 对外开放度( $Open$ )。考虑到地区对外开放程度越高,企业对外投资越积极,故采用外商直接投资额( $FDI$ )的对数值表示对外开放度。(3) 地区经济结构( $Second$ )。该指标反映了地区工业化程度,而地区工业化程度与环境污染以及对外投资均有一定的相关性,对此本文采用第二产业占 GDP 的比值来表示。其中,上市公司财务数据来自国泰安数据库,省份层面的数据来源于《中国统计年鉴》和《中国环境年鉴》。

上述变量的描述性统计见表1。为了检验各解释变量之间是否存在相关性,本文对主要变量进行了 Pearson 相关系数检验,结果显示,各变量相关系数的绝对值均小于 0.6,同时 VIF 检验结果也表明,各变量的 VIF 值均小于 5,因此各解释变量之间不存在严重的多重共线性。

(二) 基准回归结果

为了解决异方差和序列相关问题,本文对所有稳健标准误在省份层面进行聚类调整,基准回归结果见表2。其中,第(1)列和第(4)列仅加入了 Policy 变量;考虑到企业异质性,第(2)列和第(5)列加入了企业层面的控制变量;为了更好地控制各省特征,第(3)列和第(6)列加入了省份层面的控制变量。第(1)列至第(3)列采用企业 OFDI 倾向作为被解释变量,第(4)列至第(6)列则采用企业 OFDI 强度作为被解释变量。基准模型中均控制了省份、行业和时间固定效应。

当被解释变量为企业 OFDI 倾向时,本文借鉴宗芳宇等<sup>[24]</sup>的做法,选择固定效应二值 Logit 模型进行回归,回归系数结果均为边际效应。根据表2的基准回归结果,核心解释变量 Policy 在加入各类控制变量的过程中,其系数始终为正,不仅稳定在 0.092~0.096 的水平,而且均通过了 1% 水平的显著性检验,说明排污权交易机制的实施能够显著增加中国企业的 OFDI 倾向。

与之相类似,当被解释变量为企业 OFDI 强度时,考虑到企业当年海外子公司数为非负整数,且方差较大,存在过度分散的特性,故采用负二项回归方法。可以发现,核心解释变量 Policy 在加入各类控制变量的过程中,其系数同样始终为正,均稳定在 0.221~0.229 的水平,且在 1% 的水平上高度显著,这说明排污权交易机制的实施能够显著增加企业 OFDI 强度。究其原因,主要是排污权交易机

表 1 变量的描述性统计

变量	说明	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>ofdi</i>	企业是否进行对外直接投资	39 850	0.285	0.452	0	1
<i>ofdinum</i>	同年母公司投资的海外子公司数的对数	11 367	1.199	0.630	0.693	4.575
<i>Policy</i>	排污权交易机制是否实施	39 850	0.446	0.497	0	1
<i>TFP</i>	企业全要素生产率	39 705	4.349	0.923	-15.525	7.964
<i>Size</i>	企业资产总额的对数	39 850	21.818	1.469	0.000	30.952
<i>Age</i>	企业上市年限	39 831	2.683	0.458	0	4.159
<i>Lev</i>	资产负债率	27 848	0.509	1.406	-0.195	124.022
<i>ROS</i>	企业营业利润率	39 704	0.288	0.190	0	1.154
<i>ROE</i>	企业净资产收益率	27 533	0.065	0.571	-60.153	21.348
<i>IA</i>	无形资产占比	27 848	0.044	0.064	0	0.895
<i>Cap</i>	资本密集度	39 728	12.442	1.218	0.057	19.639
<i>lnGDP</i>	分省 GDP 的对数	39 850	9.845	1.050	4.775	11.485
<i>Open</i>	分省外商投资额的对数	39 850	7.107	1.529	1.461	9.865
<i>Second</i>	第二产业占 GDP 的比例	39 850	44.659	8.945	18.630	61.500

表 2 基准回归结果

变量	<i>ofdi</i>			<i>ofdinum</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Policy</i>	0.095 *** (4.527)	0.096 *** (4.251)	0.092 *** (4.267)	0.226 *** (2.887)	0.221 *** (4.553)	0.229 *** (4.583)
<i>TFP</i>		0.107 *** (14.572)	0.099 *** (13.727)		0.166 *** (15.129)	0.162 *** (13.833)
<i>Size</i>		0.002 (0.062)	0.003 (0.118)		0.039 (0.877)	0.039 (0.879)
<i>Age</i>		0.114 *** (3.679)	0.119 *** (3.822)		0.146 *** (3.691)	0.143 *** (3.620)
<i>Lev</i>		0.067 (1.458)	0.123 *** (2.808)		0.291 *** (4.386)	0.318 *** (4.971)
<i>ROS</i>		0.008 (1.087)	0.002 (0.295)		0.003 (0.163)	-0.002 (-0.089)
<i>ROE</i>		0.045 (0.608)	0.064 (0.878)		0.261 (1.522)	0.269 (1.563)
<i>IA</i>		-0.017 *** (-3.573)	-0.015 *** (-3.456)		-0.019 ** (-2.125)	-0.016* (-1.886)
<i>Cap</i>		0.064 (0.886)	0.036 *** (3.379)		0.270 (1.568)	0.020 (1.274)
<i>lnGDP</i>			0.092 (0.983)			0.222 (1.243)
<i>Open</i>			-0.010 (-0.458)			-0.009 (-0.282)
<i>Second</i>			0.001 (0.571)			-0.008* (-1.920)
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	38 639	26 509	26 509	11 367	11 300	11 300

注: 括号内为回归系数的 z 统计量,\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著性水平; 模型选用省份层面的聚类稳健标准误。

制的实施不仅对企业的污染治理技术提出了更高的要求,有可能驱动企业不得不加大研发创新,而且也增加了企业的治污成本,有可能缩减企业利润。二者在驱动企业 OFDI 的过程中究竟孰主孰次,尚需下文进一步检验。

同时,控制变量的结果还表明:企业生产率(*TFP*)与中国企业 OFDI 倾向和 OFDI 强度在 1% 的水平上显著正相关,即全要素生产率的提高能够推动企业进行对外直接投资,与 Helpman *et al.* [25] 的研究保持一致;企业年龄(*Age*)与企业 OFDI 倾向和强度均显著正相关,即越成熟的企业,越倾向于进行更大规模的对外直接投资;资产负债率(*Lev*)与企业 OFDI 倾向和强度同样呈显著正相关,即企业偿债能力越强,越倾向于进行 OFDI;研发水平(*IA*)与企业 OFDI 倾向和强度均呈显著负相关,即创新能力强的企业更容易化解环境治理带来的外部压力,“走出去”的压力更小;资本密集度(*Cap*)与企业 OFDI 倾向呈显著正相关,即单位利润少的企业更倾向于选择对外直接投资。

### (三) 稳健性检验

为了检验基准回归结果的可靠性,本文采取了以下六种方法进行稳健性检验。

#### 1. 平行趋势检验

采用双重差分法的一个重要前提假设是,在政策实施之前,实验组和控制组的变化趋势应当是一致的。因此,本文借助 Beck *et al.* [28] 的方法,对实验组和控制组的变化趋势作进一步考察。回归方程的设定形式如下:

$$ofdi_{ijk}(ofdinum_{ijk}) = \beta_0 + \sum_{t_1=-2}^{+2} \beta_1 Policy_{it+t_1} + \gamma Controls + \mu_j + \delta_t + \lambda_i + \varepsilon_{ijk} \quad (2)$$

其中  $Policy_{it+t_1}$  为年份前置或者后置的交乘项,其他变量与基准回归模型一致。图 4 检验了排污权交易机制实施之前 2 年到实施后 2 年的趋势变化,其中图 4(a) 和图 4(b) 分别汇报了当被解释变量为中国企业 OFDI 倾向和 OFDI 强度时的平行趋势。可以看出:在政策实施的前两年,所有系数均不显著,这表明在排污权交易机制实施之前,实验组和控制组之间的变化趋势是一致的,不存在显著差异;而在政策实施之后,相较于控制组,实验组的对外投资趋势开始出现显著变化。因此,本文的样本选择符合多期双重差分法平行趋势假设。

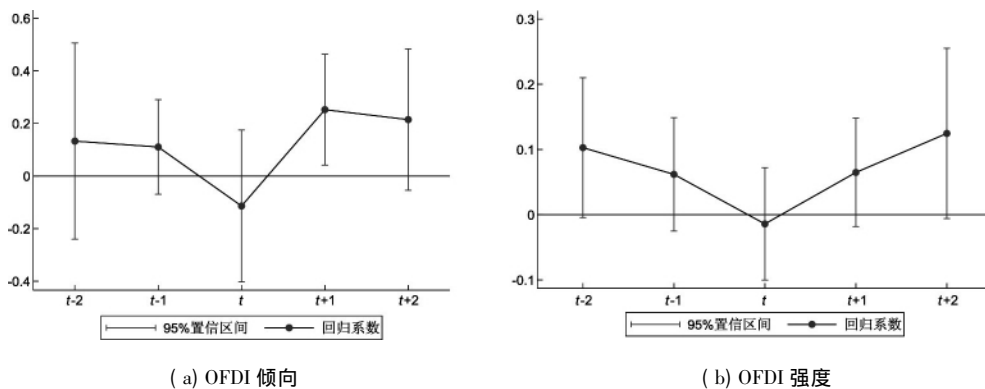


图 4 平行趋势检验结果

#### 2. 安慰剂检验: 随机抽取实验组

为了检验排污权交易机制对企业 OFDI 的促进作用是否受未观测样本因素的影响,本文借鉴周茂等 [29] 的做法,通过从样本中随机抽取排污权交易机制试点地区,对本文的主要结果进行安慰剂检验。根据回归方程(1)  $Policy_{it}$  系数的估计值为  $\hat{\beta}$ , 其具体表达式为:

$$\hat{\beta} = \beta + \theta \frac{\text{cov}(Policy_{it}, \varepsilon_{ijk} | Controls)}{\text{var}(Policy_{it} | Controls)} \quad (3)$$

由于排污权交易机制分别在 2002 年和 2007 年实施,本文据此在 2000—2018 年样本期的 19 个年份中随机抽取两个年份作为其政策时间,将由此得到的实验组设定为伪实验组,并将其余样本设定为控制组,从而构建一个安慰剂检验的交乘项  $Policy_u^{false}$ 。由于伪实验组是随机生成的,因此安慰剂检验的交乘项不会对相应的被解释变量产生实际的影响(即意味着  $\beta = 0$ ),也就是说,如果不存在显著的遗漏变量偏误,安慰剂检验的回归系数不会显著异于零点。同时,为了减少其他小概率事件对估计结果的干扰,本文将此随机过程重复 1 000 次并进行回归分析。图 5(a) 展示的是排污权交易机制对企业 OFDI 倾向的 1 000 个  $\hat{\beta}^{random}$  的分布,虚线表示基准回归的系数估计值。经过随机化处理后  $\hat{\beta}^{random}$  的平均值为 -0.000 6,与基准回归结果(*ofdi* 的系数估计值为 0.092)相比,与 0 相差无异,且不显著。图中 1 000 次随机化处理得到的  $\hat{\beta}^{random}$  大部分集中于 0 附近,可以反推出  $\theta = 0$ ,由此证明未观测的省份特征几乎不会对基准回归结果产生影响,基准回归结果是稳健的。同理,图 5(b) 为排污权交易机制对企业 OFDI 强度的 1 000 个  $\hat{\beta}^{random}$  估计值的分布。经过随机化处理后  $\hat{\beta}^{random}$  的平均值为 -0.000 024,与基准回归结果(*ofdinum* 的系数估计值为 0.229)有显著性区别,且不能拒绝估计系数等于 0 的原假设,所以政策冲击对企业 OFDI 强度的基准估计结果也具有稳健性。

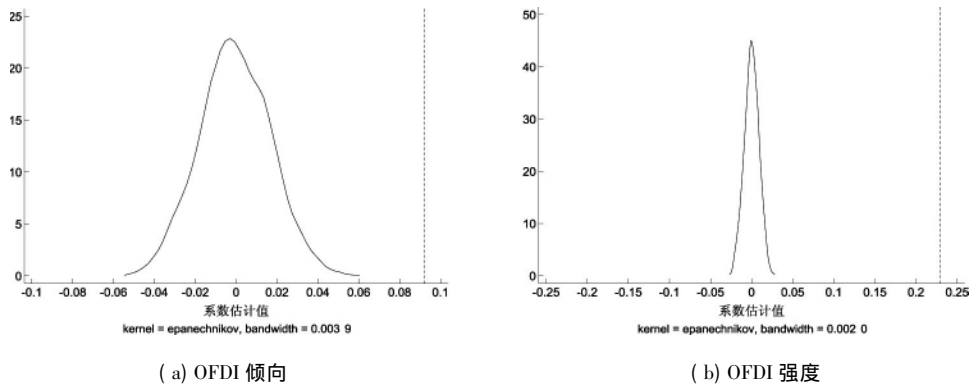


图 5 安慰剂检验:随机抽取实验组

### 3. 倍差法嵌套工具变量

排污权交易机制的试点地区并非随机选择而成,仍然可能受到同时期其他潜在因素的影响。为了解决政策的内生性问题,本文使用倍差法嵌套工具变量来进行稳健性检验。本文依据吕越等<sup>[30]</sup>的做法,使用核心解释变量 *Policy* 的滞后一期作为工具变量。由于内生变量与其滞后项存在相关性,且滞后的核心解释变量已经产生影响,有可能与当期的随机扰动项不相关,因此满足工具变量的选取标准。表 3 报告了使用工具变量法的回归结果。Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量结果(6 312.954 和 500.430)均大于 10% 显著性水平上的临界值(16.38),拒绝了工具变量弱识别的原假设。可见,本文所选取的工具变量具有一定的合理性,且在使用工具变量后,核心解释变量系数的符号和显著性均未发生改变,证实了基准回归结果的稳健性。

### 4. Heckman 两步法

考虑到本文样本中包含非 OFDI 企业,被解释变量存在大量零值,若仅采用固定效应模型回归,

表 3 倍差法嵌套工具变量

变量	<i>ofdi</i>		<i>ofdinum</i>	
	一阶段 (1)	二阶段 (2)	一阶段 (3)	二阶段 (4)
<i>L. Policy</i>	0.714 *** (207.045)		0.642 *** (126.886)	
<i>Policy</i>		0.091 *** (4.632)		0.273 *** (3.634)
控制变量	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
Observations	24 659	24 659	10 528	10 528
弱工具变量检验				
Kleibergen-Paap	6 312.954 ***		500.430 ***	
Wald rk F 统计量				

注:括号内为回归系数的 z 统计量,\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著性水平;模型选用省份层面的聚类稳健标准误。



有可能产生样本选择性偏误,故本文选用 Heckman 选择模型进行稳健性检验。具体思路为:首先,对企业 OFDI 倾向进行第一阶段的 Probit 估计,并加入 OFDI 倾向的滞后一期作为控制变量,由此提取逆米尔斯比率( $\lambda$ );然后将  $\lambda$  作为控制变量纳入第二阶段以企业 OFDI 强度为被解释变量的估计方程。表 4 的第(1)列和第(2)列汇报了 Heckman 两步法的回归结果。由第(1)列可知,在选择模型中,核心解释变量 *Policy* 的系数为正,并在 1% 的水平上显著,这表明排污权交易机制促进了企业 OFDI 倾向。由第(2)列可知,在企业 OFDI 强度模型中,核心解释变量系数估计值的符号与基准回归结果一致,并在 1% 的水平下高度显著,进一步证明了基准回归结果的稳健性。

#### 5. 缩小样本范围

由于 SO<sub>2</sub> 的排放行业主要集中在采矿、制造和电力行业,而排污权交易机制主要对排放 SO<sub>2</sub> 的企业产生约束,因此选用所有 A 股上市公司作为样本可能会产生偏差。为此,本文将样本范围缩小至仅包含 SO<sub>2</sub> 排放行业的样本进行实证检验。如表 4 的第(3)列和第(4)列所示,样本范围改变后的结果与基准回归结果保持一致,再次证实了基准回归结果的可信性。

#### 6. 普通 DID

本文还采用普通双重差分方法,分别对 2002 年和 2007 年实施的排污权交易机制进行检验,其估计结果见表 5 的前两列和后两列。一方面,普通 DID 回归结果与多期 DID 的回归结果基本保持一致,证实了基准回归结果的稳健性;另一方面,对比二者的回归系数及其显著性可以发现,采用多期 DID 时的系数显著性更高,同时 2002 年试点政策对中国企业 OFDI 倾向的影响更大,2007 年试点政策对企业 OFDI 强度的影响更大。

表 4 Heckman 两步法和缩小样本范围的回归结果

变量	Heckman 两步法		缩小样本范围	
	<i>ofdi</i>	<i>ofdinum</i>	<i>ofdi</i>	<i>ofdinum</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Policy</i>	0.020 *** (3.375)	0.136 *** (2.783)	0.081 *** (3.807)	0.275 *** (5.215)
<i>L. ofdi</i>	0.357 *** (84.764)			
<i>lambda</i>		-0.168 *** (-19.541)		
控制变量	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
Observations	23 889	10 523	17 459	7 839

注:括号内为回归系数的  $z$  统计量,\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著性水平;模型选用省份层面的聚类稳健标准误。

#### (四) 异质性检验

考虑到企业异质性、地区异质性和东道国异质性都有可能对基准回归结果产生影响,本文在企业层面区分了企业所有制类型,在地区层面区分了地区污染程度,在东道国层面区分了环境规制程度,其异质性检验结果见表 6。

##### 1. 企业所有制类型

为了检验企业所有制对排污权交易机制投资效应的影响,本文将企业所有制类型虚拟变量 (*Ownership*) 纳入模型,并将其与 *Policy* 相乘建立三重差分交乘项,考察排污权交易机制对不同所有制类型企业 OFDI 的影响。其中,若企业属于国有企业,则 *Ownership* 取值为 0,反之取值为 1。表 6 第(1)列和第(2)列的估计结果显示,*Policy* · *Ownership* 的系数分别在 10% 和 1% 的水平上显著为正,

表 5 普通 DID 的估计结果

变量	以 2002 年作为政策冲击		以 2007 年作为政策冲击	
	<i>ofdi</i>	<i>ofdinum</i>	<i>ofdi</i>	<i>ofdinum</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Policy02</i>	0.098 ** (2.242)	0.182 *** (5.152)		
<i>Policy07</i>			0.086 *** (3.326)	0.238 *** (3.739)
控制变量	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
Observations	26 509	11 300	26 509	11 300

注:括号内为回归系数的  $z$  统计量,\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著性水平;模型选用省份层面的聚类稳健标准误。

这表明与国有企业相比,非国有企业对排污权交易机制的 OFDI 促进效应更加敏感。可能的原因在于,不同所有制企业面对排污权交易机制所带来的成本有着不同的负担能力。国有企业更容易通过其他融资方式来缓解因排污权交易机制实施而产生的额外成本压力<sup>[31]</sup>,所以排污权交易机制对其 OFDI 的促进作用更小;非国有企业囿于融资渠道有限,对排污权交易机制带来的额外成本更加敏感,为了保证自身利润最大化,既有更强的动力将其资本迁移至国外,同时为降低其生产成本,也有更强的动力进行技术创新,同样刺激了“走出去”行为的发生。

2. 地区污染程度

为了检验地区污染程度对排污权交易机制投资效应的影响,本文以各省煤炭消费量作为依据,对不同污染程度的样本进行划分,将煤炭消费水平高于中位数的省份划分为重污染地区样本, *Pollutype* 取值为 1,反之则为轻污染地区, *Pollutype* 取值为 0。然后将 *Pollutype* 与 *Policy* 相乘建立三重差分交互项并纳入模型,估计结果见表 6 的第(3)列和第(4)列。可以看出, *Policy · Pollutype* 的系数估计值显著为负,这表明与重污染地区相比,处于轻污染地区的企业对排污权交易机制的 OFDI 促进效应更加敏感。可能的原因在于,一个地区的污染程度在某种程度上反映了该地区排污权交易机制的实施强度和约束效果。与重污染地区相比,轻污染地区的环境管控力度更大,排污权交易机制的约束效果也更强。对这些地区的企业来说,一方面环保成本更高,故排污权交易机制对轻污染地区企业的经营绩效冲击更强;另一方面治污压力更大,对提高技术研发水平和清洁技术的渴求也强于重污染地区企业。此时,企业不仅通过改进生产技术来减缓其治污压力,由此提升了企业生产率,促进了企业 OFDI,而且会向海外市场寻求先进技术来满足其对清洁技术的需求。在“创新效应”和“利润效应”的双重驱动下,轻度污染地区企业选择 OFDI 的概率更大,强度更高。

3. 东道国环境规制程度

为了检验东道国环境规制程度对排污权交易机制投资效应的影响,本文以 EPI 指数作为依据,对东道国环境规制程度进行衡量。该指数由世界经济论坛(WEF)、耶鲁大学环境法律与政策研究中心、哥伦比亚大学国际地球科学信息网络中心联合发布。根据不同年份的 EPI 指数中位数水平,将 EPI 指数高于中位数的划分为环境规制严格国家, *Epitype* 取值为 1,反之为环境管制宽松国家, *Epitype* 取值为 0。利用 *Epitype* 与 *Policy* 建立三重差分交互项再纳入模型,回归结果见表 6 的第(5)列和第(6)列。可以看出, *Policy · Epitype* 的估计系数显著为正,这说明排污权交易机制使得企业更倾向于选择环境规制严格的国家进行投资。可能的原因在于,环境规制严格的国家清洁技术更为先进,基于技术寻求动机,企业为满足母国国内的排污标准,会通过 OFDI 学习东道国先进的治污技术。

表 6 企业、地区和东道国异质性检验

变量	企业所有权异质性		地区污染程度异质性		东道国环境规制异质性	
	<i>ofdi</i> (1)	<i>ofdinum</i> (2)	<i>ofdi</i> (3)	<i>ofdinum</i> (4)	<i>ofdi</i> (5)	<i>ofdinum</i> (6)
<i>Policy</i>	0.048* (1.809)	0.152** (2.080)	0.096*** (3.575)	0.280*** (6.507)	0.076*** (3.752)	0.403*** (4.573)
<i>Policy · Ownership</i>	0.019* (1.791)	0.089*** (2.621)				
<i>Ownership</i>	0.063*** (5.756)	0.063*** (3.519)				
<i>Policy · Pollutype</i>			-0.008* (-1.821)	-0.076*** (-5.648)		
<i>Pollutype</i>			-0.030* (-1.809)	0.053*** (4.708)		
<i>Policy · Epitype</i>					0.162*** (11.610)	0.019* (1.952)
<i>Epitype</i>						0.160*** (14.373)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	21 508	10 668	26 509	11 300	43 378	28 138

注:括号内为回归系数的 z 统计量,\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著性水平;模型选用省份层面的聚类稳健标准误。

## 五、机制分析

### (一) 传导机制分析

从理论上来看,排污权交易机制对企业对外直接投资的影响主要来自“利润效应”和“创新效应”两方面。一方面,在排污权交易机制实施之后,企业需要扩大其环保投资规模以提高污染减排能力,并根据排污量向环保部门缴纳排污费用,因此排污权交易机制会增加企业环境治理成本,增加企业负担,从而导致利润缩减,驱动资本外迁。另一方面,环境规制会影响企业的技术研发。排污权交易制度作为一种环境治理压力,会增加企业的环境治理成本。对此,企业作为利润最大化的追求者,会通过不断改进生产技术来降低生产成本和治污成本,而企业的创新能力则成为在环境规制约束下企业进行 OFDI 的主要驱动力<sup>[32]</sup>。与此同时,我国企业 OFDI 的目的之一就是寻求发达国家先进的技术<sup>[33]</sup>,而排污权交易机制会增加企业对清洁技术的渴望,因此企业会基于技术寻求动机进行 OFDI,获取先进的治污技术。鉴于此,本文认为排污权交易机制会通过两个主要的渠道影响企业 OFDI,具体来说包括“利润效应”和“创新效应”。接下来,将针对这两个机制展开详细的实证检验。

基于此,本文选取净利润和研发投入作为“利润效应”与“创新效应”的代理变量进行中介效应检验。中介效应模型将核心解释变量  $Policy$  对被解释变量的影响分解为  $Policy$  对被解释变量的直接影响和  $Policy$  通过中介变量  $M_{ijk}$  对被解释变量产生的间接影响。其中,中介变量  $M_{ijk}$  解释了  $Policy$  对被解释变量产生间接作用的内部传导机制。中介模型的具体分解依次对应方程(4)和方程(5):

$$M_{ijk} = b_0 + b_1 Policy_{it} + \gamma Controls + \mu_j + \delta_t + \lambda_i + \varepsilon_{ijk} \quad (4)$$

$$ofdi_{ijk}(ofdinum_{ijk}) = c_0 + c_1 Policy_{it} + c_2 M_{ijk} + \gamma Controls + \mu_j + \delta_t + \lambda_i + \varepsilon_{ijk} \quad (5)$$

其中,  $M_{ijk}$  表示中介变量净利润和研发投入,其他变量与基准回归方程保持一致。首先,运用基准方程(1)进行回归分析,考察不加入中介变量的情况下,排污权交易机制对企业 OFDI 的影响,如果系数  $\beta_1$  显著,则意味着排污权交易机制对企业 OFDI 的总效应存在,反之则停止分析;其次,运用方程(4)考察排污权交易机制对中介变量的影响;再次,基于方程(5)考察在方程(1)的基础上加入中介变量后的回归结果,如果方程(4)的系数  $b_1$  和方程(5)的系数  $c_2$  都显著,意味着中介效应存在,此时观察  $c_1$  的系数,若  $c_1$  不显著,说明中介变量起到了完全中介作用,若  $c_1$  显著,说明中介变量起到了部分中介效应;最后,若方程(4)的系数  $b_1$  和方程(5)的系数  $c_2$  至少有一个不显著,则通过 Sobel 检验来判定是否存在中介效应。

表7的估计结果显示,当中介变量为净利润( $netprofit$ )时,无论被解释变量是  $ofdi$  还是  $ofdinum$ ,系数  $b_1$  和  $c_2$  均显著,两者的乘积与  $c_1$  的正负同号,且  $c_1$  的系数显著,说明存在部分中介效应。由表7第(1)列可知,  $Policy$  对企业净利润的影响系数为  $-0.057$ ,且在10%的水平上显著,这说明排污权交易机制的实施导致企业净利润减少,抑制了企业国内生产的积极性,促进了企业 OFDI。与之相类似,当中介变量为企业研发投入

表7 传导机制分析

变量	净利润的中介作用			研发投入的中介作用		
	$netprofit$ (1)	$ofdi$ (2)	$ofdinum$ (3)	$rd$ (4)	$ofdi$ (5)	$ofdinum$ (6)
$Policy$	-0.057* (-1.854)	0.070*** (3.613)	0.185*** (3.817)	0.886* (1.801)	0.067*** (3.589)	0.184*** (3.486)
$netprofit$		-0.024*** (-3.006)	-0.065** (-2.426)			
$rd$					0.005*** (4.244)	0.006*** (2.679)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	27 359	26 509	11 300	27 359	26 509	11 300

注:括号内为回归系数的  $z$  统计量,\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著性水平;模型选用省份层面的聚类稳健标准误。

( $rd$ )时,无论被解释变量是  $ofdi$  还是  $ofdinum$ ,系数  $b_1$  和  $c_2$  均显著,两者的乘积与  $c_1$  的正负同号,且  $c_1$  的系数显著,说明亦存在部分中介效应。由表7第(4)列可知,  $Policy$  对企业研发投入的影响系数

为 0.886,不仅在 10% 的水平上显著,而且其系数大于对净利润的影响系数绝对值。究其原因,排污权交易机制促进企业研发创新的根源在于企业对清洁技术的渴求:一方面,企业会增加研发投入,增强自身研发能力,最终提高企业的生产率水平,而生产率越高的企业进行 OFDI 的倾向和强度就越大;另一方面,企业会通过向海外市场寻求先进技术来满足其对清洁技术的需求,使得企业 OFDI 的倾向和强度得到进一步扩大。

由基准回归结果可知,排污权交易机制对 *ofdi* 影响的总效应为 0.092,对 *ofdinum* 影响的总效应为 0.229。中介效应的测算结果表明:净利润对 *ofdi* 的中介效应大小为 0.0014 ( $b_1 \times c_2$ ),占比 1.48%,对 *ofdinum* 的中介效应大小为 0.0037,占比 1.62%;研发投入对 *ofdi* 的中介效应大小为 0.0044,占比 4.82%,对 *ofdinum* 的中介效应大小为 0.0053,占比 2.32%。在两种中介效应中,创新效应大于利润效应,即排污权交易对中国企业 OFDI 的促进作用主要是源自创新驱动,其次才是利润驱动。

(二) 调节机制分析

排污权交易机制的有效实施,既取决于环境法律法规的制定数量(立法),也有赖于这些法律法规的执行程度(执法)。一般来说,政府的环境立法和执法力度越大,环保治理效果越好,企业的违法成本就越高,其遵守排污权交易机制的可能性就越大。为了检验环境立法和执法力度对排污权交易机制效应的调节作用,本文分别使用各地区的环保法律法规数(*Law*)和环境行政处罚案件(*Case*)来衡量当地环境立法和执法力度。当解释变量和调节变量都是连续变量时,本文采用层次回归法来检验调节效应(Moderation Effect),其相应计量模型如下:

$$ofdi_{ijk}(ofdinum_{ijk}) = \zeta_0 + \zeta_1 Policy_{it} \cdot Law_{it} + \zeta_2 Policy_{it} + \zeta_3 Law_{it} + \gamma Controls + \mu_j + \delta_t + \lambda_i + \varepsilon_{ijk} \quad (6)$$

$$ofdi_{ijk}(ofdinum_{ijk}) = \zeta_0 + \zeta_1 Policy_{it} \cdot Case_{it} + \zeta_2 Policy_{it} + \zeta_3 Case_{it} + \gamma Controls + \mu_j + \delta_t + \lambda_i + \varepsilon_{ijk} \quad (7)$$

其中,交互项 *Policy* · *Law* 和 *Policy* · *Case* 分别代表调节变量 *Law* 和 *Case* 对 *Policy* 与 *ofdi* (*ofdinum*) 之间关系的调节效应。核心解释变量和调节变量均经过去中心化处理。

表 8 第(1)列和第(2)列的估计结果显示,当被解释变量为中国企业的 OFDI 倾向和 OFDI 强度时,其调节变量的交乘项 *Policy* · *Law* 分别在 10% 和 5% 的水平上显著为正,这说明环保立法在排污权交易机制对中国企业 OFDI 的影响中发挥了显著的正向调节作用,即环保法律法规实施数量越多的省份,排污权交易机制的 OFDI 促进作用就越强。

表 8 第(3)列和第(4)列的估计结果显示,当被解释变量为中国企业的 OFDI 倾向和 OFDI 强度时,其调节变量的交乘项 *Policy* · *Case* 分别在 10% 和 1% 的水平上显著为正,这说明在排污权交易机制的影响作用中,行政处罚案件越多,企业所在地区的环境执法越严格,排污权交易机制对中国企业 OFDI 的促进作用越明显。

六、结论和政策建议

本文以排污权交易机制的实施作为政策冲击构造准自然实验,与已有研究不同,采用多期双重差分法全面评估了排污权交易机制对中国企业 OFDI 的影响、传导机制和调节效应,并得到了如下结

表 8 调节效应分析

变量	环保法律法规的调节作用		行政处罚案件的调节作用	
	<i>ofdi</i> (1)	<i>ofdinum</i> (2)	<i>ofdi</i> (3)	<i>ofdinum</i> (4)
<i>Policy</i>	0.318 ** (2.512)	0.222 *** (5.019)	0.413 *** (3.115)	0.151 *** (3.399)
<i>Policy</i> · <i>Law</i>	0.243 * (1.659)	0.099 ** (1.973)		
<i>Law</i>	-0.208 *** (-2.790)	-0.005 (-0.252)		
<i>Policy</i> · <i>Case</i>			0.012 * (1.886)	0.006 *** (2.698)
<i>Case</i>			-0.010 * (-1.908)	-0.005 *** (-2.784)
控制变量	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
Observations	26 509	11 300	26 509	11 300

注:括号内为回归系数的 *z* 统计量,\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著性水平;模型选用省份层面的聚类稳健标准误。

论:(1) 排污权交易机制的实施显著提高了中国企业的 OFDI 倾向和 OFDI 强度,促进了企业“走出去”。在采用平行趋势检验、安慰剂检验、工具变量法、Heckman 两步法以及改变样本范围、使用普通 DID 等一系列稳健性检验后,这一基本结论依然成立。(2) 基于企业、地区和东道国层面的异质性检验结果表明,与国有企业和重污染地区企业相比,非国有企业和轻污染地区企业更容易受到排污权交易机制的驱动,并且企业倾向于进一步扩大向环境管制严格国家的 OFDI。(3) 采用中介效应模型检验了排污权交易机制对企业 OFDI 的传导机制,发现排污权交易机制会缩减企业的利润规模,降低企业在国内生产积极性,但同时又激励了企业研发创新,从长远来看,最终会使得企业生产率增加,在创新和成本的双重驱动下,企业会增加 OFDI。(4) 调节效应分析还发现,地区环境立法越完善或环境执法力度越强,排污权交易机制对中国企业 OFDI 的促进作用就越明显。

基于此,本文的政策含义是:其一,发挥市场机制作用,实现经济环境双赢。根据本文结论,排污权交易机制作为一种市场型的环境规制措施,能够显著提高企业 OFDI 倾向和 OFDI 强度。在这个过程中,“创新效应”较之“利润效应”发挥了更大的投资驱动效应,这一研究结果充分肯定了中国推进市场化改革的重要方向。因此,政府在制定环保政策时,应充分发挥“看不见的手”的重要作用,以避免环境规制政策的过度实施对经济产生负面影响。其二,加大企业技术补贴,创造良性环保模式。排污权交易机制实施在短期内增加了企业的治污成本,缩减了企业的利润规模,但是企业不仅会明显提高研发积极性,而且会为了以较低成本获取先进污染处理技术而前往环境规制严格的国家寻求清洁技术。为此,政府应当采取差异化管制措施,在企业引进清洁节能技术和加大研发时给予补贴,将外部环保治理压力转化为企业内部技术创新的动力,为企业创造良好的外部环境,也创造良好的环保模式。其三,控制环境立法执法力度,保障排污权交易机制实施。本文的研究结果表明,地区环境立法和执法力度越强,排污权交易机制的投资促进作用越明显,这说明环境监管与适当的行政处罚是排污权交易机制有效实施的重要保障。因此,政府部门应适当加强环境立法和执法力度,充分发挥排污权交易机制对经济发展所产生的正向作用。

#### 参考文献:

- [1]盛丹,张国峰.两控区环境管制与企业全要素生产率增长[J].管理世界,2019(2):24-42+198.
- [2]张晓.中国环境政策的总体评价[J].中国社会科学,1999(3):88-99.
- [3]李斌,詹凯云,胡志高.环境规制与就业真的能实现“双重红利”吗?——基于我国“两控区”政策的实证研究[J].产业经济研究,2019(1):113-126.
- [4]涂正革,湛仁俊.排污权交易机制在中国能否实现波特效应?[J].经济研究,2015(7):160-173.
- [5]王班班,齐绍洲.市场型和命令型政策工具的节能减排技术创新效应——基于中国工业行业专利数据的实证[J].中国工业经济,2016(6):91-108.
- [6]沈坤荣,金刚,方娴.环境规制引起了污染就近转移吗?[J].经济研究,2017(5):44-59.
- [7]PORTER M. America's green strategy[J]. Scientific American,1991,264(4):193-246.
- [8]LIST J A. US county-level determinants of inbound FDI: evidence from a two-step modified count data model[J]. International journal of industrial organization,2001,19(6):953-973.
- [9]DONG B,GONG J,ZHAO X. FDI and environmental regulation: pollution haven or a race to the top?[J]. Journal of regulatory economics,2012,41(2):216-237.
- [10]齐绍洲,林岫,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[J].经济研究,2018(12):129-143.
- [11]任胜钢,郑晶晶,刘东华,等.排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据[J].中国工业经济,2019(5):5-23.
- [12]POPP D,NEWELL R G,JAFFE A B. Energy,the environment,and technological change[R]. NBER working paper,2009,2:873-937.

- [13] COPELAND B R ,TAYLOR M S. North-South trade and the environment [J]. The quarterly journal of economics ,1994 , 109( 3) : 755 - 787.
- [14] JAFFE A B ,PETERSON S R ,PORTNEY P R ,et al. Environmental regulation and the competitiveness of U.S. manufacturing: what does the evidence tell us? [J]. Journal of economic literature ,1995 33( 1) : 132 - 163.
- [15] KHEDER S B ,ZUGRAVU N. Environmental regulation and French firms location abroad: an economic geography model in an international comparative study [J]. Ecological economics 2012 77: 48 - 61.
- [16] HANNA R. OLIVA P. US environmental regulation and FDI: evidence from a panel of US-based multinational firms [J]. American economic journal: applied economics 2010 2( 3) : 158 - 89.
- [17] CHUNG S. Environmental regulation and foreign direct investment: evidence from South Korea [J]. Journal of development economics 2014 ,108: 222 - 236.
- [18] CAI X ,LU Y ,WU M ,et al. Does environmental regulation drive away inbound foreign direct investment? Evidence from a quasi-natural experiment in China [J]. Journal of development economics 2016 ,123: 73 - 85.
- [19] CASON T N ,PLOTT C R. EPA's new emissions trading mechanism: a laboratory evaluation [J]. Journal of environmental economics and management ,1996 30( 2) : 133 - 160.
- [20] ZENG J ,ZHOU M ,PAN Y C ,et al. Policy evaluation on regional emission trade market—a simulation analysis [C]. International conference on management science and management innovation 2015: 491 - 496.
- [21] BEL G ,JOSEPH S. Emission abatement: untangling the impacts of the EU ETS and the economic crisis [J]. Energy economics 2015 49: 531 - 539.
- [22] FÄRE R ,GROSSKOPF S ,PASURKA JR C A. Potential gains from trading bad outputs: the case of U. S. electric power plants [J]. Resource and energy economics 2014 36( 1) : 99 - 112.
- [23] 刘莉亚 ,何彦林 ,王照飞 ,等. 融资约束会影响中国企业对外直接投资吗? ——基于微观视角的理论和实证分析 [J]. 金融研究 2015( 8) : 124 - 140.
- [24] 宗芳宇 ,路江涌 ,武常岐. 双边投资协定、制度环境和企业对外直接投资区位选择 [J]. 经济研究 2012( 5) : 71 - 82 + 146.
- [25] HELPMAN E ,MELITZ M J ,YEAPLE S R. Export versus FDI with heterogeneous firms [J]. American economic review , 2004 94( 1) : 300 - 316.
- [26] LEVINSOHN J ,PETRIN A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables [J]. The review of economic studies 2003 70( 2) : 317 - 341.
- [27] 刘晓光 ,刘元春. 杠杆率、短债长用与企业表现 [J]. 经济研究 2019( 7) : 127 - 141.
- [28] BECK T ,LEVINE R ,LEVKOV A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States [J]. The journal of Finance 2010 65( 5) : 1637 - 1667.
- [29] 周茂 ,陆毅 ,杜艳 ,等. 开发区设立与地区制造业升级 [J]. 中国工业经济 2018( 3) : 62 - 79.
- [30] 吕越 ,陈帅 ,盛斌. 嵌入全球价值链会导致中国制造的“低端锁定”吗? [J]. 管理世界 2018( 8) : 11 - 29.
- [31] 张冬洋. 环境政策如何影响中国企业升级? ——来自“两控区”政策的准自然实验 [J]. 产业经济研究 2020( 5) : 73 - 85.
- [32] 李新春 ,肖宵. 制度逃离还是创新驱动? ——制度约束与民营企业的对外直接投资 [J]. 管理世界 2017( 10) : 99 - 112 + 129 + 188.
- [33] 蒋冠宏 ,蒋殿春. 中国企业对外直接投资的“出口效应” [J]. 经济研究 2014( 5) : 160 - 173.

(责任编辑:戴芬园)

## Profit-driven or innovation-driven?

### The emission trading mechanism and Chinese enterprises' OFDI

QI Jianhong , ZHANG Zhitong

( School of Economics , Shandong University , Jinan 250100 , China)

**Abstract:** Based on the data of China's A-share listed companies from 2000 to 2018 , this paper empirically tests the impact , mediation , and moderation mechanisms of the Emission Trading Mechanism( ETM) on Chinese enterprises' outward

foreign direct investment (OFDI) by using a multi-period difference-in-differences model. The results show that the implementation of ETM significantly promotes the OFDI of Chinese enterprises. This finding remains robust after evaluation with the parallel trend test, placebo test, instrumental variable method and Heckman two-step test. Compared with state-owned enterprises and those in heavily polluted areas, non-state-owned enterprises and those in light pollution areas are more likely to be driven by policies, and enterprises are more likely to choose the host countries with strict environmental regulations for investment. While ETM reduces the profits of enterprises, it effectively stimulates R&D innovation. As a result, the promotional effect of ETM on OFDI of Chinese enterprises is propelled by both, and the innovation-driven is greater than profit-driven. The more stringent the regional environmental legislation and law enforcement, the more obvious the promotional effect of ETM on OFDI of Chinese enterprises. The findings clarify the impact mechanism of ETM on OFDI, which is helpful for the government to formulate environmental protection policies and allocate capital reasonably.

**Key words:** ETM; OFDI; multi-period difference-in-differences model; profit-driven; innovation-driven

(上接第 14 页)

## How do product market competition and knowledge spillover affect enterprise R&D?

### An empirical identification based on multi-dimensional proximity

PANG Ruizhi<sup>1</sup>, TU Xinyu<sup>2</sup>, YAN Xiaoling<sup>2</sup>

(1. Enterprise Research Center, Nankai University, Tianjin 300071, China;

2. School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China)

**Abstract:** Enterprise R&D is an important microfoundation on which China can build an innovative country. In the context of high-quality development, it is extremely important to study the key influencing factors of enterprise R&D decisions. The R&D competition and cooperation modes among enterprises are topics that have received much attention in the field of industrial organization. The core perception is that the R&D decisions of enterprises are affected by two different effects of the R&D of external enterprises. These are knowledge spillover effects and the business stealing effects of product market competition. Determining how to identify the two effects separately in an empirical research is a difficult problem. This paper proposes the concept of multi-dimensional spatial proximity, and uses the data of Chinese listed enterprises to identify these two effects based on the ideas of Bloom et al. The main findings are these: business stealing effects and knowledge spillover effects can significantly promote the enterprise to engage in more R&D investment; compared with other spatial proximity, knowledge spillovers from enterprises that are geographically nearby can promote a given enterprise's R&D; the R&D behavior of high-tech enterprises is mainly driven by business stealing effects, while the R&D behavior of non-high-tech enterprises is mainly driven by knowledge spillover effects; neither effect has any significant impact on the R&D decisions of state-owned enterprises; business-stealing effects have no significant impact on the R&D decisions of enterprises in the eastern, western and northeastern regions; and knowledge spillover effects cascade from developed regions to underdeveloped regions. The findings of this article have important policy implications: at this stage, market-oriented reforms should be further promoted, the threshold of knowledge spillover should be lowered, the coordinated development of various regions should be promoted, and industrial clusters should be rationally planned. These are all conducive to encouraging enterprises to increase R&D investment and enhance their capacity for innovation.

**Key words:** product market competition; knowledge spillover; R&D innovation; state-owned enterprises; industry cluster; spatial proximity