

前端环境治理、异质 FDI 溢出与 本土企业出口绿色技术复杂度

——基于倾向得分匹配倍差法的检验

赖永剑，贺祥民

(南昌工程学院 经济贸易学院, 江西 南昌 330099)

摘要: 本文利用生态环境部公布的五批实施清洁生产审核并通过评估验收的企业名单, 在测度企业出口绿色技术复杂度的基础上, 采用基于倾向得分匹配的倍差法, 考察了清洁生产与异质性 FDI 溢出的协同效应对本土企业出口绿色技术复杂度的影响作用。研究表明: 清洁生产对本土企业出口绿色技术复杂度整体上表现出微弱的正向作用, 清洁生产与合资企业水平溢出的协同效应显著提升了本土企业出口绿色技术复杂度, 但与外商独资企业水平溢出无显著的协同效应; 协同效应对中污染密集度行业、低融资约束的企业出口绿色技术复杂度有更突出的影响作用。进一步研究发现, 合资企业的人才流动效应和前向、后向溢出均与清洁生产有显著的协同作用, 但外商独资企业仅后向溢出与清洁生产有显著的协同效应。

关键词: 前端环境治理; 清洁生产; 出口绿色技术复杂度; 倾向得分匹配; 倍差法

[中图分类号] F426 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4034(2021)06-0137-17

引言

近年来, 随着绿色理念在世界范围内的广泛传播, 绿色产品愈来愈受到国内外市场的广泛欢迎。国际上, 欧美国家在绿色产品消费上有较悠久的传统, 同时也非

[收稿日期] 2021-04-29

[基金项目] 国家自然科学基金项目“环境规制对工业加总生产率的影响研究”(71863024), 教育部人文社会科学项目“僵尸企业对中国工业就业创造的影响研究”(18YJC790046), 江西省教育厅人文社会科学项目“生态环境规制对江西就业变动的影响研究”(JJ18101), 江西省教育厅科技项目“环境规制对中国工业就业动态演化的影响研究”(GJJ190966)

[作者简介] 赖永剑(1980—), 男, 江西赣州人, 南昌工程学院经济贸易学院教授, 研究方向: 国际贸易与产业发展; 贺祥民(1981—), 女, 湖南邵阳人, 南昌工程学院经济贸易学院副教授, 研究方向: 区域经济

常重视绿色制造技术,对绿色制造技术的开发早已成为欧美发达国家技术创新关注的热点。因此,在绿色产品、绿色技术成为世界主流的今天,提高企业的出口绿色技术复杂度对于提升企业的出口竞争力起着至关重要的作用。那么,环境规制对企业出口绿色技术复杂度有何种影响呢?大量的研究表明 FDI 可能通过溢出效应影响东道国企业环境绩效(Dong 等,2019;Zhu 等,2016)、出口竞争力及生产率(Javorcik,2004),因此其有可能进而影响企业出口绿色技术复杂度。而且实施前端环境治理的企业可能在创新能力、人力资本等方面与其他企业相比更突出(张彩云等,2017),更有利于 FDI 溢出的吸收,从而导致二者之间形成协同效应。另外,由于 FDI 中,合资企业、外商独资企业与本土企业的关系不同,产生的溢出效应存在一定的差异性,其与环境规制产生的协同作用可能是异质的,对本土企业出口绿色技术复杂度会产生不一样的影响效应。

本文的边际贡献有:第一,目前,国内外研究环境规制影响效应的文献主要关注的是末端环境规制手段,较少考察前端环境治理工具。国内研究清洁生产的实证文献,如张彩云等(2017)、张慧玲和盛丹(2019)等,并未将真正实施了清洁生产的企业甄选出来,这可能会导致估计结果存在一定的偏误。本文数据上选用比较独特的生态环境部公布的五批实施清洁生产审核并通过评估验收的企业名单,并将其与中国工业企业数据库的数据进行匹配,数据更加细致,提升了估计结果的可靠性。方法上,本文视实施清洁生产为自然实验,使用基于倾向匹配得分的倍差法(PSM—DID)进行估计,从而较好地克服了变量之间的内生性问题。第二,现有测度企业出口技术复杂度的文献,较少将环境因素考虑进去,本文将企业绿色指数加入企业出口技术复杂度的衡量中,从而构建了企业出口绿色技术复杂度指标。并且,以这一变量作为因变量可以较好地将 FDI 的技术溢出和环境溢出效应纳入同一个分析框架。第三,本文着重考察了清洁生产与 FDI 溢出的协同效应对本土企业出口绿色技术复杂度的影响作用。由于合资企业与外商独资企业在溢出方面存在巨大的差异性,因此考虑了合资企业、外商独资企业各自的水平溢出及其与清洁生产的协同效应对本土企业出口绿色技术复杂度影响作用的不同之处。本文进一步将 FDI 水平溢出分解出竞争效应和人员流动效应,以更深入探析 FDI 水平溢出的影响。第四,在理论分析中,本文提出清洁生产对出口绿色技术复杂度的一条新影响渠道,即产品间的资源优化配置效应,这一机制在企业内部主要发生在不同产品之间。本文认为,在清洁生产监管的压力下,资源向更清洁的产品配置,从而提升企业的出口绿色技术复杂度。本文发现,虽然清洁生产对企业出口绿色技术复杂度的直接促进作用较小,但是清洁生产可以通过增强合资企业溢出的正向效应,并弱化外商独资企业溢出的负向效应这一间接渠道提升本土企业出口绿色技术复杂度。

一、理论假设

(一) 清洁生产对企业出口绿色技术复杂度的影响

清洁生产审核是典型的前端环境治理手段,其本质在于对企业的产品及其生产过程、产品及服务采取前端的预防策略来减少污染物的产生。为了解决因工业快速增长而来的环境问题,各级政府对各行业的污染密集型企业进行监管,降低环境污染。在2005—2012年间,中国的省级政府每年都会公布一份其管辖范围内的企业名单,作为每年强制清洁生产审核的候选企业。候选企业的选择是基于他们过去的环境表现或他们生产过程中所使用的投入。名单上的每一家企业都有义务披露其污染物排放,并通过当地环境机构的评估和验收检查,环保部门还定期对进入名单的企业进行检查。因此,进入清洁生产名单的企业同时面临着公众监督和来自环保部门的监管压力。在这种压力下,清洁生产对企业出口绿色技术复杂度将带来三种影响效应。

第一种为成本遵从效应。环境规制提高了国内生产商的成本,带来了外部成本的内部化,使他们更难在国外市场与没有受到类似政策规制的企业竞争。企业因此可能缩减生产规模,也可能将原本用于技术创新的资金用于污染治理,这将恶化企业出口竞争力,减少企业出口规模(Harris等,2002)。Hering和Poncet(2014)、安海彦和姚慧琴(2020)以中国的两控区政策为例,研究了环境规制对中国城市出口的影响。他们发现,政策实施后,污染密集型产业的出口下降幅度更大。Gao等(2019)评估了环境税冲击对中国出口的影响,认为环境规制降低了中国的出口。Zhang等(2020)发现严厉的环境规制降低了中国企业出口的可能性和总值,认为影响渠道主要是通过影响出口市场的进入退出,价格转移、出口目的地的调整和产品的转换。

第二种为创新补偿效应。Porter假说认为,环境法规的实施增加了生产成本,迫使企业改进生产过程,刺激自主创新,探索更清洁的生产过程,以提高产品竞争力(Porter,1991)。Costantini和Crespi(2008)使用引力模型研究发现,环境监管与国家创新体系相辅相成,严格的环境规制是能源技术企业出口绩效的关键驱动因素。康志勇等(2018)分析了碳减排政策对中国制造业企业出口的影响,发现碳减排政策对企业出口具有成本增加和创新促进作用,适度的碳减排政策所带来的创新促进作用超过了增加的生产成本。

第三种效应是产品间资源优化配置效应。在清洁生产监管的压力下,企业内部资源将在不同产品之间发生重新配置,一些高污染高能耗的产品产量可能会被压缩,甚至退出市场,而另外一些技术复杂度更高的产品,或者更符合绿色消费的产品进入市场。同时,在位企业之间,受清洁生产的压力影响,资源向符合清洁生产标准产品重新配置,从而提升企业绿色生产率和出口竞争力,进而提高企业出口绿色技术复杂度。Barrows和Ollivier(2016)通过发展出基于异质性企业的多要素多产品模型,发现规制带来的市场竞争将使得生产要素向清洁企业配置。

清洁生产对企业出口绿色技术复杂度的总体影响，最终表现为这三种效应相互作用的结果。基以此，本文提出两个互斥的假设：

假设1 清洁生产对企业出口绿色技术复杂度整体上产生了显著的正向作用；

假设2 清洁生产对企业出口绿色技术复杂度整体上产生了显著的负向作用。

（二）异质性的 FDI 溢出对本土企业出口绿色技术复杂度的影响

外资企业带来的技术溢出效应，是促进发展中国家东道国生产率提升的重要原因（Javorcik，2004）。同时，源自跨国公司更先进的环境实践知识溢出可以改善东道国企业的环境绩效，即产生环境溢出效应。Liu 等（2018）根据外资企业“污染光环效应”理论，认为跨国公司所带来的先进知识或技术和环保措施，会鼓励本地企业采用绿色技术，从而改善东道国的环境质量。Dong 等（2019）发现外商直接投资产生的节能技术的溢出效应促进了中国企业的能源偏向型技术进步。导致环境溢出的一个重要机制是制造业供应链的绿色化，Zhu 等（2016）研究了绿色供应链管理实践，认为来自外资企业同行的高超技能和知识使得东道国企业受益匪浅。由于跨国公司越来越多地将环境管理政策和实践纳入其核心战略，他们将更频繁地通过示范效应、竞争效应和劳动力流动等渠道产生环境绩效的水平溢出和垂直溢出。因此，外资企业可以通过技术溢出和环境溢出，影响与其相联系的东道国企业的出口绿色技术复杂度。

但是，由于外商独资企业、合资企业与东道国企业的联系存在差异性，他们可能在溢出中发挥不同的作用。首先，与外商独资企业相比，由于与东道国企业更为紧密的合作关系，合资企业可能更愿意为东道国企业带来更多知识（Van Reenen 和 Yueh，2012），如绿色制造技术等。其次，合资企业可能会比外商独资企业更有效地将技术和环境实践知识传播给东道国企业。例如，合资企业的共同所有权有助于其向国内企业揭示外国投资者的专有技术；合资企业的本地合伙人可以将从外国投资者那里获得的知识用于其他不涉及外国股东的业务；当本地合伙人负责雇佣劳动力时，他们可能没有足够的能力或动机来限制知识的泄露或员工的流动，这有助于知识扩散到东道国企业；合资企业更有可能将投入生产外包给本地供应商，从而帮助将更多的知识转移给本地供应商（Javorcik 和 Spatareanu，2008）。总之，合资企业在净溢出效应方面与外商独资企业不同，合资企业可能产生了更积极的溢出效应，从而发挥对本土企业出口绿色技术复杂度更强的正向作用。而外商独资企业由于具备较强的竞争力，在与同行业的本土企业竞争市场、竞争优质生产要素过程中，有更强的优势，从而可能对本土企业产生负面影响。同时，由于外商独资企业的独立性，其在包括绿色知识在内的知识溢出中要远比合资企业更为保守；为了维持其竞争优势，这些外商独资企业甚至运用知识产权、不正当竞争等手段打压本土竞争对手企业。基于此，本文提出假设3：

假设3 从水平溢出来看，合资企业对本土企业出口绿色技术复杂度产生了显著的正向溢出作用，但外商独资企业对本土企业的出口绿色技术复杂度产生了显著的负向溢出影响。

(三) 清洁生产与异质性 FDI 溢出的协同效应

清洁生产与 FDI 溢出与可能存在协同效应。首先,实施清洁生产的企业迫于外部压力,一般倾向于与清洁型的 FDI 合作,比如购买更清洁的外资企业产品作为中间投入品,学习跨国公司更清洁的技术和环境管理实践知识等。同时,外资企业较高的环境标准可能导致其更可能从符合环境规制的供应商处(如实施清洁生产的企业)购买中间投入品。外国企业的这些商业做法将鼓励其本土合作伙伴通过交易关系改善其环境效率,提升清洁生产的环境绩效。因此,试图以东道国作为污染避风港的外资企业难以对本土清洁生产企业产生溢出效应。其次,更为重要的是,实施清洁生产的企业在清洁生产相关的研发投入、机器设备更新、人才引进和培养上更具有优势,并且与外资企业的技术差距可能更小,因此,可以更好地吸收 FDI 的环境溢出(Albornoz 等,2009; Albornoz 等,2014)和技术溢出效应。再次,适度的外资企业技术溢出和环境溢出有利于加强清洁生产的创新补偿效应,同时提升产品间资源优化配置效应,并弱化其成本遵从效应,进而影响本土企业生产率和环境绩效。Feng 等(2019)发现,命令控制型的环境规制与 FDI 存在协同效应,对中国城市创新绩效产生了显著的正向作用。合资企业积极的水平溢出效应可以更好地增强清洁生产的创新补偿效应和产品间资源优化配置效应,降低其成本遵从效应;而外商独资企业对本土企业突出的负向溢出作用将放大清洁生产的成本遵从效应。据此,本文提出假设 4:

假设 4 合资企业水平溢出与清洁生产产生显著的协同作用,进而促进企业出口绿色技术复杂度提升,但外商独资企业水平溢出与清洁生产产生的协同效应较小,甚至可能不显著。

二、变量、模型与数据

(一) 企业出口绿色技术复杂度的测度

本文在 Li 和 Lu (2018)、Hausmann 等(2007)方法的基础上测度企业出口绿色技术复杂度。根据 Hausmann 等(2007)提出的复杂度指数思路,引入绿色系数,构建企业层面的出口绿色技术复杂度指数:

$$EGS_i = RCA_i \times GC_i \times TFP_i \quad (1)$$

式(1)中, EGS_i 为企业*i*的出口绿色技术复杂度, RCA_i 为企业*i*出口的比较优势指数, GC_i 为企业*i*的绿色指数, TFP_i 是企业*i*的全要素生产率。根据全要素生产率理论,全要素生产率可以用于衡量企业的技术水平,因此可以在一定程度上代理企业的技术复杂度。为了剔除不同行业全要素生产率差异的影响,本文使用各企业全要素生产率与其所在二位数行业中企业全要素生产率平均值比值衡量,即 TFP_i / \bar{TFP}_{ij} 。另外,使用绿色系数代理企业绿色能力,使用相对比较优势指数代理企业出口能力。式(1)说明企业出口的绿色技术复杂度水平是该企业所有出口产品的绿色技术复杂度的加权平均值。相对比较优势指数为:

$$RCA_i = \frac{X_{ijp} / \sum_{jp} X_{ijp}}{X_j / \sum_p X_{jp}} \quad (2)$$

式(2)中, $X_{ijp} / \sum_{jp} X_{ijp}$ 为企业 i 在 p 省区 j 产业的出口份额, 而 $X_j / \sum_p X_{jp}$ 是产业 j 在所有省区出口份额。 RCA 反映了企业 i 出口与其他企业相比较的重要性, 采用相对比较优势作为权重可以更好地确定企业的出口能力。

最为关键的企业绿色指数 (GC_i) 受数据可获得性的限制, 参考 Li 和 Lu (2018) 的方法, 采用企业 i 所属的四位数行业 j 的绿色指数代理, 计算公式如下:

$$GC_i = GC_j = \left[\prod_{m=1}^4 (\bar{PP}_{ijm} / \bar{PE}_{ijm}) \right]^{1/4} \quad (3)$$

式(3)中, \bar{PP}_{ijm} 和 \bar{PE}_{ijm} 分别是企业 i 所属的四位数行业 j 标准化后污染物 m 的污染物产生系数和排放系数。根据普遍做法, 选用四种典型的污染物作为代表进行统计计算, 主要有工业废水、COD、SO₂和工业废气。为了减少不同维度和单位数据计算中带来的偏误, 本文对数据进行了标准化。

企业全要素生产率的计算, 本文采用 Akerberg 等 (2015) 方法进行计算。该方法以 Levinsohn 和 Petrin (2003) 方法为基础, 但在共线性问题的处理上比 LP 方法更为科学。

(二) 实证模型构建

为了消除变量之间内生性问题, 本文将利用基于倾向得分匹配的倍差法进行研究。Smith 和 Todd (2005) 认为基于倾向得分匹配 (PSM) 的倍差法 (DID) 有利于改善估计质量。另外, 由于企业实施清洁生产不是统一的, 其被处理的时间存在先后差异, 是逐渐进行的, 所以这是典型的渐进性的自然实验。于是, 根据遵循 Angrist 和 Pischke (2014) 等关于渐进性双重差分的经典做法和倍差法的基本设定, 构建如下估计模型:

$$\ln EGS_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 CP_i \times Post_t + \gamma Z + \alpha_i + \xi_t + \eta_j + \delta_r + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

在式(4)的基础上, 进一步考虑 FDI 溢出的影响, 即加入倍差法关键变量 ($CP_i \times Post_t$) 与 FDI 溢出 (FS) 的交互项, 得到:

$$\ln EGS_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 CP_i \times Post_t + \beta_2 FS_{jt} + \beta_3 CP_i \times Post_t \times FS_{jt} + \gamma Z + \alpha_i + \xi_t + \eta_j + \delta_r + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

式(4)和式(5)中, EGS 为出口绿色技术复杂度, 在模型中取对数, 其中, CP 为实验组指示变量, 企业属于实验组则为“1”, 属于控制组则为“0”。实验组为实施清洁生产的本土出口企业, 使用的对照组在研究期内一直是非清洁生产的本土出口企业, 避免因企业状态变化带来的样本选择性偏误。 $Post$ 为年份虚拟变量, 企业实施清洁生产以后 $Post$ 为“1”, 实施清洁生产之前为“0”。 FS 是外资企业溢出, 三重交互项 $CP_i \times Post_t \times FS_{jt}$ 表示 FDI 溢出与清洁生产的协同效应, Z 为控制变量。 α 、 ξ 、 η 和 δ 分别为企业、年份、行业和地区固定效应, ε 为随机误差。

FDI 溢出 (FS) 按照外资进入方式来分, 可以分为合资企业溢出和外商独资

企业溢出,参照Jude(2016)等的方法,构建两位数行业内FDI水平溢出指标,用行业内以各企业销售额加权的平均外资股本份额衡量。该指标反映了FDI对同行业的企业产生的溢出作用,这一指标可以同时反映FDI对同行业的技术溢出和环境溢出,于是有:

$$HFSJ V_j = \sum_i^{n_j} J V_i \times Sale_i / \sum_i^{N_j} Sale_i \quad (6)$$

$$HFS WFO_j = \sum_i^{n_j} WFO_i \times Sale_i / \sum_i^{N_j} Sale_i \quad (7)$$

式(6)和式(7)中, $HFSJ V_j$ 和 $HFSWFO_j$ 分别为两位数行业 j 在 t 年的合资企业水平溢出和外商独资企业水平溢出, $Sale_i$ 为企业 i 的销售额, JV_i 为合资企业 i 的外资份额, WFO_i 则为外商独资企业 i 的外资份额, n_j 为 j 产业相应类别外资企业的数量, N_j 则是 j 产业中企业的总量。

(三) 控制变量

根据现有文献,控制如下几个变量:(1)企业人力资本水平($\ln Wage$)。Bernard和Jensen(2004)认为如果一个企业有更高的劳动力质量,一般能够生产出质量更高的产品,从而获得更高的回报,员工的平均工资也可能更高。他们使用员工的平均工资和白领工人占总工人数的比例来作为企业劳动力质量的代理变量。由于数据可获得性的限制,可以用企业年人均收入代理,即用工资加福利费的对数衡量,本文也采用这一方法。(2)企业规模($\ln Size$),采用企业年平均就业人数对数值衡量。(3)企业经营年限($\ln Age$),用当年年份与企业开业年份之差加一衡量,并取对数。(4)企业流动比率($\ln CruR$),用企业流动资产与流动负债的比率对数测度。

(四) 数据

本文的主要数据来自国家统计局的2005—2013年工业企业数据库,实施清洁生产审计项目的企业名单来自生态环境部。生态环境部公布了五批实施清洁生产审核并通过评估验收的企业名单,该名单记录了这些企业实施清洁生产审核的“名单公布时间”或“提交报告时间”,进入这一名单意味着企业成为清洁生产企业。研究期间共有17862家重点企业参与这一项目(西藏无企业参与这一项目),这些企业大多数为工业生产企业,利用企业名称及其企业代码与工业企业数据库的数据进行匹配,并将外资企业排除在外,并将出口值为负或者为零的企业删除,且剔除一些工业企业数据存在问题的企业,共匹配成功7416家本土出口企业。企业开始实施清洁生产的时间,本文根据名单中的两个时间点来确定,如果企业的“名单公布时间”是明确的,则以此为实施清洁生产的时间点;如果“名单公布时间”是缺失的或者为“自愿”,那则以“提交报告的时间”作为实施清洁生产的时间点。绿色系数计算数据来自生态环境部编制的工业污染物产生和排放系数手册,该手册包含523个4位数行业,根据不同的企业规模、工艺流程、末端处理技术等提供了相应不同的污染物产生及排放系数。

对于合资企业和外商独资企业的界定,参照Liu等(2019)的方法,将外资持股比例低于25%的企业归为本土企业,其余归为外商投资企业。在外商投资企业中,当外资持股比例在25%至95%之间,本文将其定义为合资企业,高于95%者为外商独资企业。

三、实证结果

(一) 基准模型实证结果

基准模型回归结果如表1所示,第(1)、第(2)和第(3)列中 FS 为合资企业水平溢出,第(4)、第(5)和第(6)列中 FS 为外商独资企业水平溢出。在各列估计结果中,倍差法关键变量($CP \times Post$)系数均显著为正,即清洁生产对企业出口绿色技术复杂度整体上产生了显著的正向作用,理论假设1得到证实。但是,显著水平较弱,且系数均较小,说明在考察期内,总体而言清洁生产带来的积极作用比较有限。这意味着考察期内,清洁生产带来的正向效应(包括创新补偿效应与产品间资源优化配置效应之和)仅稍强于负向的成本遵从效应。

合资企业水平溢出效应对本土企业出口绿色技术复杂度产生了显著的促进作用,但外商独资企业水平溢出效应则显著为负,这证实了理论假设3,即合资企业由于与本土企业有着更紧密的合作关系,发挥了更积极的技术溢出和环境溢出效应,从而对本土企业出口绿色技术复杂度产生了显著的正向作用。而外商独资企业相对本土同行企业较强的竞争力带来的负向作用超过了其相对较小的正向溢出作用,进而导致其对同行业本土企业出口绿色技术复杂度产生显著的负向影响。

接着,重点关注清洁生产与FDI水平溢出的交互项,对于合资企业水平溢出,系数在1%的水平上显著为正,表明清洁生产与合资企业水平溢出产生了显著的协同效应,促进了企业出口绿色技术复杂度的改善。而对于外商独资企业溢出,系数不显著,说明清洁生产与外商独资企业溢出并未产生显著的协同效应。因此,假设4得以验证。这主要是由于合资企业更突出的正向溢出效应增强了清洁生产的创新补偿效应,放大了产品间资源优化配置效应,同时弱化了成本遵从效应;由于清洁生产企业在研发投入、机器设备更新、人才引进和培养上更具优势,更好地吸收了FDI技术溢出和环境溢出,从而二者对出口绿色技术复杂度表现出显著为正的协同作用。但外商独资企业对本土企业突出的负向溢出效应导致其与清洁生产并未产生显著的协同效应。因此,加强清洁生产企业与合资企业的合作,同时注意外商独资企业较高市场竞争力对本土企业的挤占效应非常关键。结论表明,虽然清洁生产对企业出口绿色技术复杂度的直接促进作用较小,但是清洁生产可以通过增强合资企业水平溢出的正向效应,并在一定程度上弱化外商独资企业水平溢出的负向效应,进而间接提升本土企业绿色技术复杂度。

关注其他控制变量,企业员工工资加福利费代理的企业人力资本对企业出口绿色技术复杂度产生了显著的正向影响,这表明企业人力资本对企业的出口绿色技术

复杂度产生了积极的促进作用，这主要是由于较高的人力资本有助于企业生产率的提高，可以帮助企业提升出口比较优势，有利于推广绿色技术，进而促进了企业出口绿色技术复杂度提升。企业规模的系数为正，且显著，表明企业规模越大有利于助推企业出口绿色技术复杂度提高，这可能是由于企业规模扩大带来了规模经济，有利于企业成本下降，并提升了企业绿色创新能力，扩大了企业出口优势。企业的经营年限和企业流动比率对企业出口绿色技术复杂度影响均不显著。

表1 基准模型回归结果

项目	合资企业水平溢出			外商独资企业水平溢出		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
常数	1.254*** (5.128)	-1.488 (-1.130)	-0.376*** (-3.688)	-0.209*** (-3.829)	0.266*** (6.549)	2.234* (1.895)
$CP \times Post$	0.016** (2.028)	0.015* (1.904)	0.013* (1.980)	0.018* (1.895)	0.017* (1.966)	0.017* (1.886)
FS	—	0.148*** (6.891)	0.169*** (6.425)	—	-0.048*** (-5.915)	-0.052*** (-5.623)
$CP \times Post \times FS$	—	—	0.046*** (5.938)	—	—	0.022 (1.439)
$\ln Wage$	0.426*** (6.582)	0.447*** (6.729)	0.469*** (6.205)	0.465*** (6.394)	0.439*** (6.284)	0.458*** (6.536)
$\ln Size$	0.198*** (3.627)	0.192*** (4.145)	0.212*** (4.573)	0.245*** (4.026)	0.250*** (4.981)	0.254*** (4.297)
$\ln Age$	0.124 (1.371)	0.151 (0.766)	0.184 (1.492)	0.135 (1.175)	0.147 (1.236)	0.149 (0.895)
$\ln CruR$	0.067 (0.565)	0.091 (1.280)	0.088 (0.997)	0.105 (1.307)	0.132 (0.971)	0.133 (1.072)
固定效应	有	有	有	有	有	有
R^2	0.366	0.369	0.372	0.301	0.294	0.324
观测值	307 734	307 734	307 734	307 734	307 734	307 734

注：括号内为t值，*、**和***分别表示估计系数在10%、5%和1%水平下显著。下表同。

在基准模型实证检验的基础上，通过构造虚假的处理组来进行安慰剂检验，将与每个实施清洁生产的企业相同行业且年销售额最接近的非清洁生产企业作为处理组，其他非清洁生产企业为对照组。结果显示，倍差法关键变量（ $CP \times Post$ ）均不显著，三重交互项（ $CP \times Post \times FS$ ）也均不显著，这与基本回归结果不同，说明表1的结论确实是由清洁生产引起的，安慰剂检验证明模型的正确性。

（二）异质性分析

上文从总体上考察了清洁生产与FDI溢出的协同效应对本土企业出口绿色技术复杂度的影响效应，但是没有区分行业特征和企业属性的异质性。为了更好地理解清洁生产与FDI溢出的协同效应对本土企业出口绿色技术复杂度的影响，有必要分析不同行业特征或企业属性情况下，清洁生产与FDI溢出的协同效应对本土企业出口绿色技术复杂度影响的差异。故此，本文将从行业污染密集度和企业融资约束水平两方面，探究清洁生产与FDI溢出的协同效应的异质性。

1. 行业污染集中度异质性

Cole 和 Elliott (2007) 认为企业在污染强度更高的行业中, 环境规制政策带来的压力也更大的。很明显, 面临更大压力下, 污染强度更高行业将可能有更大的动力提高出口绿色技术复杂度。因此, 清洁生产可能会对不同污染强度行业的企业产生差异性的影响作用。

本文采用如下方法计算各行业的污染排放强度: 首先, 计算各个两位数行业污染物单位产值的污染排放量。其次, 对各产业污染物单位产值的污染排放值进行标准化处理。再次, 将各类污染排放得分等权重加权平均即可求得各行业的污染排放强度值, 选取 SO_2 和 COD 作为主要的污染物进行测定。按照各行业的污染排放强度值, 将污染排放强度位于高位 1/3 的行业定义为高污染行业组, 位于低位 1/3 的为低污染行业组, 其余为中污染集中度组。表 2 报告的结果可以看到, 高污染集中度行业组, 清洁生产对企业出口绿色技术复杂度产生了显著的负向作用; 但在低污染集中度行业组, 清洁生产对企业出口绿色技术复杂度无显著影响, 仅在中污染集中度行业组有显著的促进作用。这可能是由于在高污染集中度行业组, 清洁生产带来的成本遵从效应过高, 大于创新补偿效应和产品间资源优化配置效应之和, 不利于企业出口绿色技术复杂度提升; 而在低污染集中度行业组, 因为相对较小的压力, 前端环境治理带来的创新压力和产品间资源优化配置的动力较小, 导致对企业出口绿色技术复杂度无显著影响。另外, 在高污染和低污染集中度行业组, 清洁生产与合资、独资企业水平溢出的协同效应也均不显著; 而在中污染集中度组, 清洁生产与外资企业水平溢出均产生了显著为正的协同效应。这主要原因在于, 中污染集中度行业组中, 清洁生产企业面临比低污染组更大的环境压力, 导致它们更积极主动地向外资同行企业学习; 而在高污染集中度行业, 由于本土企业过高的成本支出, 阻碍了其对于 FDI 溢出的吸收。

表 2 行业污染集中度异质性检验

项目	高污染集中度行业组		中污染集中度行业组		低污染集中度行业组	
	合资企业水平溢出	独资企业水平溢出	合资企业水平溢出	独资企业水平溢出	合资企业水平溢出	独资企业水平溢出
$CP \times Pos$	-0.012*** (-4.695)	-0.014*** (-3.630)	0.067*** (4.269)	0.063*** (3.728)	0.008 (1.436)	-0.010 (-1.029)
FS	0.152*** (5.433)	-0.046*** (-5.271)	0.144*** (5.189)	-0.035*** (-3.204)	0.184*** (6.190)	-0.077*** (-5.814)
$CP \times Post \times FS$	0.037 (1.029)	0.018 (0.420)	0.024*** (8.641)	0.008*** (3.069)	0.049 (1.283)	0.023 (1.029)
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
R^2	0.348	0.366	0.324	0.327	0.339	0.354
观测值	102 578	102 578	102 578	102 578	102 578	102 578

2. 企业融资约束水平异质性

企业开展清洁生产和吸收FDI溢出均需要一定的资金支持,因此,企业融资约束水平不同,将影响到企业开展清洁生产和对FDI溢出的吸收,进而影响企业出口绿色技术复杂度。与欧定余和魏聪(2016)一样,本文使用应收账款净额占总资产比重来作为融资约束的代理变量。阳佳余(2012)认为,应收账款是产品赊账产生的商业信用在企业会计账户中的体现,该值越大说明企业越有可能成为商业信贷供给方,企业受到的融资约束程度越低。本文将融资约束程度位于高位1/3的企业定义为高融资约束组,其他企业为低融资约束组。

从表3报告的结果可以看到,在高融资约束组,倍差法关键变量($CP \times Post$)系数显著为负,说明高融资约束组的清洁生产抑制了企业出口绿色技术复杂度的提升;FDI溢出效应均不显著,清洁生产与FDI溢出的各交互项也均不显著。在低融资约束组,清洁生产促进了企业出口绿色技术复杂度提高,且合资企业溢出指标及其与清洁生产的交互项系数均为正,并在1%的水平上显著。这主要是因为:首先,从清洁生产的角度来看,实施清洁生产需要较多的资金,尤其是创新补偿机制和产品间资源优化配置效应的发挥更需要较多的资金支持才能实现,在低融资约束组,由于资金较容易得到解决,清洁生产的创新补偿机制得到了较好的发挥,产品间资源优化配置效应也能得到一定的提升。其次,融资约束导致本土企业对FDI溢出的吸收能力受损。本土企业吸收能力是FDI正外部性的先决条件,融资约束将导致技术采用的扭曲和要素投入的配置不当,较高融资约束的企业吸收能力受到较大程度的限制,FDI的正向溢出受到了抑制。具体来说,第一,更高的融资约束扭曲了外国技术采用的收益。采用新工艺或新技术总是需要预先支付固定成本,这种固定成本可以是学习上的投资,也可以是租用或购买技术专利、许可证等方面的投资。只有当新技术节省的成本抵消了这些初始投资成本时,采用技术才具有经济可

表3 企业融资约束水平异质性检验

项目	高融资约束组		低融资约束组	
	合资企业水平溢出	独资企业水平溢出	合资企业水平溢出	独资企业水平溢出
$CP \times Pos$	-0.025*** (-2.977)	-0.029*** (-2.436)	0.020*** (2.292)	0.019*** (3.027)
FS	0.145 (0.974)	0.034 (1.289)	0.115*** (3.064)	-0.003** (-2.154)
$CP \times Post \times FS$	0.009 (0.622)	0.012 (1.164)	0.039*** (3.529)	-0.008 (-1.370)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
R^2	0.317	0.322	0.306	0.313
观测值	102 578	102 578	205 156	205 156

行性。企业可能需要借款来投资这些前期项目，因此，对于面临更高融资约束的企业来说，初始成本自然会更高。这可能导致资金紧张的企业发现采用外国技术在经济上是不可行的。此外，即使它们采用了这些技术，它们所获得的效率收益也可能会落后于那些面临较低资金约束的同行。第二，不均衡的融资约束会错配经济中的要素投入。资本和劳动力等投入的分配最终会偏向于拥有较强政治关系的国内企业，而不一定是那些边际要素生产率最高的企业，这种配置不当也抑制了高融资约束企业对FDI溢出的吸收。

四、进一步的研究

(一) 考虑 FDI 水平溢出效应分解项的检验

为进一步了解异质性的 FDI 溢出对出口绿色技术复杂度的影响差异性的原因，本文将 FDI 水平溢出进行分解。已有文献表明 FDI 水平溢出一般可以分成竞争效应、示范效应和人员流动效应，受数据可获得性限制，本文主要考虑竞争效应和人员流动效应。本文在韩嫣和武拉平（2020）的方法基础上，首先将合资企业或外商独资企业加入赫芬达尔指数中，从而将异质性的 FDI 竞争效应从水平溢出中分解出来。

$$HHIJV_{jt} = \sum_{i \in n_{jt}} \left(\frac{Sale_{ijt}^{JV}}{\sum_i^{N_j} Sale_{it}} \right)^2, HHIWFO_{jt} = \sum_{i \in n_{jt}} \left(\frac{Sale_{ijt}^{WFO}}{\sum_i^{N_j} Sale_{it}} \right)^2 \quad (8)$$

式（8）中， $HHIJV$ 和 $HHIWFO$ 分别为合资和外商独资企业带来的竞争效应， $Sale^{JV}$ 和 $Sale^{WFO}$ 分别是合资、外商独资企业的销售额。人员流动效应最理想的衡量手段就是通过企业与人员匹配数据进行分析，由于数据难以获得，参照 Jude（2015）的方法，采用相应外企就业人数占比衡量人员流动效应。一般而言，外企就业人数越多，越容易发生外企人员向其他企业流动的情况，产生人员流动效应。因此有：

$$labJV_{jt} = \sum_{i \in n_{jt}} L_{ijt}^{JV} / \sum_{i \in N_{jt}} L_{ijt}, labWFO_{jt} = \sum_{i \in n_{jt}} L_{ijt}^{WFO} / \sum_{i \in N_{jt}} L_{ijt} \quad (9)$$

式（9）中， $labJV$ 和 $labWFO$ 分别为合资和外商独资企业带来的人员流动效应， L^{JV} 和 L^{WFO} 分别是合资和外商独资企业的就业人数， L_{ijt} 为两位数行业 j 企业 i 在 t 年的就业人数。从表 4 报告的结果可以看到，合资企业的竞争效应系数虽然为负，但是不显著；而外商独资企业的竞争效应系数在 1% 的显著水平上为负。这说明外商独资企业较强的竞争力，在优质生产要素、优秀人才和高收益市场方面与本土企业展开激烈竞争，对出口绿色技术复杂度产生了负向影响；而由于合资企业与内资企业相对较紧密的合作关系，竞争效应带来的负向作用较小，但外商独资企业的竞争效应的负向作用则较显著。对于人员流动效应，合资企业溢出效应显著为正，但外商独资企业溢出效应不显著，这主要是由于合资企业更容易通过人员流动向内资企业产生正向溢出效应，而外商独资企业为了维持自己较强的竞争力，往往在人员流动

上有较强的限制,而且可能反而从本土企业中吸引有较高人力资本积累的员工,导致外商独资企业的人员流动效应不显著。清洁生产与合资企业竞争效应、人员流动效应的交互项系数均显著为正,且分别为0.033和0.047,这说明清洁生产与合资企业的竞争效应和人员流动效应均产生了显著的协同效应,但与外商独资企业竞争效应和人员流动效应的交互项系数均不显著,这一结果进一步证实了前文的分析结论。

表4 清洁生产与FDI水平溢出效应分解项的协同效应检验

项目	竞争效应		人员流动效应	
	合资企业溢出	外商独资溢出	合资企业溢出	外商独资溢出
$CP \times Pos$	0.017* (1.858)	0.020* (1.914)	0.026** (2.091)	0.022* (1.983)
FS	-0.075 (-0.992)	-0.068*** (-6.416)	0.173*** (4.469)	0.039 (1.237)
$CP \times Post \times FS$	0.033*** (4.765)	0.023 (1.498)	0.047*** (3.825)	0.054 (0.822)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
R^2	0.304	0.329	0.288	0.291
观测值	307 734	307 734	307 734	307 734

(二) 考虑 FDI 垂直溢出的异质性作用

前文考虑了 FDI 的水平溢出,进一步考虑异质性 FDI 的垂直溢出效应。首先,构建 FDI 垂直溢出指标:

$$BFSJV_{jt} = \sum_{k \neq j} \alpha_{jk} HFSJV_{kt}, FFSJV_{jt} = \sum_{k \neq j} \gamma_{jk} HFSJV_{kt} \quad (10)$$

$$BFSWFO_{jt} = \sum_{k \neq j} \alpha_{jk} HFSWFO_{kt}, FFSWFO_{jt} = \sum_{k \neq j} \gamma_{jk} HFSWFO_{kt} \quad (11)$$

式(10)和式(11)中, $BFSJV$ 是合资企业后向溢出, $FFSJV$ 为合资企业前向溢出; $BFSWFO$ 是独资企业后向溢出, $FFSWFO$ 为独资企业前向溢出。后向溢出反映的是外资企业与地方供应商之间的关系,而前向溢出反映的是外资企业作为供应商产生的与地方企业的关系。 α_{jk} 为后向关联系数,是两位数行业 j 向 k 行业提供的产品占 j 行业工业销售总值的比重,也即是投入产出分析中所谓的行业分配系数。 γ_{jk} 为前向关联系数,是两位数行业 j 向 k 行业购买的产品占 j 行业工业销售总值的比重,也即是投入产出分析中所谓的行业直接消耗系数。从表5报告的结果可以看到,无论合资企业还是外商独资企业,后向溢出系数均显著为正,但是前向溢出均不显著,这表明外资企业通过购买本土上游企业(后向联系)的产品作为中间投入品均对本土企业出口绿色技术复杂度产生了积极影响。清洁生产与合资企业的前向、后向溢出的交互项均显著为正,但与外商独资企业,仅和其后向溢出产生

了显著的协同效应，且协同效应较小，这说明实施清洁生产的企业能够更好地吸收合资企业的前向、后向溢出，与其形成了显著的协同作用。

表5 清洁生产与FDI垂直溢出的协同效应检验

项目	合资企业溢出		外商独资企业溢出	
	前向溢出	后向溢出	前向溢出	后向溢出
<i>CP</i> × <i>Pos</i>	0.017* (1.858)	0.020* (1.914)	0.026* (1.876)	0.023* (1.973)
<i>FS</i>	0.053 (1.309)	0.206*** (7.294)	0.018 (1.027)	0.099*** (4.129)
<i>CP</i> × <i>Post</i> × <i>FS</i>	0.022*** (4.863)	0.095*** (6.604)	-0.074 (-1.288)	0.006*** (2.842)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
R ²	0.367	0.349	0.337	0.381
观测值	307 734	307 734	307 734	307 734

五、结论与政策启示

本文在测度企业出口绿色技术复杂度的基础上，利用独特的生态环境部公布的五批实施清洁生产审核并通过评估验收的企业名单，考察了前向环境治理手段——清洁生产与异质性FDI溢出的协同效应对本土企业出口绿色技术复杂度的影响作用。研究表明，清洁生产对本土企业出口绿色技术复杂度整体上表现出微弱的正向作用，合资企业水平溢出与清洁生产的协同效应显著提升了本土企业出口绿色技术复杂度，原因在于合资企业水平溢出有利于加强清洁生产企业的创新补偿效应和产品间资源优化配置效应，降低成本遵从效应；实施清洁生产的企业更容易吸收合资企业水平溢出效应，外商独资企业水平溢出与清洁生产却无显著的协同作用。协同效应对低融资约束、中污染密集度企业的出口绿色技术复杂度有更突出的影响作用。进一步研究发现，清洁生产与合资企业的人员流动效应，前、后向溢出均产生了显著的协同效应。本文发现，虽然清洁生产对企业出口绿色技术复杂度的直接促进作用较小，但是清洁生产可以通过增强合资企业溢出的正向效应，并弱化外商独资企业溢出的负向效应这一间接渠道提升本土企业出口绿色技术复杂度。

本文研究蕴含的政策含义：第一，出口企业要注意提升出口产品的绿色技术复杂度，可以着重从生产过程绿色化，中间投入品绿色化等角度入手，构建环保、绿色的企业生产理念，积极与优秀的外资企业展开合作，加强学习，以提升企业的出口绿色竞争力。第二，清洁生产作为一种重要的前端环境治理工具，可以根据实际情况进行推广，尤其是对于中污染密集度行业，加大实施清洁生产的力度，扩大覆

盖面,一方面可以发挥清洁生产的直接作用,另一方面有利于其与FDI的溢出形成协同效应,进而助推企业出口绿色技术复杂度提升。第三,对待外资企业,不能采取“一刀切”的态度。在高质量发展成为时代主题的今天,要注重引资的质量,引入更多绿色、环保的外资。政府要鼓励外商构建中外合资企业,加强本土企业与合资企业的合作,尤其要加强清洁生产企业与合资企业的互动,以促进其与合资企业溢出形成协同效应。同时,需注意外商独资企业较高竞争力对本土企业的市场挤出效应和对国内优质生产要素尤其是人才的争夺效应。第四,政府和金融部门要给予实施清洁生产的企业更多的资金支持,帮助其拓宽融资渠道,缓解融资约束,这有助于清洁生产通过直接渠道和与FDI溢出形成协同效应这一间接渠道发挥对企业出口绿色技术复杂度的促进作用。第五,清洁生产企业应根据实际需要,积极吸引有外企工作经历的就业人员。同时,与外资企业建立良好的上下游关系,一方面,积极为外资企业做好配套服务,另一方面可以选择绿色、环保且高质量的外资企业尤其是合资企业的产品作为中间投入品,以更好地获得外资企业的溢出效应。

[参考文献]

- [1]安慧彦,姚慧琴.环境规制强度对区域经济竞争力的影响——基于西部省级面板数据的实证分析[J].管理科学,2020(3):27-37.
- [2]韩嫣,武拉平.FDI对中国农业企业创新溢出效应的分解——基于吸收能力的门槛回归分析[J].国际贸易问题,2020(8):132-146.
- [3]康志勇,张宁,汤学良,等.“减碳”政策制约了中国企业出口吗[J].中国工业经济,2018(9):117-135.
- [4]欧定余,魏聪.融资约束、政府补贴与研发制造企业的生存风险[J].经济科学,2016(6):63-74.
- [5]阳佳余.融资约束与企业出口行为:基于工业企业数据的经验研究[J].经济学(季刊),2012(4):1503-1524.
- [6]张彩云,王勇,李雅楠.生产过程绿色化能促进就业吗——来自清洁生产标准的证据[J].财贸经济,2017(3):131-146.
- [7]张慧玲,盛丹.前端污染治理对我国企业生产率的影响[J].经济评论,2019(1):75-90.
- [8]ACKERBERG D, CAVES K, FRAZER G. Identification Properties of Recent Production Functions[J]. *Econometrica*, 2015, 83(6): 2411-2451.
- [9]ALBORNOZ F, COLE M, ELLIOTT R, ERCOLANI M. In Search of Environmental Spillovers[J]. *The World Economy*, 2009, 32(1): 136-163.
- [10]ALBORNOZ F, COLE M, ELLIOTT R, ERCOLANI M. The Environmental Actions of Firms: Examining the Role of Spillovers, Networks and Absorptive Capacity[J]. *Journal of Environmental Management*, 2014, 146: 150-163.
- [11]ANGRIST J, PISCHKE J. *Mastering Metrics: The Path from Cause to Effect*[M]. New Jersey: Princeton University Press, 2014.
- [12]BARROWS G, OLLIVIER H. Emission Intensity and Firm Dynamics: Reallocation, Product Mix, and Technology in India[R]. Working Paper 245, Grantham Research Institute on Climate Change and the Environment, 2016.
- [13]BERNARD A, JENSEN J. Why Some Firms Export[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2004, 86(2): 561-569.

- [14] COLE M, ELLIOTT R. Do Environmental Regulations Cost Jobs? An Industry-level Analysis of the UK[J]. The BE Journal of Economic Analysis & Policy, 2007, 7(1): 1-25.
- [15] COSTANTINI V, CRESPI F. Environmental Regulation and the Export Dynamics of Energy Technologies[J]. Ecological Economics, 2008, 66(2): 447-460.
- [16] DONG Y, SHAO S, ZHANG Y. Does FDI Have Energy-saving Spillover Effect in China? A Perspective of Energy-biased Technical Change[J]. Journal of Cleaner Production, 2019, 234: 436-450.
- [17] FENG Y, WANG X, DU W, et al. Effects of Environmental Regulation and FDI on Urban Innovation in China: A Spatial Durbin Econometric Analysis[J]. Journal of Cleaner Production, 2019, 235: 210-224.
- [18] GAO Y, YAO X, WANG W, LIU X. Dynamic Effect of Environmental Tax on Export Trade: Based on DSGE Mode[J]. Energy & Environment, 2019, 30(7): 1275-1290.
- [19] HARRIS M, KONYA L, MATYAS L. Modelling the Impact of Environmental Regulations on Bilateral Trade Flows: OECD, 1990-1996[J]. The World Economy, 2002, 25(3): 387-405.
- [20] HAUSMANN R, HWANG J, RODRIK D. What You Export Matters[J]. Journal of Economic Growth 2007, 12: 1-25.
- [21] HERING L, PONCET S. Environmental Policy and Exports: Evidence from Chinese Cities[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2014, 68(2): 296-318.
- [22] JAVORCIK B. Does Foreign Direct Investment Increase the Productivity of Domestic Firms? In Search of Spillovers Through Backward Linkages[J]. The American Economic Review, 2004, 94(3): 605-627.
- [23] JAVORCIK B, SPARAREANU M. To Share or not to Share: Does Local Participation Matter for Spillovers from Foreign Direct Investment[J]. Journal of Development Economics, 2008, 85(1): 194-217.
- [24] JUDE C. Technology Spillovers from FDI. Evidence on the Intensity of Different Spillover Channels[J]. The World Economy, 2016, 39(12): 1947-1973.
- [25] LEVINSOHN J, PETRIN A. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables[J]. The Review of Economic Studies, 2003, 70(2): 317-341.
- [26] LI C, LU J. R&D, Financing Constraints and Export Green-sophistication in China[J]. China Economic Review, 2018, 47(2): 234-244.
- [27] LIU Q, LU R, YANG C. International Joint Ventures and Technology Diffusion: Evidence from China[J]. The World Economy, 2019(6): 1-24.
- [28] PORTER M E. America's Green Strategy[J]. Scientific American, 1991, 264(4): 96.
- [29] ROSENBAUM P, RUBIN D. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects[J]. Biometrika, 1983, 70(1): 41-55.
- [30] SMITH JA, TODD PE. Does Matching Overcome LaLonde's Critique of Nonexperimental Estimators[J]. Journal of Econometrics, 2005, 13(1): 1-24.
- [31] VAN REENEN J, YUEH L. Why Has China Grown so Fast? The Role of International Technology Transfer[R]. CEP Discussion Paper, 2012, 1121.
- [32] ZHU H, DUAN L, GUO Y, YU K. The Effects of FDI, Economic Growth and Energy Consumption on Carbon Emissions in ASEAN-5: Evidence from Panel Quantile Regression[J]. Economic Modeling, 2016, (58): 237-248.
- [33] ZHANG Y, CUI J, LU C. Does Environmental Regulation Affect Firm Exports? Evidence from Wastewater Discharge Standard in China[J]. China Economic Review, 2020, 61(6): 101451.

End-of-pipe Environmental Governance, Heterogeneous FDI Spillover and Green Technology Sophistication of Local Enterprises' Export —Difference-in-differences Test Based on Propensity Score Matching

LAI Yongjian, HE Xiangmin

(School of Economics and Trade, Nanchang Institute of Technology, Nanchang, Jiangxi, 330099)

Abstract: Using unique data that have been published by the Ministry of Ecology and Environment, which included five batch of implementing clean production audit and accepted by evaluating the list of enterprise from 2005 to 2012. On the basis of measuring the export green technology sophistication of enterprise, this paper adopted the difference-in-differences method based on propensity score matching, investigated the synergistic effect of clean production and heterogeneity of FDI spillover effects on the domestic enterprises export green technology sophistication. The results show that cleaner production has a weak positive effect on the local enterprises' export green technology sophistication, and the synergistic effect between cleaner production and horizontal spillover of joint ventures significantly improves the local enterprises' export green technology sophistication, but there is no significant synergistic effect between cleaner production and horizontal spillover of foreign-owned enterprises. The synergistic effect has a more prominent influence on the export green technology sophistication of enterprises in low financing constraint and medium pollution intensity industries. Further research shows that the talent flow effect, forward spillover and backward spillover of joint ventures have significant synergistic effects with the cleaner production. However, only the backward spillover and cleaner production have outstanding synergistic effect in WFOEs.

Keywords: End-of-pipe Environment Governance; Cleaner Production; Export Green Technology Sophistication; Propensity Score Matching; Difference-in-differences Method

(责任编辑 刘建昌)