

绿色导向的国际投资：绿色工厂认定与企业对外直接投资

于连超¹, 李昭依², 兰秀娟³, 季培楠¹

(1. 兰州大学 管理学院, 甘肃 兰州 730000; 2. 大连理工大学 经济管理学院, 辽宁 大连 116024;
3. 云南大学 工商管理与旅游管理学院, 云南 昆明 650500)

摘要: 随着全球各国对绿色发展日益重视, 绿色正成为国际投资的新底色。文章以国家级绿色工厂认定为自然实验, 运用2012—2022年沪深A股制造业上市公司的经验证据, 使用多期双重差分法探讨了绿色制造体系建设对企业对外直接投资(OFDI)的影响。研究发现, 绿色工厂认定显著促进了企业OFDI, 表现为绿色工厂认定后企业OFDI的倾向和规模均明显提高。机制分析表明, 绿色工厂认定既能督促企业提升环境绩效以获得环境所有权优势, 还能帮助企业改善资源获取以获得资源所有权优势, 从而促进企业OFDI。异质性分析发现, 当产权性质为非国有、行业属性为中低技术以及公司治理较差时, 绿色工厂认定对企业OFDI的促进作用更显著。拓展性分析发现, 绿色工厂认定促进了企业向环境要求较高的东道国进行OFDI, 从而优化了区位选择; 绿色工厂认定通过促进企业OFDI, 从而改善了企业财务绩效和提高了企业市场价值。文章证实了绿色制造体系建设在重塑绿色导向的国际投资新格局中的重要作用, 为政府完善绿色制造体系建设、企业优化国际投资决策提供了经验参考。

关键词: 国际投资; 对外直接投资; 绿色制造; 绿色工厂; 所有权优势

中图分类号: F272.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2024)06-0033-16

一、引言

面对污染事件频发、气温不断升高以及资源耗用加剧的现实困境, 全球各国均在积极推进绿色转型, 以实现高质量经济发展与高水平环境保护之间的协同共赢。中国作为世界第一的制造大国, 也在积极探索中国式制造模式转型, 努力践行人与自然和谐共生的绿色制造理念。2015年5月, 国务院发布《中国制造2025》(国发〔2015〕28号), 强调要坚持把可持续发展作为建设制造强国的重要着力点, 构建绿色制造体系, 走生态文明建设的发展道路。2024年8月, 中央网信办等十部门联合印发《数字化绿色化协同转型发展实施指南》, 强调要推动传统制造业数字化绿色化协同转型, 加快构建数字化绿色制造体系。绿色制造体系的核心主体在于企业, 需要以绿色标准为引领, 以绿色工厂为依托, 打造绿色产品、绿色园区和绿色供应链, 实现全环节、全

收稿日期: 2024-08-04

基金项目: 甘肃省哲学社会科学规划一般项目“生态环保数字化转型倒逼甘肃工业企业绿色转型的路径设计与支撑体系研究”(2023YB014)。

作者简介: 于连超(1991—), 男, 天津人, 兰州大学管理学院青年教授、硕士生导师;

李昭依(2001—), 女, 河北唐山人, 大连理工大学经济管理学院硕士研究生;

兰秀娟(1990—), 女, 重庆荣昌人, 云南大学工商管理与旅游管理学院讲师、硕士生导师;

季培楠(1991—), 男, 河北沧州人, 兰州大学管理学院青年研究员、硕士生导师(通信作者)。

流程的绿色制造覆盖。绿色工厂作为绿色制造体系的核心实施单元,是指实现用地集约化、原料无害化、生产洁净化、废物资源化、能源低碳化的企业。根据工信部发布的绿色工厂认定企业名单(剔除已撤销企业),2017—2022年共计3608家企业获得绿色工厂认定。因此,如何更好地推进绿色工厂建设以赋能制造业绿色转型,对推进中国式现代化建设至关重要。

绿色工厂认定作为政府主导的自愿型环境规制,有利于借助“有为政府”和“有效市场”的双重力量来推进企业绿色发展。绿色工厂认定在企业股价(陈艳莹等,2022)、企业绿色创新(朱朝晖等,2023)、企业环境信息披露(王茂斌等,2024)、企业劳动收入份额(Wei等,2024)等方面产生了重要影响,但这些研究忽视了企业对外直接投资这种重要的国际化决策及投资行为。尽管中国对外直接投资已取得了显著成就,但绿色导向的国际投资仍然不足(Hao等,2020)。在全球各国倡导绿色转型的共同趋势下,传统的对外直接投资模式已难以满足高质量发展的要求,暴露出资源消耗过度、污染排放超标、碳排放上升等问题。为破解这一困境,中国正在推行绿色导向的国际投资。2021年7月,商务部、生态环境部联合发布《对外投资合作绿色发展工作指引》(商合函〔2021〕309号),强调要加快推动对外投资合作绿色发展,助力构建新发展格局。2024年7月,中共中央、国务院印发《关于加快经济社会发展全面绿色转型的意见》,强调要从参与引领全球绿色转型进程、加强政策交流和务实合作两方面加强绿色转型国际合作。高水平对外开放需要以绿色化为引领,加快发展方式转型,深化绿色发展国际合作,增强发展新动能新优势。在如此的现实背景下,本文以绿色工厂认定作为研究视角,探讨绿色制造体系建设对企业对外直接投资的影响,以期揭示绿色制造体系建设在重塑绿色导向的国际投资新格局中的重要作用。

母国环境规制与企业对外直接投资的关系如何,始终存在明显的理论争议。根据新古典经济学理论,母国环境规制要求企业投入大量的资金进行环境保护,形成内部资源挤占,从而抑制企业对外直接投资。根据“污染避难所”假说,母国环境规制会促使企业向环境要求较低的东道国进行对外直接投资。根据国际生产折衷理论,母国环境规制会重塑企业所有权优势,克服东道国的“外来者劣势”,从而促进企业对外直接投资。对于不同类型的母国环境规制而言,其可能产生差异化的对外直接投资效应。环保处罚政策(温梦瑶,2022)抑制了企业对外直接投资,而空气质量监测政策(Dong等,2022)、排污权交易政策(綦建红和张志彤,2021)、碳排放交易试点政策(郭蕾和肖有智,2022)促进了企业对外直接投资。然而,这些研究仅分析了命令型和经济型的母国环境规制,却忽视了自愿型的母国环境规制。绿色工厂认定作为政府主导的自愿型环境规制,具有政府推行下的高积极性、政府背书下的高权威性和政府监督下的高可靠性,有助于重塑企业所有权优势,从而促进企业对外直接投资。基于此,本文拟探讨绿色工厂认定对企业对外直接投资的影响,旨在明晰对外直接投资过程中自愿型环境规制的重要作用。

本文可能的边际贡献在于:第一,从对外直接投资视角拓展了绿色工厂认定的经济效应研究。已有研究侧重分析了绿色工厂认定对企业股价(陈艳莹等,2022)、企业绿色创新(朱朝晖等,2023)、企业环境信息披露(王茂斌等,2024)、企业劳动收入份额(Wei等,2024)等方面的影响,但这些研究仅着眼于企业国内行为及表现,缺乏对企业国际行为及表现的分析。本文以对外直接投资这一国际投资决策为研究视角,探讨绿色工厂认定如何影响企业国际投资,拓展了绿色工厂认定的研究边界。第二,从绿色工厂认定视角拓展了企业对外直接投资的环境规制因素研究。不同类型的环境规制产生了差异化的对外直接投资效应,如环保处罚抑制了企业对外直接投资(温梦瑶,2022),空气质量监测政策(Dong等,2022)、排污权交易政策(綦建红和张志彤,2021)、碳排放交易试点政策(郭蕾和肖有智,2022)促进了企业对外直接投资,但这些研究

忽视了自愿型环境规制的重要作用。本文以绿色工厂认定这项政府主导的自愿型环境规制为研究视角,不仅丰富了新古典经济学理论、污染避难所假说和国际生产折衷理论的研究内容,还拓展了企业对外直接投资的环境规制因素研究。第三,揭示了绿色工厂认定促进企业对外直接投资的潜在机制、边界效应及其经济后果。绿色工厂认定能够调动“有为政府”和“有效市场”的双重力量,既有助于企业获得环境所有权优势,又有助于企业获得资源所有权优势,从而降低对外直接投资过程中的环境壁垒和资源壁垒,且这种对外直接投资效应存在产权性质、行业属性以及公司治理的边界效应。而且,绿色工厂认定还能优化企业对外直接投资过程中的区位选择,并给企业带来更高的财务绩效和 market 价值。

二、制度背景与研究假设

(一) 制度背景

建立绿色制造新体系,打造绿色增长新引擎,是推进中国式现代化建设的创新举措。2015年5月,国务院发布《中国制造2025》(国发〔2015〕28号),强调要努力构建高效、清洁、低碳、循环的绿色制造体系。2016年6月,工信部印发《工业绿色发展规划(2016—2020年)》,强调要加快构建绿色制造体系,发展壮大绿色制造产业。2016年9月,工信部发布《绿色制造工程实施指南(2016—2020年)》,强调要推行绿色制造体系构建试点。2016年9月,工信部办公厅发布《关于开展绿色制造体系建设的通知》(工信厅节函〔2016〕586号),强调要全面统筹推进绿色制造体系建设,并发布相应的评价要求。绿色工厂是绿色制造体系的核心支撑单元,侧重推动生产过程的绿色化,旨在减少环境污染和碳排放,提高资源综合利用效率。2024年1月,工信部印发《绿色工厂梯度培育及管理暂行办法》,强调要从纵向和横向两个梯度培育绿色工厂,纵向梯度强调国家、省、市三级联动,横向梯度强调绿色工业园区、绿色供应链的带动作用。

环境规制主要包括命令型、经济型和自愿型三种类型。命令型环境规制运用强制性的环境手段(如环境处罚等)督促企业履行环境责任(温梦瑶, 2022)。经济型环境规制运用经济性的环境手段(如环境税收、排放权交易等)激励企业履行环境责任(郭蕾和肖有智, 2022)。与这些环境规制相比,绿色工厂认定作为政府主导的自愿型环境规制,其主要优势在于:一是政府推行下的高积极性。绿色工厂认定由政府部门运用强大的影响力和资源调配能力来推行,更能调动企业绿色发展的积极性。二是政府背书下的高权威性。绿色工厂认定由政府部门负责把控申请、复核、审查等环节,具有高权威性。三是政府监督下的高可靠性。绿色工厂认定由政府部门负责监督,具有高可靠性。因此,绿色工厂认定能推进“有为政府”和“有效市场”的协调融合,充分调动企业绿色制造建设的积极性。

(二) 理论分析与研究假设

根据国际生产折衷理论,所有权优势在企业对外直接投资过程中起着决定性作用(Dunning, 1988)。所有权优势可以划分为资产、交易和制度三方面,其中,资产所有权优势是指企业拥有的特定资产的竞争优势(Carney等, 2019),如先进的机器设备、独有的知识产权等;交易所有权优势是指企业在交易方面拥有的独特优势(Piperopoulos等, 2018),如独特的供应链渠道、良好的品牌认可度等;制度所有权优势是指企业拥有的制度优势(Dunning和Lundan, 2008),如管理机制、企业文化、价值理念等。随着全球各国对污染问题、碳排放问题的日益重视,企业所有权优势不再局限于经济价值创造,更在于环境价值创造(谢红军和吕雪, 2022)。这些所有权优势能增强企业对外直接投资的动机,包括市场寻求、效率提升、资源寻求、资产寻求等(Makino等, 2002)。绿色工厂认定作为一种政府主导的自愿型环境规制,不仅能督促企业

提升环境绩效以获取环境所有权优势,还能帮助企业改善资源获取以获得资源所有权优势,从而促进企业对外直接投资。

第一,绿色工厂认定会督促企业提升环境绩效,从而促进企业对外直接投资。绿色工厂认定能从以下两方面督促企业提升环境绩效:一是获得绿色工厂认定的企业需要接受政府的持续性环境监督。政府部门会对获得绿色工厂认定的企业进行定期环境审查和不定期环境抽查,若企业不持续提升环境绩效以满足认定标准,企业会被取消绿色工厂认定(陈艳莹等, 2022)。因此,在政府部门的持续性监督下,企业会不断提升环境绩效。二是获得绿色工厂认定的企业还会引起媒体、公众等社会主体的关注,并进行环境监督。当绿色工厂认定名单对外公布后,媒体、公众等社会主体会关注到企业绿色制造情况(范琳珊等, 2022),并加强对这些企业的报道和宣传,从而激励企业持续改善环境绩效以获得社会主体的环境认可。而且,这些外部主体还会对获得绿色工厂认定的企业进行持续的环境关注,从而督促企业进行绿色化生产,以提升环境绩效。

绿色工厂认定带来的企业环境绩效提升,会使企业获得环境所有权优势,从而促进企业对外直接投资。环境所有权优势能通过以下两方面促进企业对外直接投资:一是政府投资审查方面。随着污染问题和碳排放问题的不断加剧,全球各国政府均在加强对企业环境责任履行的审查,这会导致企业在对外直接投资过程中面临较高的环境障碍(于连超等, 2023)。绿色工厂认定带来的环境绩效提升,能帮助企业满足东道国政府的环境要求,获得投资许可。二是社会主体认可方面。除东道国政府以外,企业对外直接投资还需要接受社会主体的环境监督(Wang和Li, 2019)。当企业破坏生态环境而引发社会主体的不良情绪时,这些社会主体会通过政府举报、舆论压力等途径对企业施压,从而使企业在对外直接投资过程中面临较高的环境风险。绿色工厂认定能帮助企业获取社会主体的环境认可,使这些社会主体接纳并认可企业环境理念。这些环境所有权优势能降低企业对外直接投资过程中的环境壁垒,从而促进企业对外直接投资。

第二,绿色工厂认定能帮助企业改善资源获取,从而促进企业对外直接投资。绿色工厂认定能帮助企业获得以下两方面的资源:一是政府资源。绿色工厂认定符合国家层面的绿色战略导向(朱朝晖等, 2023),这会促使政府给予这些企业更多的财政支持,如政府补助、税收优惠等。二是市场资源。随着绿色投资理念和绿色信贷理念的不断深入,投资者(金融机构)在进行投资(信贷)决策时会考虑企业环境责任履行情况(崔惠玉等, 2023),当企业环境责任履行较差时,投资者(金融机构)会减少投资金额(信贷供给),而绿色工厂认定能帮助企业获取投资者(金融机构)的环境认可,促使其增加股权投资(信贷供给)。而且在绿色供应链的引导下,供应商、客户等上下游企业会优先选择与环境责任履行较好的企业进行合作,以降低合作风险,而绿色工厂认定能降低供应链之间的环境风险传染,增强合作稳定性,从而促使上下游企业增加商业信用供给。

绿色工厂认定带来的企业资源获取改善,会使企业获得资源所有权优势,从而促进企业对外直接投资。资源所有权优势能从以下三方面赋能企业对外直接投资:一是投资门槛方面。与国内投资相比,对外直接投资往往需要企业投入更多的资金(Desbordes和Wei, 2017),如购买土地使用权(所有权)、盖厂房、雇用员工等,这些花费通常比国内要高,尤其是在土地资本、人力资本较高的发达国家。然而,绿色工厂认定能帮助企业获取更多的资金,使企业达到对外直接投资的基本门槛。二是投资风险方面。相较于国内投资,对外直接投资的周期更长、风险更高(祝继高等, 2023),而绿色工厂认定带来的资源获取改善,使企业在对外直接投资时可以更灵

活地配置资金,确保在投资周期内始终保持充足的资金流动性,从而应对可能发生的突发事件或非预期风险,如政治风险、政策风险、汇率风险等,降低对外直接投资过程中的不确定性。三是投资优势方面。规模优势引起的成本降低在企业对外直接投资过程中至关重要,而绿色工厂认定带来的资源获取效应,使企业有能力扩大对外直接投资以获得规模优势。这些资源所有权优势能降低企业对外直接投资过程中的资源壁垒,从而促进企业对外直接投资。基于以上分析,本文提出如下假设:

H1:绿色工厂认定能促进企业对外直接投资。

H2:绿色工厂认定能督促企业提升环境绩效以获取环境所有权优势,从而促进企业对外直接投资。

H3:绿色工厂认定能帮助企业改善资源获取以获得资源所有权优势,从而促进企业对外直接投资。

三、研究设计

(一)研究样本与数据来源

本文以2012—2022年沪深A股制造业上市公司为研究样本,理由在于:一是绿色工厂认定从2017年开始实施,因而考虑到样本期间的对称性和可比性,本文选取首批绿色工厂认定前后5年(2012—2022年)作为样本期间;二是绿色工厂认定主要针对制造业,因而本文选取制造业上市公司作为研究对象。同时,考虑到上市异常、数据获取等因素,本文将ST、*ST等特殊处理、变量数据缺失的研究样本进行剔除,最终获得23945个企业对外直接投资倾向和10579个企业对外直接投资规模的观测值。绿色工厂认定的企业名单来自工信部的官方网站,将其与上市公司进行匹配,据此识别绿色工厂认定的实验组和控制组。由于有些上市公司在获得绿色工厂认定后存在被撤销的情形,因而为保持实验组的稳定性和长期性,本文将这些企业进行删除。企业对外直接投资和控制变量的数据均来自国泰安(CSMAR)数据库。为克服极端值的不利影响,本文对连续变量进行缩尾处理,缩尾尺度为前后1%。

(二)变量定义

1. 被解释变量:对外直接投资(*OFDIIF*、*OFDISC*)。参考Ramasamy等(2012)、谢红军和吕雪(2022)的方法,本文从倾向和规模两方面衡量企业对外直接投资。倾向层面侧重关注企业是否进行对外直接投资,构建*OFDIIF*虚拟变量,当企业期末存在对外直接投资时*OFDIIF*取1,否则取0。规模层面侧重分析企业对外直接投资金额,构建*OFDISC*连续变量,使用企业期末对外直接投资金额加1的自然对数衡量。由于未进行对外直接投资的企业不会受到绿色工厂认定政策的影响,因而本文在测度企业对外直接投资规模时将未进行对外直接投资的研究样本予以剔除。

2. 解释变量:绿色工厂认定(*GFC×PT*)。本文从空间和时间两个维度识别绿色工厂认定。空间层面划分实验组和控制组,构建分组变量(*GFC*),当企业获得绿色工厂认定时*GFC*取1,否则取0。时间层面区分处理时间和未处理时间,构建时间变量(*PT*),当年份为获得绿色工厂认定的当年及以后年份时*PT*取1,否则取0。最后,本文构建交互变量(*GFC×PT*),反映绿色工厂认定带来的潜在影响。

3. 控制变量(*Controls*)。参考谢红军和吕雪(2022)、于连超等(2023)的实证模型,本文控制影响企业对外直接投资的重要因素(*Controls*),相关变量和定义如表1所示。

表 1 变量说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量含义
被解释变量	对外直接投资倾向	<i>OFDIIF</i>	当年末存在对外直接投资时取1, 否则取0
	对外直接投资规模	<i>OFDISC</i>	年末对外直接投资金额加1的自然对数
解释变量	分组变量	<i>GFC</i>	企业获得绿色工厂认定时取1, 否则取0
	时间变量	<i>PT</i>	年份为获得绿色工厂认定的当年及以后年份时取1, 否则取0
	交互变量	<i>GFC×PT</i>	分组变量与时间变量的交乘项
控制变量	企业规模	<i>Size</i>	总资产的自然对数
	资产负债率	<i>Lev</i>	总负债除以总资产
	资产收益率	<i>ROA</i>	净利润除以总资产
	企业成长性	<i>Growth</i>	营业收入增加额占上年营业收入的比例
	企业年龄	<i>Age</i>	当年年份与成立年份之差加1的自然对数
	产权性质	<i>SOE</i>	国有控股取1, 否则取0
	独立董事比例	<i>ID</i>	独立董事人数除以董事会人数
	董事会规模	<i>BOD</i>	董事会人数的自然对数
	监事会规模	<i>BOS</i>	监事会人数的自然对数
	两职合一	<i>Dual</i>	当董事长和总理由同一人担任时取1, 否则取0
审计师类型	<i>Auditor</i>	当审计师来自国际“四大”时取1, 否则取0	

(三) 模型设定

为分析绿色工厂认定对企业对外直接投资倾向的影响, 本文构建模型(1)。

$$OFDIIF_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 GFC_i \times PT_t + \gamma Controls_{i,t} + Year + Indu + Prov + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, i, t 分别表示企业、年份, $OFDIIF$ 表示企业对外直接投资倾向, $GFC \times PT$ 表示绿色工厂认定, $Controls$ 表示控制变量, $Year$ 、 $Indu$ 和 $Prov$ 分别表示年份、行业和省份固定效应, ε 表示随机扰动项。企业对外直接投资倾向($OFDIIF$)是虚拟变量, 因而本文使用 $Probit$ 估计方法进行实证检验。由于 $Probit$ 估计方法不支持控制企业固定效应, 本文控制年份、行业和省份固定效应。

为分析绿色工厂认定对企业对外直接投资规模的影响, 本文构建模型(2)。

$$OFDISC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 GFC_i \times PT_t + \gamma Controls_{i,t} + Firm + Year + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $OFDISC$ 表示企业对外直接投资规模, $Firm$ 表示企业固定效应, 其他变量含义同模型(1)。企业对外直接投资规模($OFDISC$)是连续变量, 因而本文使用OLS估计方法进行实证分析, 并控制企业和年份固定效应。

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计分析

本文主要变量的描述性统计结果如表2所示(控制变量结果留存备索)。由Panel A可知, 在对外直接投资倾向的样本中, $OFDIIF$ 的平均值为0.442, 表明进行对外直接投资的样本占比约为44.2%, 这意味着中国还有大量制造业企业没有“走出去”。 $GFC \times PT$ 的平均值为0.060, 表明受到绿色工厂认定影响的对外直接投资倾向样本占比约为6.0%, 表明绿色工厂认定的覆盖范围较小。由Panel B可知, 在对外直接投资规模的样本中, $OFDISC$ 的平均值为16.840, 且其最小值为0.582, 最大值为22.244, 表明企业对外直接投资规模存在明显的个体差异。 $GFC \times PT$ 的平均值为0.083, 表明受到绿色工厂认定影响的对外直接投资规模样本占比约为8.3%, 表明绿色工厂认定的覆盖范围较小。

表2 描述性统计结果

Panel A: 对外直接投资倾向样本						
变量	样本量	平均值	中位数	最小值	最大值	标准差
<i>OFDIIF</i>	23 945	0.442	0.000	0.000	1.000	0.497
<i>GFC×PT</i>	23 945	0.060	0.000	0.000	1.000	0.238
Panel B: 对外直接投资规模样本						
变量	样本量	平均值	中位数	最小值	最大值	标准差
<i>OFDISC</i>	10 579	16.840	17.208	0.582	22.244	3.077
<i>GFC×PT</i>	10 579	0.083	0.000	0.000	1.000	0.276

(二) 基准回归分析

本文基准回归结果如表3所示。

表3 基准回归结果

变量	对外直接投资倾向		对外直接投资规模	
	(1) <i>OFDIIF</i>	(2) <i>OFDIIF</i>	(3) <i>OFDISC</i>	(4) <i>OFDISC</i>
<i>GFC×PT</i>	0.465*** (7.032)	0.263*** (3.793)	0.858*** (6.868)	0.782*** (6.705)
<i>Constant</i>	-0.408*** (-3.600)	-8.431*** (-13.918)	15.240*** (136.179)	-4.250* (-1.903)
<i>Controls</i>	否	是	否	是
<i>Firm FE</i>	否	否	是	是
<i>Year FE</i>	是	是	是	是
<i>Indu FE</i>	是	是	否	否
<i>Prov FE</i>	是	是	否	否
<i>N</i>	23 945	23 945	10 579	10 579
<i>Pseudo R²/Adj. R²</i>	0.065	0.137	0.178	0.210

注:括号内为使用企业层面聚类标准误计算的z值和t值;上标*、**和***分别表示显著性水平为10%、5%和1%。下同。

列(1)和列(2)列示了对外直接投资倾向层面结果,*GFC×PT*对*OFDIIF*的回归系数分别为0.465和0.263,均在1%的水平上显著,表明绿色工厂认定能够提高企业对外直接投资倾向。边际效应结果显示,第(2)列*GFC×PT*的边际系数为0.088,表明与未获得绿色工厂认定的企业相比,获得绿色工厂认定的企业对外直接投资倾向增加了8.8%。列(3)和列(4)报告了对外直接投资规模层面结果,*GFC×PT*对*OFDISC*的回归系数分别为0.858和0.782,均在1%的水平上显著,表明绿色工厂认定能提高企业对外直接投资规模。当*GFC×PT*变动一个标准差时,*OFDISC*变动7.0%(=0.782×0.276/3.077)个标准差。结果表明,无论是倾向层面还是规模层面,绿色工厂认定均显著促进了企业对外直接投资,从而印证了研究假设H1。

(三) 作用机制分析

根据国际生产折衷理论,拥有所有权优势的企业才能克服“外来者劣势”,从而拓宽东道国市场。绿色工厂认定能帮助企业获得以下所有权优势:一是绿色工厂认定能促进企业提升环境绩效,获得环境所有权优势;二是绿色工厂认定能帮助企业改善资源获取,获得资源所有权优势。这些所有权优势能帮助企业降低对外直接投资壁垒,从而促进企业对外直接投资。

1. 环境绩效机制。为分析环境绩效机制是否成立,本文参考于连超和王雷(2023)的方法,使用环境评分作为环境绩效的衡量指标,并考虑到评价体系的客观性和偏差性,分别使用中国研究数据服务平台(CNRDS)和华证(HZ)关于企业ESG评价体系中的环境维度评价指标体系,并加1后取自然对数(*EP_CNRDS*、*EP_HZ*),回归结果如表4所示。*GFC×PT*对*EP_CNRDS*、*EP_HZ*的回归系数均显著为正,表明绿色工厂认定会提升企业环境绩效。较好的环境绩效能帮助企业获得环境所有权优势,增强企业进行对外直接投资的意愿。因此,研究假设H2得到验证。

2. 资源获取机制。为探讨资源获取机制是否成立,本文从以下两方面进行分析:一是政府资源。参考章元等(2018)、柳光强(2016)等学者的方法,构建政府补助(*GS*)和税收优惠(*TB*)两

个指标,其中, GS 使用政府补助金额加1的自然对数衡量, TB 使用(企业收到的各项税费返还)/(企业收到的各项税费返还+企业支付的各项税费)衡量。二是市场资源。参考于连超等(2021)、林钟高和丁茂桓(2017)的方法,构建融资约束(FCS)和融资成本(FCT)两个指标,其中, FCS 使用KZ指数衡量, FCT 使用财务费用占长短期负债总额的比例衡量,回归结果如表5所示。 $GFC \times PT$ 对 GS 、 TB 的回归系数均显著为正,对 FCS 和 FCT 的回归系数均显著为负,表明绿色工厂认定能帮助企业获得政府资源和市场资源。这些外部资源能帮助企业获得资源所有权优势,增强企业进行对外直接投资的能力。因此,研究假设H3得到验证。

表4 环境绩效机制的回归结果

变量	CNRDS评价体系		HZ评价体系	
	对外直接投资倾向样本	对外直接投资规模样本	对外直接投资倾向样本	对外直接投资规模样本
	(1) EP_CNRDS	(2) EP_CNRDS	(3) EP_HZ	(4) EP_HZ
$GFC \times PT$	0.325*** (10.777)	0.141*** (2.720)	0.059*** (12.098)	0.012** (2.118)
Constant	-0.905*** (-2.916)	-0.625 (-0.695)	3.541*** (82.163)	3.456*** (32.079)
Controls	是	是	是	是
Firm FE	否	是	否	是
Year FE	是	是	是	是
Indu FE	是	否	是	否
Prov FE	是	否	是	否
N	23542	10352	22750	10141
Adj. R^2	0.306	0.362	0.136	0.085

注:由于环境绩效(EP_CNRDS 、 EP_HZ)数据存在一定缺失,回归样本略有减少。

表5 资源获取机制的回归结果

变量	政府补助		税收优惠		融资约束		融资成本	
	对外直接投资倾向样本	对外直接投资规模样本	对外直接投资倾向样本	对外直接投资规模样本	对外直接投资倾向样本	对外直接投资规模样本	对外直接投资倾向样本	对外直接投资规模样本
	(1) GS	(2) GS	(3) TB	(4) TB	(5) FCS	(6) FCS	(7) FCT	(8) FCT
$GFC \times PT$	0.379*** (6.350)	0.183** (1.975)	0.021** (2.008)	0.032*** (3.856)	-0.340*** (-5.383)	-0.263*** (-2.647)	-0.123* (-1.898)	-0.290** (-2.059)
Constant	-4.190*** (-5.401)	-2.390 (-1.070)	0.127 (1.356)	0.236 (1.229)	8.860*** (18.430)	12.804*** (7.747)	0.229 (0.302)	4.800 (0.958)
Controls	是	是	是	是	是	是	是	是
Firm FE	否	是	否	是	否	是	否	是
Year FE	是	是	是	是	是	是	是	是
Indu FE	是	否	是	否	是	否	是	否
Prov FE	是	否	是	否	是	否	是	否
N	23945	10579	23945	10579	23945	10579	23945	10579
Adj. R^2	0.290	0.158	0.141	0.127	0.516	0.271	0.124	0.058

(四) 稳健性检验^①

1. 平行趋势检验。为检验平行趋势假设是否成立,本文使用事件研究方法进行分析,构建如下指标: PT^t 是指绿色工厂认定前后的第 n 年,并将其与 GFC 相乘,引入基准回归模型。本文将

^①版面所限,稳健性检验结果留存备索。

绿色工厂认定的前一年作为基准年,并予以剔除。 $GFC \times PT^{\leq 5}$ 、 $GFC \times PT^4$ 、 $GFC \times PT^3$ 、 $GFC \times PT^2$ 对 $OFDIIF$ 、 $OFDISC$ 的回归系数均未通过显著性检验,表明绿色工厂认定前,实验组和控制组的企业对外直接投资倾向和规模存在相同的变化趋势,但 $GFC \times PT^0$ 、 $GFC \times PT^1$ 、 $GFC \times PT^2$ 、 $GFC \times PT^3$ 、 $GFC \times PT^4$ 和 $GFC \times PT^5$ 对 $OFDIIF$ 、 $OFDISC$ 的估计系数均显著为正,表明实验组的企业对外直接投资倾向和规模在绿色工厂认定后均高于控制组,表明本文满足平行趋势假设。

2. 倾向得分匹配。为缓解样本自选择问题,本文使用倾向得分匹配法,匹配方法为一比二有放回最近邻匹配,匹配变量为控制变量。 $GFC \times PT$ 对 $OFDIIF$ 、 $OFDISC$ 的回归系数分别为0.233、0.680,均在1%的水平上显著,表明缓解样本自选择问题后,绿色工厂认定依然能促进企业对外直接投资。

3. 交互固定效应。在基准回归模型中,本文虽已分别控制了企业、年份、行业和省份固定效应,但仍然可能遗漏了一些随时间趋势变化的行业因素和省份因素,因而本文引入更高层次的交互固定效应。在引入行业与年份的交互固定效应($Indu \times Year FE$)后,发现 $GFC \times PT$ 对 $OFDIIF$ 、 $OFDISC$ 的回归系数分别为0.262、0.752,均在1%的水平上显著;在引入省份与年份的交互固定效应($Prov \times Year FE$)后发现, $GFC \times PT$ 对 $OFDIIF$ 、 $OFDISC$ 的回归系数分别为0.268、0.785,均在1%的水平上显著。结果表明,控制高维固定效应后,本文的基准回归结果依然稳健。

4. 异质性稳健估计。为缓解异质性处理效应问题的影响,本文参考Sun和Abraham(2021)提出的基于事件研究法的动态效应估计方法,重新进行回归。在95%的置信区间下,无论因变量为 $OFDIIF$ 还是 $OFDISC$,在绿色工厂认定前,平均处理效应的置信区间均包括0,但在绿色工厂认定后,置信区间均在x轴上方,表明本文结论不受异质性处理效应问题的影响。

5. 安慰剂检验。为缓解其他潜在因素的影响,本文进行安慰剂检验,随机分配绿色工厂认定的实验组和控制组以及认定时间500次,观察虚构 $GFC \times PT$ 变量的回归系数Z值(T值)的概率密度。因变量为 $OFDIIF$ 的Z值概率分布显示,平均值和中位数分别为0.031和-0.007,在5%的水平上显著的次数为24,占比为4.8%,且这些系数均远离真实的Z值(3.793)。因变量为 $OFDISC$ 的T值概率分布显示,平均值为-0.100,中位数为0.110,在5%的水平上显著的次数为17,占比为3.4%,且这些系数均远离真实的T值(6.705)。结果表明,绿色工厂认定对企业对外直接投资的促进作用不受其他潜在因素的干扰。

6. 剔除特殊投资的影响。在企业对外直接投资的过程中,存在以下两类特殊投资可能影响本文结论的可靠性。一是由于避税天堂在税收方面的特殊性,本文剔除对避税天堂地区存在投资行为的企业。 $GFC \times PT$ 对 $OFDIIF$ 、 $OFDISC$ 的回归系数分别为0.168、0.754,均至少在5%的水平上显著,表明本文结论不受避税天堂地区投资的影响。二是鉴于“一带一路”沿线国家或地区在政策支持以及投资审查方面的特殊性,本文剔除对“一带一路”沿线国家或地区存在投资行为的企业。 $GFC \times PT$ 对 $OFDIIF$ 、 $OFDISC$ 的回归系数分别为0.159、0.882,均至少在5%的水平上显著,表明排除“一带一路”政策的影响后,本文的结论依然得到统计支持。

7. 考虑外生冲击的影响。在样本期间内,以下两大外生冲击可能会影响本文结论的可靠性:一是新冠疫情期间,国内外经济下行,企业可能面临生产经营停滞、资金链断裂等问题,这会抑制企业对外直接投资。为排除新冠疫情的影响,本文剔除2020年和2021年样本,发现 $GFC \times PT$ 对 $OFDIIF$ 、 $OFDISC$ 的回归系数分别为0.317、0.763,均在1%的水平上显著。二是股市危机期间,企业会受到资本市场冲击而陷入经营困境,这会严重影响企业对外直接投资意愿。为排除股市危机的影响,本文剔除2015年和2016年样本,发现 $GFC \times PT$ 对 $OFDIIF$ 、 $OFDISC$ 的回归系数分别为0.266、0.785,均在1%的水平上显著。结果表明,在考虑新冠疫情和股市危机的不利影响

后,绿色工厂认定仍能提高企业对外直接投资的倾向和规模。

8. 改变聚类层级。在基准回归的估计过程中,本文使用了企业层面的聚类标准误,理由在于绿色工厂认定的企业存在个体层面的相关性。但绿色工厂认定的企业也可能存在行业和省份层面的相关性,因此本文使用行业和省份聚类标准误重新进行回归。在分别使用行业和省份聚类标准误后, $GFC \times PT$ 对 $OFDIIF$ 、 $OFDISC$ 的回归系数均显著为正,表明改变聚类层级后,本文的基准回归结论依然得到验证。

9. 更换因变量的衡量方法。在因变量的衡量过程中,本文使用了CSMAR数据库的企业对外直接投资数据,该数据主要针对的是上市公司,但也有学者使用其他数据库数据衡量企业对外直接投资(谢红军和吕雪,2022),如fdi markets数据库和SDC全球并购数据库,这些数据库包括全部企业(上市公司和非上市公司)。为排除变量衡量偏差问题,本文将以上两个数据库的数据进行合并,并剔除相同的跨国投资数据,构建企业对外直接投资变量($OFDIIFr$ 、 $OFDISCr$),重新进行回归。 $GFC \times PT$ 对 $OFDIIFr$ 、 $OFDISCr$ 的回归系数分别为0.288、0.806,均在1%的水平上显著,表明研究假设H1依然得到验证。

五、异质性分析

在不同的内外环境下,绿色工厂认定可能产生差异化的企业对外直接投资效应。本文进一步从产权性质、行业属性和公司治理三方面展开分析。

(一) 产权性质

绿色工厂认定对企业对外直接投资的影响可能因产权性质不同而产生差异。一是环境壁垒方面。在地方政府的考核压力和社会公众的舆论压力下,国有企业会履行更多的环境责任(于连超和季培楠,2024),而非国有企业往往存在环境机会主义行为,因而在对外直接投资的过程中,非国有企业需要接受更为严格的环境审查。绿色工厂认定能帮助非国有企业获得东道国的环境认可,从而促进其对外直接投资。二是资源壁垒方面。国有企业普遍承担着地方经济发展

表6 产权性质的回归结果

变量	对外直接投资倾向		对外直接投资规模	
	非国有产权	国有产权	非国有产权	国有产权
	(1) $OFDIIF$	(2) $OFDIIF$	(3) $OFDISC$	(4) $OFDISC$
$GFC \times PT$	0.289*** (3.730)	0.080 (0.526)	0.980*** (6.721)	-0.084 (-0.374)
Constant	-9.031*** (-13.406)	-7.320*** (-6.045)	-4.251* (-1.833)	-3.828 (-0.550)
Controls	是	是	是	是
Firm FE	否	否	是	是
Year FE	是	是	是	是
Indu FE	是	是	否	否
Prov FE	是	是	否	否
N	18154	5778	8484	2095
Pseudo R^2 /Adj. R^2	0.131	0.163	0.237	0.181
组间系数差异	(1)-(2)=0.209** (P值=0.020)		(3)-(4)=1.065*** (P值=0.000)	

和国家安全战略执行的重要职责,可以获得更多的财政支持,如政府补助、税收优惠等。而且国有企业还存在地方政府的隐性担保,能获取金融机构的信贷倾斜(申广军等,2020)。与国有企业相比,非国有企业的资源获取普遍受限,导致其在对外直接投资过程中面临较高的资源壁垒。绿色工厂认定能帮助非国有企业获得更多的政府资源和市场资源,从而使其更有能力对外直接投资。因此,当产权性质为非国有时,绿色工厂认定的企业对外直接投资效应更显著。为分析产权性质的影响,本文根据最终实际控制人是国有还是非国有进行分组,回归结果如表6所示。 $GFC \times PT$ 对 $OFDIIF$ 、 $OFDISC$ 的回归系数在非国有企业中更显著,而在国有企业中不显著,且二者系数差异明显,表明绿色工厂认定更有助于非国有企业突破对外直接投资过程中

的环境壁垒和资源壁垒,从而促进其对外直接投资。

(二) 行业属性

绿色工厂认定对企业对外直接投资的影响可能因行业属性不同而产生差异。一是环境壁垒方面。与高技术行业的企业相比,中低技术行业的企业技术相对落后,生产效率相对较低,从而会产生更高的污染排放(张平淡和屠西伟,2023),因而中低技术行业的企业往往在对外直接投资过程中面临着较高的环境壁垒,通常难以进入东道国市场。绿色工厂认定能帮助中低技术行业的企业展示自身在环境保护和可持续发展方面的承诺和能力,这有助于降低其进入东道国的环境壁垒,获得投资许可。

表7 行业属性的回归结果

变量	对外直接投资倾向		对外直接投资规模	
	中低技术行业	高技术行业	中低技术行业	高技术行业
	(1)OFDIIF	(2)OFDIIF	(3)OFDISC	(4)OFDISC
<i>GFC×PT</i>	0.456*** (5.614)	-0.056 (-0.492)	0.910*** (6.413)	0.151 (0.726)
<i>Constant</i>	-8.665*** (-11.367)	-13.674*** (-13.107)	-5.135* (-1.845)	-1.379 (-0.355)
<i>Controls</i>	是	是	是	是
<i>Firm FE</i>	否	否	是	是
<i>Year FE</i>	是	是	是	是
<i>Indu FE</i>	是	是	否	否
<i>Prov FE</i>	是	是	否	否
<i>N</i>	15080	8865	6655	3924
<i>Pseudo R²/ Adj. R²</i>	0.127	0.182	0.212	0.203
组间系数差异	(1)-(2)=0.513*** (<i>P</i> 值=0.000)		(3)-(4)=0.759*** (<i>P</i> 值=0.000)	

二是资源壁垒方面。高技术行业的企业通常享有更多的政策支持(陈光亮和罗传建,2022),如政府补贴、税收优惠等。而且高技术行业的企业盈利能力较强,能获取更多的外部融资。与高技术行业的企业相比,中低技术行业的企业往往缺乏相关的政策支持和融资支持,这会限制其对外直接投资的能力。绿色工厂认定能帮助中低技术行业的企业获得资源支持,使其更有能力对外直接投资。因此,当行业属性为中低技术时,绿色工厂认定的企业对外直接投资效应更显著。为探讨行业属性的影响,本文根据《高技术产业(制造业)分类(2017)》区分高技术和中低技术行业,回归结果如表7所示。*GFC×PT*对*OFDIIF*、*OFDISC*的回归系数在中低技术行业中更显著,而在高技术行业中不显著,且二者系数差异明显,表明绿色工厂认定更有助于中低技术行业的企业提升环境绩效和改善资源获取,从而进行国际投资。

(三) 公司治理

绿色工厂认定对企业对外直接投资的影响可能因公司治理不同而产生差异。一是环境壁垒方面。公司治理较差的企业缺乏有效的监督制衡机制,这会导致管理层出现环境短视行为(Fan等,2024),以牺牲环境效益的方式换取最大化的经济效益,使企业在对外投资过程中面临较高的环境壁垒。绿色工厂认定引入的政府持续监督和媒体公众监督,会督促公司治理较差的企业管理层积极履行环境责任,降低对外直接投资过程中的环境壁垒。二是资源壁垒方面。公司治理较差的企业会向利益主体传递消极信号(潘爱玲等,2021),并加剧信息不对称,这会导致投资者面临较高的不确定性风险,从而缩减投资规模,并要求较高的投资回报率。同时,公司治理较差的企业债务违约风险较高,这会促使债权人减少信贷审批。绿色工厂认定能向利益主体传递环境责任履行的积极信号,并缓解投资者与债权人的信息不对称,从而帮助企业获取市场资源。因此,当公司治理较差时,绿色工厂认定的企业对外直接投资效应更显著。为探究公司治理的影响,本文参考周宏等(2018)的方法,使用公司治理综合指数作为公司治理的代理指标,指标体系包括两职分离、独董比例、股权制衡、董事会规模、监事会规模、高管薪酬、高管持股和董事会持股八个指标,并根据中位数进行分组,回归结果如表8所示。*GFC×PT*对

OFDIIF、*OFDISC*的回归系数在公司治理较差的企业中更显著,而在公司治理较好的企业中不显著,且二者系数差异明显,表明绿色工厂认定更有助于公司治理较差的企业突破对外直接投资的环境壁垒和资源壁垒,使其获得东道国的政府和市场认可,从而进入东道国市场。

表 8 公司治理的回归结果

变量	对外直接投资倾向		对外直接投资规模	
	公司治理较差	公司治理较好	公司治理较差	公司治理较好
	(1) <i>OFDIIF</i>	(2) <i>OFDIIF</i>	(3) <i>OFDISC</i>	(4) <i>OFDISC</i>
<i>GFC</i> × <i>PT</i>	0.376*** (4.297)	0.151 (1.554)	0.940*** (5.966)	0.229 (1.264)
<i>Constant</i>	-8.986*** (-11.851)	-6.932*** (-8.334)	-2.468 (-0.673)	-0.212 (-0.067)
<i>Controls</i>	是	是	是	是
<i>Firm FE</i>	否	否	是	是
<i>Year FE</i>	是	是	是	是
<i>Indu FE</i>	是	是	否	否
<i>Prov FE</i>	是	是	否	否
<i>N</i>	12015	11905	5434	5145
<i>Pseudo R</i> ² / <i>Adj. R</i> ²	0.182	0.101	0.189	0.198
组间系数差异	(1)-(2)=0.225***(<i>P</i> 值=0.000)		(3)-(4)=0.710***(<i>P</i> 值=0.000)	

六、拓展性分析

在以上分析的基础上,本文进一步分析以下两个问题:一是区位选择。绿色工厂认定能帮助企业提升环境绩效,这有助于企业进入环境要求较高的东道国进行国际投资,优化区位选择。二是经济后果。绿色工厂认定驱动的企业对外直接投资能帮助企业拓展国际市场、提高生产效率、获取关键资源以及争夺专有资产,这有助于企业改善财务绩效和提高市场价值。

(一) 区位选择

面对严峻的污染问题和碳排放问题,世界各国均在加强企业对外直接投资过程中的环境审查,尤其是环境要求较高的国家,会对企业环境责任履行提出更高的要求。当企业环境绩效较差时,企业对外直接投资的区位选择会受限,而难以通过环境要求较高的东道国的环境审查。绿色工厂认定能够督促企业提升环境绩效,这不仅有助于企业进入环境要求较低的东道国,而且有助于企业进入环境要求较高的东道国,从而优化企业对外直接投资的区位选择。

为分析绿色工厂认定下企业对外直接投资的区位选择,本文参考谢红军和吕雪(2022)的研究思路,选取世界银行ESG数据库中与环境相关的指标,采用全局熵值法计算国家环境指数,并将其与企业对外直接投资国家进行匹配,得到投资国家的环境指数数据,若没有对外直接投资,则使用中国环境指数进行衡量。本文构建以下两个变量:投资于环境要求较高国家与否(*HESIF*),如果企业对高于中国环境指数的国家进行了投资,则*HESIF*取1,否则取0;投资于环境要求较高国家金额(*HESAM*),是指企业对高于中国环境指数国家投资的金额,并加1后取自然对数。表9列(1)和列(2)汇报了区位选择的回归结果,发现*GFC*×*PT*对*HESIF*、*HESAM*的回归系数均显著为正,表明绿色工厂认定有助于企业向环境要求较高的国家进行投资,从而优化区位选择。同时,这也补充印证了“污染避难所”假说不适用于绿色工厂认定下的企业对外直接投资,即绿色工厂认定不会促使企业进入环境要求较低的国家而进行污染转移。

(二) 经济后果

绿色工厂认定驱动的企业对外直接投资会对企业产生积极的经济影响。绿色工厂认定下的企业对外直接投资不仅能帮助企业拓展国际市场,获取更多的市场份额,也能帮助企业获取东道国的政策支持,提高生产效率,还能帮助企业获取稀缺或廉价的自然资源和人力资源,增强资源优势,更能帮助企业获取专有资产,提高核心竞争力。这些优势能改善企业财务绩效和提高企业市场价值(Cui和Xu, 2019)。

为探究绿色工厂认定下企业对外直接投资的经济后果,本文从企业财务绩效和企业市场价值两方面展开分析。企业财务绩效(*ROA*)参考王双进等(2022)的方法,使用净利润除以总资产衡量。企业市场价值(*TOBINQ*)参考何瑛等(2019)的方法,使用托宾Q值衡量。表9列(3)至列(6)汇报了经济后果的回归结果,发现 $GFC \times PT \times OFDIIF$ 、 $GFC \times PT \times OFDISC$ 对 ROA 、 $TOBINQ$ 的回归系数均显著为正,表明绿色工厂认定能通过促进企业对外直接投资改善企业财务绩效和提高企业市场价值。

表9 区位选择和经济后果的回归结果

变量	区位选择		经济后果			
	投资于环境要求较高国家与否	投资于环境要求较高国家金额	对外直接投资倾向样本	对外直接投资规模样本	对外直接投资倾向样本	对外直接投资规模样本
	(1) <i>HESIF</i>	(2) <i>HESAM</i>	(3) <i>ROA</i>	(4) <i>ROA</i>	(5) <i>TOBINQ</i>	(6) <i>TOBINQ</i>
$GFC \times PT$	0.218*** (3.115)	0.803*** (2.953)	0.010*** (3.096)	0.002 (0.223)	0.091 (0.793)	0.008 (0.033)
$OFDIIF$			-0.002 (-1.595)		0.050** (2.050)	
$GFC \times PT \times OFDIIF$			0.012*** (3.522)		0.383*** (2.885)	
$OFDISC$				-0.001 (-1.630)		0.001 (0.143)
$GFC \times PT \times OFDISC$				0.001** (2.173)		0.024* (1.734)
Constant	-2.681*** (-11.779)	-1.381** (-2.340)	-0.103*** (-6.106)	-0.051 (-1.007)	7.432*** (17.846)	7.486*** (7.585)
Controls	是	是	是	是	是	是
Firm FE	否	是	否	是	否	是
Year FE	是	是	是	是	是	是
Indu FE	是	否	是	否	是	否
Prov FE	是	否	是	否	是	否
N	23945	10579	23945	10579	23945	10579
Pseudo R ² / Adj. R ²	0.140	0.663	0.249	0.122	0.190	0.192

七、研究结论与启示

绿色工厂认定作为绿色制造体系建设的关键举措,对促进企业“走出去”发挥着重要作用。本文运用2012—2022年沪深A股制造业上市公司数据,以国家级绿色工厂认定为准自然实验,使用多期双重差分法探讨了绿色制造体系建设对企业对外直接投资的影响。本文主要得到以下结论:(1)绿色工厂认定不仅提高了企业对外直接投资的倾向,还提高了企业对外直接投资的规模,表明绿色工厂认定促进了企业“走出去”。(2)绿色工厂认定促进企业对外直接投资的机制在于提升企业环境绩效以降低环境壁垒,改善企业资源获取以降低资源壁垒。(3)绿色工厂认定对企业对外直接投资的促进作用存在边界效应,在非国有产权、中低技术行业、公司治理较差的企业中更显著。(4)绿色工厂认定不仅有助于企业向环境要求较高的东道国进行投资,从而优化区位选择,还能通过促进企业对外直接投资,进而改善企业财务绩效和提高企业

市场价值。因此,绿色工厂认定作为政府主导的自愿型环境规制,能引领绿色导向国际投资的新风尚,塑造经济效益和环境效益协同共赢的新格局。

本文的研究结论具有如下实践启示:第一,政府需要持续健全绿色制造体系,加速形成国际国内投资的双循环格局。一是健全绿色制造的顶层设计,以绿色工厂认定为依托,打造绿色用地、绿色原料、绿色生产、绿色废物和绿色能源为一体的绿色工厂体系,形成国际国内绿色化的投资导向。二是加强绿色制造的财政激励,运用政府补助、税收优惠等财政政策激励企业进行绿色工厂认定,推进制造绿色化转型,打开国际市场,争夺国际市场份额。三是完善绿色制造的监督体系,形成以政府为主导,媒体、公众等多方主体参与的监督体系,持续督促企业遵守绿色工厂高标准,塑造绿色化的国际国内竞争力。第二,政府需要结合不同的产权性质、行业属性和治理特征,实施差异化的绿色制造政策,打造高质量的国际国内投资格局。一是就非国有产权的企业而言,鼓励积极参与绿色工厂认定,加强绿色制造财政激励,并结合绿色金融体系、绿色投资体系强化绿色制造的市场激励,推动非国有企业进行绿色制造转型升级。二是对中低技术行业的企业而言,制定专项绿色制造指引,提供环保技术支持,加强绿色工厂监督,推动中低技术行业企业绿色工厂认定的全面覆盖。三是就公司治理较差的企业而言,出台与绿色制造相匹配的绿色治理指引,增强绿色制造观念,规范绿色治理流程,推动公司治理较差的企业进行绿色制造的治理转型。第三,企业需要主动对接绿色制造体系,将绿色制造理念融入供应链全环节,增强国际国内投资竞争力。一是从采购、生产、销售三个环节打造绿色制造链条,从环境绩效的提升中降低国际投资的环境壁垒,从资源获取的改善中降低国际投资的资源壁垒,赢得环境和资源所有权优势,优化区位选择,进入环境要求更高、资金要求更高的东道国市场,提升跨国投资核心竞争力。二是利用绿色工厂认定这一有力的政府背书,积极开拓跨国投资市场,努力打造高标准的绿色制造体系,在推动自身高质量投资的同时,带动整个行业甚至上下游或者相似行业进行绿色制造转型。

主要参考文献:

- [1] 陈光亮,罗传建. 政府投入资金对高技术产业创新发展的影响研究[J]. *管理学报*, 2022, (12).
- [2] 陈艳莹,于千惠,刘经珂. 绿色产业政策能与资本市场有效“联动”吗——来自绿色工厂评定的证据[J]. *中国工业经济*, 2022, (12).
- [3] 崔惠玉,王宝珠,徐颖. 绿色金融创新、金融资源配置与企业污染减排[J]. *中国工业经济*, 2023, (10).
- [4] 范琳珊,吕长江,陈皓雪. 新媒体能缓解信息传染效应吗——基于环境污染曝光的事件研究[J]. *会计研究*, 2022, (3).
- [5] 郭蕾,肖有智. 碳排放权交易试点是否促进了对外直接投资?[J]. *中国人口·资源与环境*, 2022, (1).
- [6] 何瑛,于文蕾,杨棉之. CEO复合型职业经历、企业风险承担与企业价值[J]. *中国工业经济*, 2019, (9).
- [7] 林钟高,丁茂桓. 内部控制缺陷及其修复对企业债务融资成本的影响——基于内部控制监管制度变迁视角的实证研究[J]. *会计研究*, 2017, (4).
- [8] 柳光强. 税收优惠、财政补贴政策的激励效应分析——基于信息不对称理论视角的实证研究[J]. *管理世界*, 2016, (10).
- [9] 潘爱玲,吴倩,李京伟. 高管薪酬外部公平性、机构投资者与并购溢价[J]. *南开管理评论*, 2021, (1).
- [10] 葛建红,张志彤. 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[J]. *产业经济研究*, 2021, (2).
- [11] 申广军,姚洋,钟宁桦. 民营企业融资难与我国劳动力市场的结构性问题[J]. *管理世界*, 2020, (2).
- [12] 王茂斌,叶涛,孔东民. 绿色制造与企业环境信息披露——基于中国绿色工厂创建的政策实验[J]. *经济研究*, 2024, (2).
- [13] 王双进,田原,党莉莉. 工业企业ESG责任履行、竞争战略与财务绩效[J]. *会计研究*, 2022, (3).
- [14] 温梦瑶. 环保处罚下的企业行为:“迎难而上”还是“避走他乡”?——来自对外直接投资的经验证据[J]. 会

- 计与经济研究, 2022, (4).
- [15] 谢红军, 吕雪. 负责任的国际投资: ESG与中国OFDI[J]. 经济研究, 2022, (3).
- [16] 于连超, 董晋亭, 王雷, 等. 环境管理体系认证有助于缓解企业融资约束吗?[J]. 审计与经济研究, 2021, (6).
- [17] 于连超, 季培楠. 环保信用评价制度能促进企业环保投资吗?[J]. 中南财经政法大学学报, 2024, (2).
- [18] 于连超, 李欣怡, 王雷. 环境标准软联通与企业对外直接投资: 来自国际环境认证的研究视角[J]. 世界经济研究, 2023, (3).
- [19] 于连超, 王雷. 数字化转型有助于提升企业环境绩效吗?[J]. 财贸研究, 2023, (7).
- [20] 张平淡, 屠西伟. 制造业集聚与企业减污: 大气污染和水体污染的差异[J]. 财贸经济, 2023, (2).
- [21] 章元, 程郁, 余国满. 政府补贴能否促进高新技术企业的自主创新?——来自中关村的证据[J]. 金融研究, 2018, (10).
- [22] 周宏, 周畅, 林晚发, 等. 公司治理与企业债券信用利差——基于中国公司债券2008-2016年的经验证据[J]. 会计研究, 2018, (5).
- [23] 朱朝晖, 林雯, 曾爱民, 等. “绿色工厂”认定对企业绿色创新的影响研究[J]. 当代财经, 2023, (7).
- [24] 祝继高, 梁晓琴, 曲馨怡. 标准互联互通与企业对外直接投资: 基于对外投资风险视角[J]. 财经研究, 2023, (9).
- [25] Carney M, Estrin S, Liang Z X, et al. National institutional systems, foreign ownership and firm performance: The case of understudied countries [J]. *Journal of World Business*, 2019, 54(4): 244–257.
- [26] Cui L, Xu Y. Outward FDI and profitability of emerging economy firms: Diversifying from home resource dependence in early stage internationalization [J]. *Journal of World Business*, 2019, 54(4): 372–386.
- [27] Desbordes R, Wei S J. The effects of financial development on foreign direct investment [J]. *Journal of Development Economics*, 2017, 127: 153–168.
- [28] Dong Y, Tian J H, Wen Q. Environmental regulation and outward foreign direct investment: Evidence from China [J]. *China Economic Review*, 2022, 76: 101877.
- [29] Dunning J H. The eclectic paradigm of international production: A restatement and some possible extensions [J]. *Journal of International Business Studies*, 1988, 19(1): 1–31.
- [30] Dunning J H, Lundan S M. Institutions and the OLI paradigm of the multinational enterprise [J]. *Asia Pacific Journal of Management*, 2008, 25(4): 573–593.
- [31] Fan Z M, Chen Y, Mo Y F. Management myopia and corporate ESG performance [J]. *International Review of Financial Analysis*, 2024, 92: 103071.
- [32] Hao Y, Guo Y X, Guo Y T, et al. Does outward foreign direct investment (OFDI) affect the home country's environmental quality? The case of China [J]. *Structural Change and Economic Dynamics*, 2020, 52: 109–119.
- [33] Makino S, Lau C M, Yeh R S. Asset-exploitation versus asset-seeking: Implications for location choice of foreign direct investment from newly industrialized economies [J]. *Journal of International Business Studies*, 2002, 33(3): 403–421.
- [34] Piperopoulos P, Wu J, Wang C Q. Outward FDI, location choices and innovation performance of emerging market enterprises [J]. *Research Policy*, 2018, 47(1): 232–240.
- [35] Ramasamy B, Yeung M, Laforet S. China's outward foreign direct investment: Location choice and firm ownership [J]. *Journal of World Business*, 2012, 47(1): 17–25.
- [36] Sun L Y, Abraham S. Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects [J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 175–199.
- [37] Wang S L, Li D. Responding to public disclosure of corporate social irresponsibility in host countries: Information control and ownership control [J]. *Journal of International Business Studies*, 2019, 50(8): 1283–1309.
- [38] Wei X H, Jiang F, Su Y Q. More green, less labor gains? Green factory and labor income share in China [J]. *Energy Economics*, 2024, 133: 107481.

Green-oriented International Investment: Green Factory Certification and Corporate Outward Foreign Direct Investment

Yu Lianchao¹, Li Zhaoyi², Lan Xiujuan³, Ji Peinan¹

(1. School of Management, Lanzhou University, Gansu Lanzhou 730000, China; 2. School of Economics and Management, Dalian University of Technology, Liaoning Dalian 116024, China; 3. School of Business and Tourism Management, Yunnan University, Yunnan Kunming 650500, China)

Summary: As countries around the world pay more and more attention to green development, green is becoming a new undertone for international investment. As the world's leading manufacturing country, China is actively constructing a green manufacturing system to promote the sustainable development of the manufacturing industry. Green factory, as the core implementation unit of green manufacturing system, refers to enterprises that realize land intensification, raw material harmlessness, production cleanliness, waste resourcefulness, and energy decarbonization. Based on a quasi-natural experiment of national-level green factory certification, this paper explores the impact of green manufacturing system construction on corporate outward foreign direct investment (OFDI) using a multi-period DID method with empirical evidence from A-share manufacturing companies in Shanghai and Shenzhen over the period of 2012-2022. The study finds that green factory certification significantly promotes corporate OFDI, as evidenced by a significant increase in both the propensity and scale of corporate OFDI after green factory certification. Mechanism testing shows that green factory certification can not only urge enterprises to improve their environmental performance to gain an environmental ownership advantage, but also help them improve their access to resources to gain a resource ownership advantage, thus promoting OFDI. Heterogeneity analysis finds that green factory certification has a more pronounced impact on OFDI when the nature of property rights is non-state-owned, the attribute of the industry is medium- and low-technology, and corporate governance is poor. Expansion analysis finds that green factory certification promotes corporate OFDI to host countries with more rigorous environmental standards, thus optimizing location choice; it improves corporate financial performance and increases corporate market value by promoting corporate OFDI. This paper confirms the important role of green manufacturing system construction in reshaping the new pattern of green-oriented international investment, and provides empirical references for the government to improve the construction of green manufacturing system and for enterprises to optimize their international investment decisions.

Key words: international investment; OFDI; green manufacturing; green factory; ownership advantage

(责任编辑: 王西民)