

市场激励型环境规制是否引致对外直接投资？

——基于中国碳排放交易试点政策的准自然实验

余珮 吴珂晗¹

(武汉理工大学 经济学院, 湖北 武汉 430070)

【摘要】: 工业企业投资规模是衡量地区经济增长的指标之一, 而碳排放权交易系统(ETS)试点是否会因为减排约束导致企业出现对外投资转移而伴随着“碳泄漏”风险, 是评估其实现减排效应、不影响试点地区经济增长的重要维度。在此背景下, 基于 2004—2015 年 31 个省份和深圳市细分行业的相关数据, 利用双重差分法和三重差分法进行检验, 结果证实 ETS 政策引致试点省市的对外直接投资, 尤其是在碳排放量密集的行业, 此外, 市场化程度较低的省市对试点政策的投资转移效应更加敏感。基于所得结论, 建议进一步完善试点地区碳交易体系制度设计和建立全国碳排放权交易系统, 提升中国对外直接投资的质量。

【关键词】: 碳排放权交易体系 对外直接投资 双重差分估计(DID) 三重差分估计(DDD)

【中图分类号】: F062.2; X196 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1671-4407(2022)08-024-08

近年来, 以二氧化碳为代表的温室气体排放所引起的全球气候变暖问题受到世界各国政府的广泛关注, 如何有效降低 CO₂ 排放则成为各国环境政策的重点, 其中, 基于《京都议定书》、借助市场机制实现温室气体减排理念在全球范围内逐渐推广。作为世界上碳排放总量最大的经济体, 中国积极承担大国责任, 设立了“2030 年前碳达峰, 2060 年前碳中和”的行动目标, 建立碳排放权交易体系(emission trading system, ETS)试点则是实现这一目标的重要举措。2011 年 10 月, 国家发改委下发《关于开展碳排放权交易试点工作的通知》, 正式批准北京、上海、天津、重庆、湖北、广东、深圳 7 个省市进行碳交易试点, 随后于 2017 年在全国展开。ETS 本质是希望借助市场机制、通过有效配额分配等灵活的方法促进企业减排的积极性, 达到“谁减排, 谁受益”的政策效果。然而, 区域经济发展不平衡是中国经济的特征之一, 2011 年建立的 7 个 ETS 试点省市来自东、中、西三大地区, 其纳入工业企业的减排能力、技术水平、所在地区的经济特征等均存在显著差异, ETS 试点是否会因为减排约束导致企业通过对外投资而进行生产转移、影响当地经济增长, 是评估其是否能够在实现减排效应的同时, 不影响试点地区经济增长的重要维度。

此外, 近年来中国对外直接投资(outward foreign direct investment, OFDI)保持快速增长势头, 尤其是在 2013 年“一带一路”倡议实施以来, 中国对沿线国家和地区的非金融类 OFDI 流量增速在近 5 年达到 8.91%。然而, 从东道国和地区的分布来看, 大部分发展中国家和地区的环境规制并不严格, 在母国碳减排约束不断加强、减排政策设计有待完善的情况下, ETS 试点省市的工业企业是否会出现通过 OFDI 进行生产转移, 继而伴随着“碳泄漏”风险, 不利于实现建设绿色“一带一路”的可持续发展目标, 这一问题有必要值得关注。在前期相关文献中, 环境规制与国际直接投资关系的研究逐渐成为热点问题, 大部分学者基于不同国家、不同层面的数据检验东道国或母国环境规制是否通过 OFDI 进行生产转移^[1, 2, 3, 4], 但基于欧盟 ETS 的研究发现, 由

¹**作者简介:** 余珮, 博士, 副教授, 博士研究生导师, 研究方向为跨国公司理论与战略、产业集群、FDI 理论。E-mail: peguyvincent@hotmail.com

基金项目: 国家社会科学基金一般项目“全球价值双循环下中国先进制造企业国际竞争力脆弱性的防范策略研究”(19BJY107); 国家社会科学基金重大项目“构建人类命运共同体进程中国际经济规则重建的理论逻辑及中国的战略选择”(19ZDA054)

于在 ETS 制定和实施时,发达国家的工业生产技术已经实现低碳化,并且大部分高碳排放行业生产环节已经转移,因此,ETS 不会引致大规模的对外投资转移^[4,5],而对于以中国为代表的发展中国家,高碳排放行业仍旧是国民经济的支柱产业,因此,对减排政策更加敏感。尚未有研究考察中国 ETS 试点政策是否可能引致纳入企业通过 OFDI 的方式进行生产转移,本文将尝试对此进行完善,探讨中国 ETS 试点政策引致执行省市工业企业对外直接投资的机制,并通过准自然实验方法对假设进行检验,所得结论有助于评估现阶段 ETS 试点政策的实施效果。

1 文献综述

根据环境规制主体和作用机制的不同,环境规制可分为两大类型:命令控制型和市场激励型。关于命令控制型环境规制与对外直接投资的研究,Mariana^[6]分析了 25 个欧洲国家的环境规制强度对企业在海外建立子公司的影响,发现进行对外直接投资的可能性与母国环境规制的严格程度正相关,并且这种关系在高污染行业企业更明显。Elliott & Shimamoto^[7]发现随着环境规制的加强,日本污染行业并没有明显的跨国转移现象。Manderson & Kneller^[8]也得出英国环境规制与跨国公司对外投资区位选择之间没有明显的因果关系,并且环境合规成本高的企业并不倾向于向环境规制宽松的国家投资。Zheng & Shi^[9]利用我国 2004—2013 年省级面板数据,发现市场规制工具和社会公众规制工具都明显促进了污染产业的生产转移,尹飞霄和朱英明^[2]同样基于省级面板数据,发现正式环境规制与 OFDI 负相关,非正式环境规制与 OFDI 正相关,Wang 等^[3]得出环境法规在影响污染行业企业的选址上存在企业区位异质性。

关于市场激励型环境规制与对外直接投资的研究,Koch & Basse^[5]在企业层面研究欧盟 ETS 对德国跨国公司对外直接投资的因果影响,发现只有少数受欧盟 ETS 监管的企业在欧盟境外的外国直接投资增加,搬迁企业既不在目标能源密集型行业经营,也不属于排放密集型行业。Simone 等^[4]运用 PSM-DID 模型分析,发现欧盟排放交易机制对海外新设子公司数量的影响较弱(广泛边际),而对国外子公司的生产影响较大(密集边际),尤其是在贸易密集型行业。

关于碳排放交易试点政策的研究主要围绕环境效应、经济效应展开,研究层面主要有国家、区域、行业和企业。环境效应主要围绕碳减排展开,Gao 等^[10]采用 DID 和 DDD 模型发现 ETS 有助于试点地区和行业的减排,但试点地区向非试点地区的外包排放加剧了我国各省份之间排放转移的不平衡。Chen 等^[11]同样发现该政策对抑制碳排放具有积极和持续的作用,且欠发达地区的碳减排效应更大。Qi 等^[12]发现 ETS 的这种减排效应并不是以经济发展为代价的。学界大体上还是对环境红利达成了共识,认可排污权交易政策是实现控污减排的重要手段^[13,14,15]。

经济效应主要围绕经济增长和“波特假说”展开。涂正革和谌仁俊^[16]研究发现 SO₂ 排污权交易试点政策在短期内并未通过技术进步达到环境保护和经济发展的双赢局面。任胜钢等^[17]则得出其显著提高了试点地区的上市企业全要素生产率,也实现了经济与环境的“双赢”。贾云赞^[18]利用双重差分模型得出碳排放权交易与经济增长存在非线性关系。周朝波和覃云^[19]发现碳交易试点政策促进了中国低碳经济发展,并且西部地区的低碳经济转型效果优于东部和中部地区。胡珺等^[20]和胡江峰等^[21]从碳排放交易体系促进技术创新层面验证了“弱波特假说”。Liu 等^[22]则证实了碳排放交易提升了能源效率的“强波特假说”。

前期相关研究基于环境规制与 OFDI 从不同视角进行了分析和探讨,但较少有从激励性环境规制,尤其是 ETS 试点政策角度研究其对 OFDI 的引致效应,对其是否存在通过投资渠道产生“碳泄漏”的风险的定性与定量分析也还十分有限。针对已有文献的局限性,本文的主要边际贡献包括:第一,从跨境投资转移效应的视角评估中国 ETS 试点政策的实施效果,为完善试点地区 ETS 设计、建立全国统一碳市场、规避“碳泄漏”风险提供借鉴与参考。第二,采取准自然实验的方法定量考察 ETS 试点政策的投资转移效应,同时考虑行业的碳密集程度和所在地区的市场化程度带来的差异性影响,从行业与地区两个维度对 ETS 政策效果进行更加深入客观的评估。第三,从母国环境制度层面对中国工业企业 OFDI 的影响因素的理论框架进行补充。

2 理论分析与研究假说

波特假说认为适当的环境规制可以促使企业主动将外部环境成本内部化，激励企业进行技术创新活动，部分或完全抵消规制成本，提高生产效率与产出水平^[23]。在 ETS 政策的基于配额交易机制下，企业为了使碳排放总量在配额限制以内，会通过降低产量、采用绿色生产技术来减少碳排，或者购买碳交易配额以维持原有的生产量，但这两种方法均会增加企业生产成本。因此，一方面，部分企业为了规避由于母国环境规制的加强而带来的成本压力，会倾向于把生产活动转移至环境规制相对宽松的地区进行生产，即产生“污染避难所假说”所指出的产业转移效应。另一方面，根据波特假说的“创新补偿”效应，环境压力迫使企业进行低碳技术创新，降低长期生产成本，提高企业的生产率与竞争力，而企业生产率的提高会提升企业进行 OFDI 的能力^[24]。随着“一带一路”倡议的不断推进，中国对沿线国家和地区的非金融类 OFDI 也迅速增加。从东道国和地区的分布来看，大部分发展中国家和地区并未实施严格的环境规制，在母国碳减排约束不断加强、减排政策设计有待完善的情况下，ETS 试点省市的工业企业将通过 OFDI 进行生产转移。因此，本文提出第一个有待验证的假设：

假设 1：ETS 试点政策的实施将引致试点省市和地区工业企业的对外直接投资。

一般而言，工业行业可以分为清洁型和污染型两大类，企业所属行业在生产技术、成本结构、污染强度方面的差异性将影响其对环境规制的敏感程度，环境政策对行业的环境全要素生产率的影响因行业污染水平而异^[25]。Simone 等^[4]发现，特别是在贸易密集型部门，欧盟 ETS 对意大利外国子公司的生产影响较大。在中国 ETS 试点政策实施方案中，受到碳排放约束的主要是钢铁、电力、石化、化工、建筑、造纸、有色金属和航空等 8 个高碳排放行业。一方面，由于技术和设备的双重锁定效应，高碳排放行业企业无法在短时间内满足 ETS 的减排要求，面临更高的合规成本^[26]，当 ETS 导致的碳合规成本大于在母国继续生产所获得的利润时，为了免于在严格的规制要求下被市场淘汰，这些碳密集型行业更倾向于将污染产业进行跨国生产转移。另一方面，面临显著增加的生产成本和减排费用，高碳排放行业更需通过技术的方向性变革来提高自身竞争力，环境政策对其绿色技术创新的诱发因也更强，相比于清洁行业，更能促进其生产力和竞争力的提高，对外直接投资的引致作用也更加显著。据此，本文提出第二个待检验假设：

假设 2：在 ETS 试点政策的约束下，试点省市高碳排放行业企业进行 OFDI 的可能性更大。

区域经济发展不平衡是中国经济特征之一。中国 ETS 试点涵盖了东、中、西三大地区的 7 个省(直辖市)，不同地区在所有制改革和市场化改革的速度和程度上存在很大差异。在市场化程度高的地区，市场运作良好，政府的干预最少，这些地区的企业面临较少的不确定性和较低的交易成本^[27]。虽然 ETS 是基于市场的环境政策，政府并不直接干预企业行为，而是通过市场信号引导企业做出决策以实现减排目标，但其信号传递效果会因所在地区市场化程度而存在差异。市场化程度较低的内陆地区企业的对外直接投资决策仍然受到命令经济特征的显著影响，例如监管力量与与政府的密切联系^[28]。在市场化程度较低的地区，面对日益收紧的减排约束，一方面，政府对企业战略决策的影响更大，企业会更倾向于通过 OFDI 响应“走出去”政策，以期获得政策红利，另一方面，部分企业在减排投入融资过程中可能因制度尚未健全而遇到融资约束等问题，继而会出现“制度逃逸”现象^[29]，即通过 OFDI 转移生产，以期在国际市场获得更多的资金来源与市场机会。因此，本文提出第三个待检验假设：

假设 3：市场化程度较低的省份对试点政策的投资转移效应更加敏感。

本文将上述三个假设纳入同一理论框架，分析 ETS 引致试点省市 OFDI 的机理，以及碳排放水平和市场化程度的差异化影响，如图 1 所示。

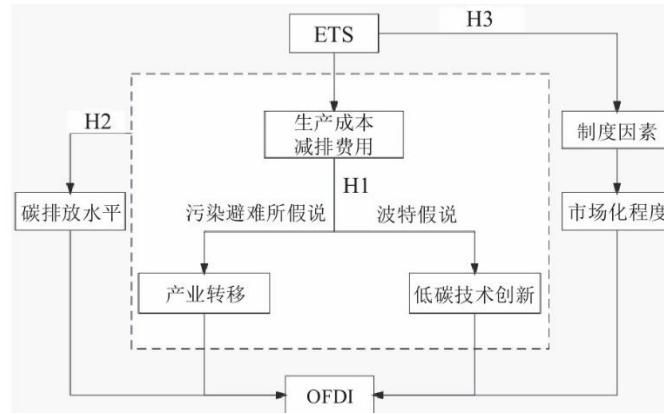


图 1 ETS 引致试点省市对外直接投资理论机制图

3 计量模型与变量设定

双重差分方法(DID)是目前国内外检验一项政策实施效果的代表性研究方法,这一方法的优点是能够避免政策作为解释变量所存在的内生性问题,能得到对政策效果的无偏估计^[1,12]。因此,本文采用 DID 模型对 ETS 试点政策的 OFDI 引致效应进行实证检验。

3.1 计量模型设定

本文以 32 个省份¹为研究对象,将北京、上海、天津、重庆、湖北、广东、深圳 7 个 ETS 试点省份视为为实验组,剩余 25 个非试点省份视为对照组,基于其 2004—2015 年的非金融类 OFDI 流量,把 ETS 试点政策的实施作为冲击事件进行准自然实验,利用 DID 方法分析 ETS 试点政策对试点省份 OFDI 的引致效应。具体计量模型设定如下:

$$OFDI_{jt} = \beta_0 + \beta_1 ETS_j \times POST_t + X_{jt} + \delta_j + \gamma_t + \varepsilon_{jt} \quad (1)$$

式中: $OFDI_{jt}$ 为第 t 年 j 省份对外直接投资流量; $POST$ 代表 ETS 试点政策正式开始实施年份; ETS 代表样本省份是否为试点地区,如果是,取值为 1,不是则取值为 0; 本文用关注系数 β_1 衡量 ETS 试点政策的 OFDI 引致效应, X_{jt} 代表控制变量,根据前期相关研究,包括人均国内生产总值、人口、城市化水平、市场化指数、工业化水平、进出口占国内生产总值的比例、实际利用外资金额占 GDP 的比重、人力资本水平,所有变量均进行对数处理。 δ_j 和 γ_t 分别为捕获省份固定效应和年固定效应, ε_{jt} 是随机扰动项。

3.2 变量设定与数据来源

(1) 被解释变量。

由于分省同时分行业的 OFDI 流量数据无法获取,本文的被解释变量为样本时间段内每年样本省份分行业的 OFDI 新建项目数。根据 Yu 等^[26]的研究,17 个东道国对外直接投资流量和新设立的海外分支机构数量的变化是一致的,新建项目数与 OFDI 流量存在正向相关关系。参考 Gao 等^[10]的行业分类,本文将国民经济行业编码前 50 的行业重新归为 26 大行业²,分行业对各个省份每年的 OFDI 项目数进行计数,具体方法是根据每一个省份的每一个行业,分别计算加总其每一年的 OFDI 的项目数,OFDI 所

需的数据来自相关年份《中国境外投资企业名录》《中国对外直接投资公报》。

(2)核心解释变量。

ETS 表示双重差分方法中的实验变量，在试点 7 个省份分配值为 1，在其他区域分配值为 0。POST 表示双重差分方法中衡量碳排放权交易制度外生冲击的一个时间虚拟变量，虽然 ETS 试点正式实施是 2013 年，但是国家发改委在 2011 年底颁布了《关于开展碳排放权交易试点工作的通知》，各试点省份的相关企业会做出相应准备和减排战略调整，因此，本文选取 2012 年为冲击年份，变量 POST 在 2012 年及之后被赋予值 1，以前年份则赋值为 0。

(3)控制变量。

经济发展水平 (INPERGDP)，随着地区经济发展水平的不断提高，该地区的企业通常就会开始尝试走向国际化^[29]，本文利用人均 GDP (INPERGDP)来衡量各省经济发展水平。借鉴 Gao 等^[10]的研究，本文选取人口 (POPU，各省份年末总人口)、城市化水平 (UL，城镇人口与总人口的比值)、外贸依存度 (FD，即进出口总额占国内生产总值的比例)为其中的控制变量。另采取实际利用外资金额占 GDP 的比重衡量对外开放度 (OD)，用高等教育占劳动力的比例来衡量人力资本水平 (HCL)，市场化程度 (MI)用各个省份的市场化指数来衡量，其中，深圳市使用广东省的数据，此指数反映了市场体系各个方面的系统发育和逐步完善的过程^[30]。控制变量数据来源于《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国分省份市场化指数报告 2016》。相关变量的描述性统计见表 1。

表 1 变量描述性统计

变量	样本量	平均指	标准差	最小值	最大值
OFDI	9984	0.889	3.087	0	74
lnUL	9984	-0.711	0.310	-1.586	-0.110
lnMI	9984	1.749	0.469	-2.813	2.391
lnIL	9984	-0.982	0.372	-2.687	-0.634
lnFD	9984	-1.588	1.066	-3.332	1.180
lnOD	9984	-3.846	1.373	-7.886	-0.831
lnHCL	9984	-2.577	0.683	-4.915	-0.860
lnINPERGDP	9984	10.23	0.691	8.370	12.00
lnPOPU	9984	8.003	0.956	5.107	9.292

4 实证结果分析

4.1 基准回归

ETS 试点政策对试点省份 OFDI 引致效应的回归结果见表 2。在加入了所有控制变量的第(5)列回归结果显示，ETS×POST 的系数均显著为正，中国 ETS 试点政策的会导致试点省份的工业企业进行 OFDI，假设 1 得到证实。面对市场型减排约束，一部

分企业担心免费配额不够、又不想减产，会借助“走出去”的平台，通过 OFDI 向外转移生产，这类企业可能更倾向于去环境规制不严格的地区，即存在“碳泄漏”的风险。另一部分企业本身具有一定的绿色技术创新能力，会通过使用或引进清洁技术，从而提升生产率和降低碳排放，同时在二级市场上交易剩余配额也可以为其提供资金来源，提升了 OFDI 的能力，这类企业则可能去技术水平较高、环境约束严格的发达国家和地区。

表 2 碳排放权交易体系对投资转移的影响：DID

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ETS×POST	0.3224*** (0.002)	-0.3281** (0.000)	0.0241 (0.835)	0.0272 (0.817)	0.3093** (0.013)
lnUL		-3.5313*** (0.000)	-2.1136 (0.835)	-2.2580*** (0.000)	-1.1451 (0.101)
lnMI		0.2910*** (0.007)	0.2240** (0.040)	0.2787** (0.013)	0.3266*** (0.006)
lnIL			-0.9737*** (0.000)	-0.9840*** (0.001)	0.1602 (0.624)
lnFD			0.3987*** (0.000)	0.4210*** (0.000)	-0.5154*** (0.000)
lnOD				0.0130 (0.795)	-0.0992* (0.053)
lnHCL				0.2683 (0.241)	0.1870 (0.201)
lnINPERGDP					-3.2150*** (0.000)
lnPOPU					-3.9004*** (0.000)
__Cons	0.0765 (0.274)	-3.4387*** (0.000)	-3.7275*** (0.000)	-3.4516*** (0.000)	59.4153*** (0.000)
省份固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
observations	9984	9984	9984	9984	9984

注：上角标***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著，后表同。

控制变量中，试点省市的市场化指数(MI)均在 1%的水平上显著为正，假设 3 并未得以证实。本文推测，在市场化程度高的地区，波特效应可能起到作用，这样伴随 OFDI 的“碳泄漏”风险相对较弱，此外，试点地区中市场化程度高的地区本身前期已经积累了 OFDI 的经验，企业新增投资的信息成本等相对较低，因此需要分组后进一步探究。

4.2 DID 的稳健性检验

4.2.1. 平行趋势检验

双重差分的假设前提是在政策事件发生之前，处理组和对照组的变化趋势应该一致。有两种方法来验证这一假设：绘制平行趋势图和进行平行趋势检验。在 ETS 试点政策中，受到碳排放约束的产业主要是钢铁、电力、化工、建筑、造纸、有色金属和航空等 8 个高碳排放行业，图 2 显示了试点和非试点省市在这 8 个行业中 OFDI 新建项目数的平均值变化，显然在 ETS 政策的冲击

下，试点省份高碳排放行业 OFDI 增速更快，从某一程度证实了假设 2。此外，本文设定如下回归方程检验 2012 年冲击年份前 8 年的趋势变化：

$$OFDI_{jt} = \beta_0 + \beta_k \sum_{k=-8}^{0+} ETS_j \times POST_{2012+k} + X_{jt} + \delta_j + \gamma_t + \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

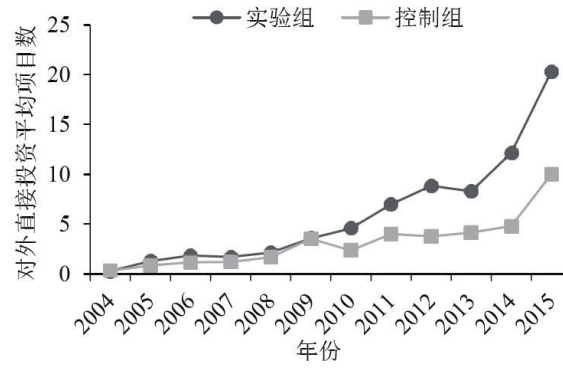


图 2 试点地区和非试点地区对外直接投资流量平均值变化

第 1 列展示了碳交易试点政策对中国省份对外直接投资的平行趋势回归检验结果。从中可以直观地反映出 2012 年之前，除了 2009 年和 2011 年，双重交互项系数均不显著，碳交易试点政策整体上符合平行趋势假设。2009 年交互系数呈现负显著可能是因为 2008 年金融危机导致我国企业在制定 OFDI 战略时暂时持观望保守态度，而 2011 年交互系数呈现负显著可能是受到国内 4 万亿投资基础设施建设的滞后效应影响，由于 ETS 试点纳入企业很多与基建相关，在国内投资的刺激下，企业可能会更加注重国内市场，而延迟了“走出去”。

4.2.2 安慰剂检验

(1) 安慰剂检验一：

列(2)~列(4)，假设政策时间发生在 2012 年之前(虚构政策时间)。双重差分法的前提是在政策事件发生之前企业的投资行为没有较大差异，因此若将政策时间设定在 2012 年之前的某个时期，则核心变量的估计系数将不显著。选取不存在政策实施的 2004—2011 年样本区间，分别将 2009 年、2010 年、2011 年设定为虚拟的 ETS 政策实施年份。根据(2)~(4)列，核心变量的估计系数并不显著，因此可以排除其他潜在的不可观测因素对本文试点省份对外直接投资行为的影响。

(2) 安慰剂检验二：

列(1)随机抽取实验组(虚构处理组)。为了进一步检验处理组和控制组的变化是否受到的是同时期其他政策的影响，本文通过随机分配试点省份进行安慰剂测试^[1]。具体而言，本文从 25 个非试点省份中随机选取 7 个省份为处理组，假设这 7 个省份实施了碳排放权交易政策，其他地区则为对照组。本文进行了 500 次随机抽样，并按式(1)进行基准回归，发现所有 ETS×POST 的估计系数均值几乎为零，绘制 500 个估计系数的分布及其相关的 P 值，见图 3，分布都集中在零点附近，大多数估计值的 P 值大于 0.1，即大多数估计系数在传统水平上不具有统计学意义，为结论提供了进一步的佐证，即试点省份对外投资的增多确实是由 ETS 政策带来的。

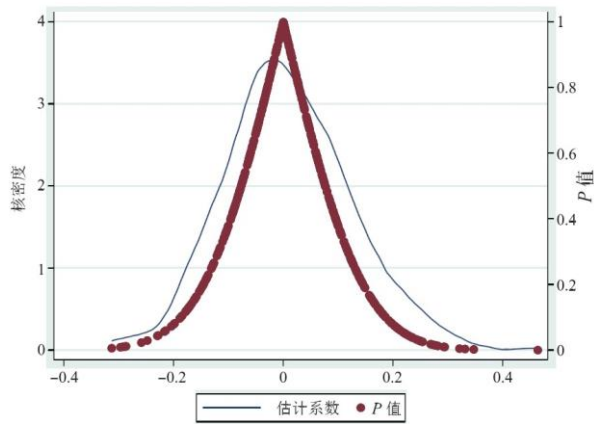


图 3 随机分配处理组的估计系数和 P 值

4. 2. 3PSM-DID 检验

DID 方法容易存在“选择性偏差”，即无法确保实验组和对照组在政策执行前具备相同的个体特征。考虑到 ETS 试点分布在东、中、西各个地区，而中国经济发展存在严重的区域不平衡，这种差异可能会引起政策评估出现偏误。因此，本文还采用 PSM(倾向得分匹配法)进行了校准。

匹配方法为从对照组中寻找控制变量与处理组最接近的样本，采取近邻匹配法进行逐年倾向得分匹配，即每一年从 25 个对照组省份中寻找匹配城市，用匹配后的样本重新进行双重差分。经过匹配，本文剔除样本中未能匹配的城市(北京和上海)，再对匹配成功的样本城市进行 DID 分析，用固定效应法进行回归。具体结果见表 3，第二列交互项系数依旧显著为正，表明 ETS 政策对试点省份投资转移的促进作用依旧显著。由(1)~(2)列可知，在加入控制变量后回归系数由负显著呈现正显著，可能是因为一些系数为正且显著的控制变量加入后弱化了单独考虑 ETS 时对投资的负向影响，例如人力资源水平的提升可以帮助相关省份企业增加战略资产、增加企业走出去的核心竞争力，从而在较大程度上促进对外直接投资。

表 3 碳排放权交易体系对投资转移的影响：PSM-DID

变量	(1)	(2)
ETS×POST	-0.3680*** (0.003)	0.2904* (0.053)
lnUL		0.7786 (0.322)
lnMI		-0.8741* (0.067)
lnIL		-0.1605 (0.679)
lnFD		-0.7626*** (0.000)
lnOD		-0.3183*** (0.000)
lnHCL		0.6114*** (0.002)
lnINPERGDP		-2.9442*** (0.000)

lnPOPU		-4.2588*** (0.000)
__Cons		64.1951*** (0.000)
控制变量	否	是
省份固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
observations	7800	7800

4.3 行业特征差异性分析

为了进一步考察行业特征的差异性，本文在基准模型的基础上加入了行业的碳密集度(CO_{2i})，构成三重差分模型，对假设 2 进行检验，模型设定如式(3)所示：

$$OFDI_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 CO_{2i} \times ETS_j \times POST_t + X_{it} + \delta_j + \gamma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

式中：CO_{2i}为虚拟变量，当样本企业属于 CO₂排放排名前 50 行业时赋值为 1，属于非 CO₂排放排名前 50 行业 3 时赋值为 0，其他变量的定义同方程(1)。本文重点关注三重差分项 CO_{2i}×ETS_j×POST_t的系数 β₁。若 β₁显著为正，则表示 ETS 对试点省份对外直接投资的诱发效应在高碳排放行业更显著。若 β₁显著为负，则结论相反，表示低碳行业的诱发效应相对于高碳排放行业更强。

ETS 试点政策投资转移效应的行业差异性回归结果如表 4 所示。OLS 和 FE 模型回归显示，三重差分项 CO_{2i}×ETS_j×POST_t系数在第(1)、(3)列中均在 1%的水平上显著为正，且加入控制变量后依然显著，ETS 试点政策对试点省份 OFDI 引致效应存在行业差异性，在高碳排放行业中更加显著，假设 2 得到验证。在 ETS 的约束下，高碳排放行业企业属于传统重工业企业，技术水平相对落后，管理体制缺乏灵活性，如果不改变粗放型生产方式，出现配额短缺的可能性较大，但改变生产方式所要求的清洁技术的研发和引进也会增加企业生产成本，因此，企业会考虑通过 OFDI 的方式转移生产，但同时也可能伴随“碳泄漏”的风险。

表 4 碳排放权交易体系对投资转移的影响：DDD

变量	OLS		FE	
	(1)	(2)	(3)	(4)
ETS×POST	3.0505*** (0.000)	2.1314*** (0.000)	2.0287*** (0.000)	1.8402*** (0.000)
lnUL		1.1251*** (0.009)		-0.9610 (0.161)
lnMI		0.3835*** (0.000)		0.3206*** (0.006)
lnIL		-1.8049*** (0.000)		0.1000 (0.758)
lnFD		-0.3656*** (0.000)		-0.4982*** (0.000)

lnOD		-0.0349 (0.368)		-0.1040** (0.039)
lnHCL		0.2047** (0.039)		0.2041 (0.161)
lnINPERGDP		0.5831*** (0.000)		-3.0318*** (0.000)
lnPOPU		0.7055*** (0.000)		-3.9004*** (0.000)
__Cons	0.8424*** (0.000)	-12.5824*** (0.000)	0.0769 (0.269)	55.7240*** (0.000)
控制变量	否	是	否	是
省份固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
observations	9984	9984	9984	9984

4.4 地区市场化程度差异性分析

根据表 1 基准回归的结果，市场化指数对 OFDI 存在正向引致作用。7 个试点省份跨越东、中、西部地区，经济发展水平和市场化程度存在较大差异。为了进一步检验假设 3，本文根据市场化指数的差异，将 32 个省市分为两个样本：高市场化程度和低市场化程度省份。具体做法为：根据《中国分省份市场化指数报告 2016》中公布的最新 2014 年市场化指数平均得分 6.56，选取 2008—2014 年市场化指数得分一直高于 6.56 的为高市场化程度省份，最终有 13 个省份（浙江、上海、江苏、深圳、广东、北京、天津、福建、山东、辽宁、重庆、湖北、安徽）被列为高市场化程度省份，其他省份则为低市场化程度省份。

由表 5 可看出，ETS 政策的实施对于市场化水平较低省份的工业企业 OFDI 的引致作用更加显著，假设 3 得到证实，而这一差异性分析在基准回归中被掩盖。市场化程度较低的试点省份工业企业，其自身减排能力和技术水平相对落后，ETS 的实施更易对其产生减排压力，同时，这些省份的市场活力相对较低，会影响企业在二级市场上对配额的交换，继而提升了企业通过 OFDI 进行生产转移的可能性。此外，由于市场经济体制尚未健全，这些地区的企业在进行 OFDI 决策制定时，政府的政策导向等会替代市场失灵而发挥作用，企业负责人会更偏向响应国家“走出去”的号召。

表 5 市场化程度异质性比较：DID

变量	OLS		FE	
	(1) 高市场化程度	(2) 低市场化程度	(3) 高市场化程度	(4) 低市场化程度
ETS×POST	-0.9710*** (0.000)	0.3310* (0.055)	-0.1886 (0.519)	0.3920** (0.026)
lnUL	1.1110 (0.516)	0.7557* (0.045)	3.3625 (0.202)	-0.2431 (0.653)
lnMI	3.3856*** (0.000)	0.1197 (0.110)	1.3194 (0.299)	0.0743 (0.420)
lnIL	-4.7647*** (0.000)	-0.5626*** (0.000)	-6.0067*** (0.000)	0.9433*** (0.001)
lnFD	-1.2994*** (0.000)	-0.0703 (0.310)	-1.3332*** (0.000)	-0.0711 (0.398)

lnOD	-0.2783** (0.026)	0.0599* (0.067)	-0.2915* (0.052)	0.1181*** (0.006)
lnHCL	-0.2316 (0.334)	0.0486 (0.631)	0.4172 (0.316)	-0.2815** (0.023)
lnINPERGDP	1.7051*** (0.000)	0.4060*** (0.000)	-1.5524 (0.103)	-1.4699** (0.000)
lnPOPU	0.6940** (0.028)	0.3544*** (0.000)	-5.5768*** (0.000)	-3.2101*** (0.001)
_Cons	-35.1099*** (0.000)	-6.1951*** (0.000)	53.7437*** (0.000)	39.0666*** (0.000)
省份固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是
observations	6240	6240	3744	6240

5 结论与建议

作为全球温室气体排放大国，中国政府一直高度重视气候变化问题，并为应对全球气候变化做出了积极贡献。碳排放权交易体系试点作为实现“2030年前碳达峰，2060年前碳中和”的行动目标的重要举措，考察其是否会引致纳入企业通过OFDI的方式进行生产转移、影响其所在地区经济增长、同时产生“碳泄漏”的风险，不利于实现建设绿色“一带一路”的可持续发展目标是值得关注的问题，对推进全国碳市场的建设具有重要的理论和实践意义。

本文基于中国2004—2015年32个省份的数据，以中国碳排放权交易试点政策为准自然实验，考察了中国ETS对试点省份OFDI的影响，双重差分法的基准回归结果表明碳排放权交易试点政策能够在一定程度上引致试点省份的对外直接投资活动，此结论在进行了平行趋势假设、安慰剂检验和PSM-DID检验后依然成立。在行业层面，通过三重差分估计发现，相比于低碳排行业，碳交易试点政策更显著地促进了高碳排行业的投资转移，因为它们面临着减少成本和通过对外直接投资增加生产转移的更大压力，更易产生碳泄露问题。在地区层面，由于清洁技术的缺乏和制度因素的影响，市场化程度较低的省份对试点政策的投资转移效应更加敏感。

本文的研究结论为完善ETS试点政策设计与推进全国碳市场建设、提升OFDI质量和防止“碳泄漏”风险提供了以下启示：第一，优化ETS试点政策设计，根据各省份行业结构和地区特征合理确定配额发放、交易价格、报告核查、惩罚机制，本着共同但有区别的原则，针对不同试点地区经济发展的特点进行差异化的碳排放交易市场制度设计，进一步探索符合中国国情统一又体现区域差异性的碳交易市场规则，加强中国企业海外社会责任的约束，促进中国企业高质量对外投资。第二，尽快加速市场化水平相对落后省份的进程，健全市场经济体制，保障市场在资源配置中的决定性地位，促进资源要素的自由流动，提升碳交易市场活力，促进配额交易和价格体系的形成与完善，实现企业减排。第三，政府应给予高碳排放行业企业相应的减排技术补贴，弥补企业减排技术投入的资金成本，增强企业进行低碳技术创新的动力，减少污染企业通过OFDI进行生产活动的转移，进而提升中国OFDI质量，降低碳泄露风险。

参考文献:

[1]Cai X Q,Lu Y,Wu M Q,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.

-
- [2]尹飞霄,朱英明.环境规制对中国对外直接投资的影响——基于中国省际动态面板数据的实证分析[J].技术经济,2017(9):106-113.
- [3]Wang X Y,Zhang C T,Zang Z J.Pollution haven or porter?The impact of environmental regulation on location choices of pollution-intensive firms in China[J].Journal of Environmental Management,2019,248:109248.
- [4]Simone B,Chiara F,Giovanni M.Outward foreign direct investment patterns of Italian firms in the European Union's emission trading scheme[J].Journal of Economics,2020,122(1):219-256.
- [5]Koch N,Basse M H.Does the EU emissions trading system induce investment leakage?Evidence from German multinational firms[J].Energy Economics,2019,81:479-492.
- [6]Mariana S.Searching for pollution havens:The impact of environmental regulations on foreign direct investment[J].The Journal of Environment & Development,2007,16(3):161-182.
- [7]Elliott R J R,Shimamoto K.Are ASEAN countries havens for Japanese pollution—Intensive industry?[J].The World Economy,2008,31(2):236-254.
- [8]Manderson E,Kneller R.Environmental regulations,outward FDI and heterogeneous firms:Are countries used as pollution havens?[J].Environmental and Resource Economics,2012,51(3):317-352.
- [9]Zheng D,Shi M.Multiple environmental policies and pollution haven hypothesis:Evidence from China's polluting industries[J].Journal of Cleaner Production,2017,141(1):295-304.
- [10]Gao Y N,Li M,Xue J J,et al.Evaluation of effectiveness of China's carbon emissions trading scheme in carbon mitigation[J].Energy Economics,2020,90:1-14.
- [11]Chen S,Shi A N,Wang X.Carbon emission curbing effects and influencing mechanisms of China's emission trading scheme:The mediating roles of technique effect,composition effect and allocation effect[J].Journal of Cleaner Production,2020,264:1-15.
- [12]Qi S Z,Cheng S H,Cui J B.Environmental and economic effects of China's carbon market pilots:Empirical evidence based on a DID model[J].Journal of Cleaner Production,2021,279:1-12.
- [13]任亚运,傅京燕.碳交易的减排及绿色发展效应研究[J].中国人口·资源与环境,2019(5):11-20.
- [14]Zhu J,Fan Y,Deng X.Low-carbon innovation induced by emissions trading in China[J].Nature Communications,2019,10(1):1-8.
- [15]Zhang Y F,Li S,Luo T Y,et al.The effect of emission trading policy on carbon emission reduction:Evidence from an integrated study of pilot regions in China[J].Journal of Cleaner Production,2020,265:1-10.
- [16]涂正革,谌仁俊.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.

-
- [17]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): 7-25.
- [18]贾云赞. 碳排放权交易影响经济增长吗?[J]. 宏观经济研究, 2017(12): 72-81.
- [19]周朝波, 覃云. 碳排放交易试点政策促进了中国低碳经济转型吗?——基于双重差分模型的实证研究[J]. 软科学, 2020(10): 36-42, 55.
- [20]胡珺, 黄楠, 沈洪涛. 市场激励型环境规制可以推动企业技术创新吗?——基于中国碳排放权交易机制的自然实验[J]. 金融研究, 2020(1): 171-189.
- [21]胡江峰, 黄庆华, 潘欣欣. 碳排放交易制度与企业创新质量: 抑制还是促进[J]. 中国人口·资源与环境, 2020(2): 49-59.
- [22]Liu C, Ma C, Xie R. Structural, innovation and efficiency effects of environmental regulation: Evidence from China's carbon emissions trading pilot[J]. Environmental and Resource Economics, 2020, 75:1-28.
- [23]Porter M E, Vander Linde C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4):97-118.
- [24]Helpman E, Melitz M J, Yeaple S R. Export versus FDI with heterogeneous firms[J]. The American Economic Review, 2004, 94(1):300-316.
- [25]Shen N, Liao H, Deng R, et al. Different types of environmental regulations and the heterogeneous influence on the environmental total factor productivity: Empirical analysis of China's industry[J]. Journal of Cleaner Production, 2019, 211:171-184.
- [26]Yu P, Cai Z F, Sun Y P. Does the emissions trading system in developing countries accelerate carbon leakage through OFDI? Evidence from China[J]. Energy Economics, 2021, 101:1-20.
- [27]Hong J J, Wang C Q, Kafours M. The role of the state in explaining the internationalization of emerging market enterprises[J]. British Journal of Management, 2015, 26(1):45-62.
- [28]Hao R, Wei Z. Fundamental causes of inland-coastal income inequality in post-reform China[J]. Annals of Regional Science, 2010, 45(1):181-206.
- [29]陈培如, 冼国明, 马骆茹. 制度环境与中国对外直接投资——基于扩展边际的分析视角[J]. 世界经济研究, 2017(2): 50-61.
- [30]王小鲁. 中国分省份市场化指数报告[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2019.

注释:

1 中国共计 34 个省级行政区，本文所指 32 个省市是剔除港澳台地区后的 31 个省份，再加入深圳市。

2 分别为 1 农林牧渔(A)、2 煤矿选矿(B6)、3 石油和天然气开采(B7)、4 黑色金属开采和选矿(B8)、5 非金属开采和选矿(B10)、6 食品加工(C13-C14)、7 纺织业(C17)、8 服装及其他纤维制品(C18)、9 木材和竹木的采伐和运输(C20)、10 造纸和纸制品(C22)、11 石油加工和焦化(C25)、12 化工原料及化学产品(C26)、13 非金属矿产(C30)、14 黑色金属的冶炼和压制(C31)、15 金属制品(C33)、16 普通机械(C34)、17 运输设备(C37)、18 电气设备和机械(C38)、19 电子和电信设备(C39)、20 仪器仪表和办公机械(C40)、21 其他制造业，废料和废料生产(C41-C42)、22 供电，供热，热水生产(C44)、23 天然气供应(C45)、24 自来水生产和供应(C46)、25 建筑业(E，剔除项目承包)、26 其他。

3 CO₂排放排名前 50 行业对应的分类为国标四位码，进一步归为国标二维码，从而对应到本文的 26 个行业分类中。