

异质性企业对外投资行为如何影响 中国绿色经济增长?

孙付华¹ 李申达² 龚茗菲³ 李 军²

(1. 河海大学 商学院, 江苏 南京 211100; 2. 复旦大学 经济学院, 上海 200433;
3. 西交利物浦大学, 江苏 苏州 215123)

摘要: 推动绿色经济增长已成为中国高质量发展阶段的迫切任务之一。基于 2009—2013 年中国工业企业数据库与《对外直接投资企业(机构)名录》,利用双重差分倾向得分匹配来构建计量模型,通过 Malmquist 指数法来测算并分析环境约束下企业绿色全要素生产率增长状况。结果发现:第一,工业企业绿色全要素生产率高低主要受技术进步的控制。第二,对外直接投资对国内生产清洁化具有显著的积极影响,但存在一定的滞后性,且长期来看这种积极影响将逐渐淡化并消失。第三,沿海企业更高端化的产业类型、研发加工型企业的技术水平和创新能力更胜一筹,这将更有助于提升绿色全要素生产率。研究结论对中国企业在对外投资过程中如何引导母国企业绿色转型以及地方政府如何因地制宜地实施绿色投资政策等有重要启示。

关键词: 对外直接投资; 工业企业; 绿色全要素生产率; 异质性

中图分类号: F062.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2019)05-0065-12

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2019.05.006

一、引言

党的十八大以来,绿色发展的理念逐渐成为时代潮流,绿水青山就是金山银山的思想理念日益深入人心,党的十九大报告明确提出:我国要加快生态文明体制改革,建设美丽中国。积极推动绿色发展成为现代化建设的紧迫任务。随着我国经济由高速增长转向高质量发展阶段,以往使生态环境遭受破坏的高耗能、高排放的发展方式面临严峻挑战,因此加快转变经济发展方式,走绿色发展道路,成为新时代经济高质量发展的必然要求。工业经济增长要摆脱对传统路径的依赖并向生态文明转型,一个重要思路在于对夕阳产业的转移以及对污染技术的治理,而这一思路可通过对外直接投资来实现。自 2002 年建立对外直接投资统计制度以来,我国企业的对外直接投资规模不断攀升,全行业对外直接投资在 2018 年达到 1 298.3 亿美元,投资规模已稳居世界前列。因此,在推进开放型绿色发展以及高质量经济发展的背景下,如何利用我国对外直接投资的规模优势来调和工业经济增长与生态环境之间的冲突,提升我国工业企业的绿色生产率并推进中国经济的绿色转型,已成为学术界关注的重大研究课题。

收稿日期:2019-05-16; 修回日期:2019-07-20

作者简介: 孙付华,男,山东青岛人,经济学博士,河海大学商学院副教授,研究方向为环境会计与水资源技术经济及管理;李申达,男,江苏苏州人,复旦大学经济学院,研究方向为区域经济发展;龚茗菲,女,江苏苏州人,西交利物浦大学,研究方向为信息资源整合与用户信息利用;李军,男,安徽池州人,复旦大学经济学院,研究方向为区域经济发展。

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(19AGL023)

从现有文献研究来看,企业的对外直接投资行为不仅将国内和国际市场联系在一起,而且还能够促进资源的自由流动和合理配置。一般来说,在对外直接投资过程中,为了提高产品的科技含量、提升国际竞争力以及抢夺国际市场份额,企业必须在研发投入方面加大力度,努力开发高质量的新产品来增强自身优势,在生产过程中会减少对能源资源的消耗,以达到提高企业绿色全要素生产率目标。在这一过程中,企业在提高国内生存能力的同时,也开拓了国际市场。但事实上,对外直接投资对母国绿色全要素生产率的影响是多方面的。有关对外直接投资作用于母国绿色全要素生产率的研究大致可追溯到国际贸易与环境污染之间的关系上。其中,最具影响力的观点是 Copeland^[1]、Copeland and Taylor^[2]和 Cole^[3]等学者提出的“环境污染天堂说”,该假说指出:在一国单方面严格实施环境规制的情况下,国内企业的生产成本将会增加,相较于环境标准低的外国企业其竞争优势不再明显,则以利润最大化为目标的企业将会重新考虑其生产决策。考虑到发达国家的环境标准普遍高于发展中国家的事实,污染企业会将生产转移至低环境标准的发展中国家,这些国家因而成为大量外国污染产业的“藏污纳垢”之所^[4]。进一步,基于该假说的传统观点认为,企业对外直接投资会通过产业转移减少母国的环境污染;也有学者指出规模效应、结构效应与技术效应的作用大小和方向将影响最终的综合效应^[5]。

除了边际产业转移效应可能带来的污染转移效果之外,众多研究也开始从逆向溢出角度讨论企业的对外直接投资行为及其影响效果^[6-9]。企业在对外直接投资过程中可以通过不同方式为母国带来绿色创新资源,从而促进企业的全要素生产率水平的提升。但是,随着政府环境规制力度的逐步加强,企业为了适应国内环境标准和要求,维持市场竞争力,不得不寻求先进的绿色技术和创新,降低环境污染。首先,企业的对外直接投资行为帮助企业在国际市场中接触到许多先进的绿色生产技术,其次,企业可以采取购买或者并购等方式,从多种渠道获取国外先进技术并加以运用,形成企业的学习效应,最后将学习到的技术知识溢出至母国公司,从而形成逆向绿色技术溢出效应,提高国内绿色全要素生产率。进一步地,有学者指出对外直接投资对绿色全要素生产率的影响呈正向边际效率递增的非线性规律,东部和西部地区的绿色生产率增长积极效应明显,而中部地区并不突出,且人力资本以及要素禀赋等吸收能力会显著影响对外直接投资的绿色生产率增长效应^[10]。此外,对外直接投资对企业生产率的促进作用具有滞后性和异质性特征^[11]。严兵等^[12]利用倾向得分匹配和双重差分法相结合的方法,研究了部分江苏省企业,分析这些企业“走出去”的事后生产率效应,发现在短期内“走出去”对提升生产率水平没有明显的促进作用,而在长期内却显著提升了企业生产率。戴翔^[13]也得到了类似的结论,即短期内的“走出去”不能够显著促进企业生产率的提升,经过3年后才能提升生产率。李泳^[14]则发现投资于发达国家得到的逆向技术溢出效应明显大于发展中国家。陈昊和吴雯^[15]通过对2003—2012年省际面板数据的研究,发现中国的对外直接投资只有面向发达国家时才能够产生逆向技术溢出,在面向转型及发展中国家时则无法产生逆向技术溢出。

总体来看,多数研究仍集中于对外直接投资对全要素生产率的影响,鲜有文献考虑到环境污染问题,对外直接投资影响绿色全要素生产率的讨论尚显不足。本文基于实现绿色发展以及推进经济高质量发展的现实需求,分析企业对外直接投资行为对绿色全要素生产率的影响机制,并进行了理论阐述与实证检验。此外,在之前相关学者研究的基础上,本文在以下方面进行了新的尝试和探讨:第一,研究视角的深入探索。现有文献多数讨论的是宏观及中观层面的对外直接投资行为,讨论微观企业层面的对外直接投资行为较少,微观层面的经验数据缺乏,而且宏观数据不能刻画微观企业对外直接投资的影响机理,因此基于企业角度的分析将更加直接和准确。第二,研究方法的综合运用。本文使用了ML指数法来测算绿色全要素生产率,此外,由于一般线性回归模型的样本选择性偏差问题会引发参数估计的内生性,本文采用倾向得分匹配法以及双重差分法来构建计量模型,使研究结论具有较高的可信度。第三,研究内容的多方拓展。本文不仅充实了现有的理论研究成果,详实地分析了企业对外直接投资影响绿色全要素生产率的机理,而且还从区域异质性、经营范围异

质性、投资流向异质性等方面进行了拓展分析,为不同区域、不同性质和不同投资的工业企业在绿色转型过程中如何有效实行对外投资提供了有益的政策建议。

二、计量模型设定与有效性检验

(一) 计量模型构建

为了能够科学合理地从事实证层面考察企业的对外直接投资行为对绿色全要素生产率的影响,本文参考崔兴华和林明裕^[16]的做法,主要根据新增长理论以及双重差分倾向得分匹配(简称“PSM-DID”)方法构建实证模型。首先,基于新增长理论,采用 $ofdi$ 表示企业对外直接投资,假设本文的生产函数为: $y = A(ofdi, controls, t) \times F(k, l)$ 。其中 y 为工业产出, $A(\cdot)$ 为绿色全要素生产率,与一般全要素生产率的区别在于其将非期望产出纳入了计算过程中; $controls$ 是除了对外直接投资之外的影响生产率的因素; k, l 分别为资本投入和劳动力投入。同时,假定 $A(\cdot)$ 是希克斯中性的^[17],且由多种元素构成,使用 A_{i0} 表示初始的生产率水平,则 $A(\cdot)$ 可用公式表示为: $A(ofdi, controls, t) = A_{i0} ofdi_i^{\varepsilon_i} controls_i^{\lambda_i} \varepsilon$ 是对外直接投资对生产率的影响参数, λ 表示其他因素对生产率影响的参数。由此可以得出 $y_{it} = A_{i0} ofdi_i^{\varepsilon_i} controls_i^{\lambda_i} \times F(k_{it}, l_{it})$ 。其次,使用 $gtfp_{it}$ 表示绿色全要素生产率,在等式两边同时除以 $F(k_{it}, l_{it})$, 则有: $gtfp_{it} = y_{it} / F(k_{it}, l_{it}) = A_{i0} ofdi_i^{\varepsilon_i} controls_i^{\lambda_i}$ 。取对数可得: $\ln gtfp_{it} = \ln A_{i0} + \varepsilon_i \ln ofdi_{it} + \lambda_i \ln controls_{it}$ 。最后,简化取自然对数之后的公式,可以得到式(1)。

$$g_{it} = \delta_{it} \Delta ofdi_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

式(1)中 g_{it} 表示绿色全要素生产率的增长率, $\delta_{it} \Delta ofdi_{it}$ 是对外直接投资变化引起的全要素生产率的变化, μ_{it} 则是其他因素对绿色全要素生产率的影响。在式(1)的基础上,本文结合 PSM-DID 方法进一步构建计量分析模型以准确识别对外直接投资行为对企业绿色全要素生产率的影响。具体地,第一步,将进行对外直接投资的企业设为实验处理组,将从未进行对外直接投资的企业设为实验对照组。相应地,构造两个虚拟变量 $ofdi$ 和 $T \cdot ofdi$ 用以区分企业是否为对外直接投资企业,若 $ofdi = 1$ 代表企业进行了对外直接投资,为处理组, $ofdi = 0$ 则表示企业从未进行对外直接投资,为对照组。 T 表示时间虚拟变量,当 $T = 1$ 时为企业对外直接投资发生后的时期,当 $T = 0$ 则为企业对外直接投资发生前的时期。第二步, $\Delta gtfp_i^1$ 表示进行了对外直接投资的企业在对外直接投资前后两个时期的绿色全要素生产率变化, $\Delta gtfp_i^0$ 表示未进行对外直接投资的企业在两个时期的绿色全要素生产率变化,则企业绿色全要素生产率在进行对外直接投资前后的实际变化如式(2)所示。

$$\tau = E(\Delta gtfp_i^1 | ofdi_i = 1) - E(\Delta gtfp_i^0 | ofdi_i = 1) \quad (2)$$

由于对外直接投资后的非对外直接投资状态已无法观测,所以,式(2)中的 $E(\Delta gtfp_i^0 | ofdi_i = 1)$ 在现实中也无法得到。在此,本文利用倾向得分匹配方法找到了与对外直接投资企业最为相近但从未进行对外直接投资的企业,并将其作为对照组,进而对外直接投资企业的绿色全要素生产率变化可以用从未对外直接投资企业的绿色全要素生产率变化替代并进行计算,即 $E(\Delta gtfp_i^0 | ofdi_i = 1) = E(\Delta gtfp_i^0 | ofdi_i = 0)$, 式(2)得以成立。第三步,依据双重差分的方法构建模型,比较对外直接投资前后的处理组和对照组绿色全要素生产率的变化,如式(3):

$$gtfp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ofdi + \alpha_2 T + \tau ofdi \times T + \beta_{it} x_{it} + \xi_{it} \quad (3)$$

式(3)中 i, t 分别是企业和时间, $ofdi, T$ 的含义与前文一致, x_{it} 和 ξ_{it} 分别表示控制变量和误差项,且有 $E(\xi_{it}) = 0$ 。从式(3)可以发现,处理组企业在进行对外直接投资前后的绿色全要素生产率分别是 $\alpha_0 + \alpha_1, \alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2 + \tau$, 所以,处理组企业的绿色全要素生产率变化为 $\Delta gtfp_i^1 = \alpha_2 + \tau$; 使用同样的方法,对照组企业在对外直接投资前后的绿色全要素生产率分别为 $\alpha_0, \alpha_0 + \alpha_2$, 此时的绿色全要素生产率变化为 $\Delta gtfp_i^0 = \alpha_2$ 。因此,再结合式(2)可知,交互项的系数 τ 表示的是企业进行对外直接投资前后的绿色全要素生产率的变化,如果 $\tau > 0$ 则说明对外直接投资对绿色全要素生产率有正向影响。

模型中控制变量和倾向得分匹配过程中使用的匹配变量的定义和测算如下: (1) 出口强度 (*exp*) ,采用企业的出口交货值与工业销售产值之比表示; (2) 禀赋结构 (*kl*) ,由资本与劳动之比表示; (3) 技术水平 (*tl*) ,由企业研究与试验发展经费内部支出表示; (4) 企业产权性质 (*soe*) ,国有企业 = 1 ,外资企业 = 0; (5) 企业规模 (*scale*) ,用企业的年均从业人数表示; (6) 企业利润率 (*bpr*) ,由企业的总利润与销售额之比表示; (7) 人力资本 (*hc*) ,借鉴 Almeida and Carneiro^[18] 使用企业的人均培训投入来表示。

本文使用的数据主要是中国工业企业数据库和《对外直接投资企业(机构)名录》中的 2009—2013 年的数据;其他数据,如用来平减工业总产值的两位数行业代码的生产者出厂价格指数来源于《中国价格统计年鉴》;计算非期望产出时用到的部分数据来源于《中国城市统计年鉴》。为了实证分析的规范性,本文参照陶攀等^[19]、李磊等^[20]的数据处理方法,对原始数据进行了整理,比如删除重复的企业名称、缺失的样本等等。借鉴 Cai and Liu^[21] ,对于不符合一般会计准则的样本也予以删除。

(二) 关键变量测算与有效性检验

本文借鉴崔兴华和林明裕^[16]的方法,通过构建方向距离函数和 Malmquist-Luenberger(简称“ML”)生产率指数法,将期望产出和非期望产出纳入统一的分析框架中,以准确测算环境约束下企业的绿色全要素生产率。假设某一系统中存在 n 个决策单元 ($DMU_j, j=1, 2, \dots, n$) ,每个决策单元中都有 m 种投入 ($i=1, 2, \dots, m$)、 s_1 种期望产出和 s_2 种非期望产出这三类投入产出指标。用向量表示,有: $x \in R^m, y^g \in R^{s_1}, y^b \in R^{s_2}$,则可以定义矩阵 X, Y^g 和 Y^b 分别为: $X = [x_1, x_2, \dots, x_n] \in R^{m \times n}$ 、 $Y^g = [y_1^g, y_2^g, \dots, y_n^g] \in R^{s_1 \times n}$ 和 $Y^b = [y_1^b, y_2^b, \dots, y_n^b] \in R^{s_2 \times n}$ 。据此,参照 Chung *et al.*^[22]的做法,构造方向性距离函数,使得在增加期望产出的同时保证非期望产出的减少,用公式表示为: $\vec{D}_0(x, y, b; g_v, -g_b) = \sup\{\beta: (y + \beta g_v, b - \beta g_b) \in p(x)\}$,其中 g 是方向向量 $g = (g_v, -g_b)$, β 是距离函数值。就某个决策单元 k 而言,其在第 t 期的方向性距离函数可由式(4)所示的线性规划解得。根据求解得到的方向性距离函数可以定义 ML 指数,第 t 期到第 $t+1$ 期的 ML 指数见式(5)。

$$\vec{D}_0^t(x_k^t, y_k^t, b_k^t; y_k^t, -b_k^t) = \max \beta$$

$$\text{s. t.} \begin{cases} \sum_{k=1}^K z_k^t y_{km}^t \geq (1 + \beta) y_{km}^t, m = 1, \dots, M \\ \sum_{k=1}^K z_k^t b_{ki}^t = (1 - \beta) b_{ki}^t, i = 1, \dots, I \\ \sum_{k=1}^K z_k^t \leq x_{kn}^t, n = 1, \dots, N \\ z_k^t \geq 0, k = 1, \dots, K \end{cases} \quad (4)$$

$$ML_tfp_t^{t+1} = \frac{(1 + \vec{D}_0^t(x_k^t, y_k^t, b_k^t; y_k^t, -b_k^t))}{(1 + \vec{D}_0^{t+1}(x_k^{t+1}, y_k^{t+1}, b_k^{t+1}; y_k^{t+1}, -b_k^{t+1}))} \times \frac{(1 + \vec{D}_0^{t+1}(x_k^t, y_k^t, b_k^t; y_k^t, -b_k^t))}{(1 + \vec{D}_0^t(x_k^{t+1}, y_k^{t+1}, b_k^{t+1}; y_k^{t+1}, -b_k^{t+1}))} \quad (5)$$

在式(4)中 z_k^t 表示权重。在式(5)中 $ML_tfp > 0$ 说明绿色全要素生产率增长,反之则说明绿色全要素生产率下降。进一步对其进行分解以得到技术效率变化指数 (ML_effch) 和技术变化指数 (ML_tech) ,如式(6)~(8)所示。

$$ML_t^{t+1} = ML_effch \times ML_tech \quad (6)$$

$$ML_effch_t^{t+1} = \frac{(1 + \vec{D}_0^t(x_k^t, y_k^t, b_k^t; y_k^t, -b_k^t))}{(1 + \vec{D}_0^{t+1}(x_k^{t+1}, y_k^{t+1}, b_k^{t+1}; y_k^{t+1}, -b_k^{t+1}))} \quad (7)$$

$$ML_tech_t^{t+1} = \frac{(1 + \vec{D}_0^{t+1}(x_k^{t+1}, y_k^{t+1}, b_k^{t+1}; y_k^{t+1}, -b_k^{t+1}))}{(1 + \vec{D}_0^t(x_k^t, y_k^t, b_k^t; y_k^t, -b_k^t))} \times \frac{(1 + \vec{D}_0^t(x_k^{t+1}, y_k^{t+1}, b_k^{t+1}; y_k^{t+1}, -b_k^{t+1}))}{(1 + \vec{D}_0^{t+1}(x_k^t, y_k^t, b_k^t; y_k^t, -b_k^t))} \quad (8)$$

上式中,生产效率变化、技术进步带来的产出增长分别由 ML_effch 和 ML_tech 衡量,它们若均取正值,则表示技术效率提高和技术进步,若均为负值则表示技术效率下降和技术退步。

另外,在测算绿色全要素生产率时使用的投入、期望产出和非期望产出指标为:(1)投入变量包括资本投入和劳动力投入。资本投入参照多数学者的做法,使用永续盘存法计算资本存量,计算公式为: $k_t = k_{t-1}(1 - \delta_t) + I_t/p_t$, k_t 、 k_{t-1} 为 t 期和 $t+1$ 期的资本存量,折旧率(δ_t)为 5%^[23-24]。 I_t 表示固定资产投资投入, p_t 表示企业所在省份当年的投资价格指数。用平均从业人员数度量企业的劳动投入。(2)期望产出由工业总产值衡量。(3)非期望产出用工业企业的“三废”产生量表示。需要说明的是,企业污染物排放量指标是在借鉴赵细康和李建民^[25]、李斌等^[26]的计算方法得到调整系数后,根据调整系数重新计算地级市的污染物排放量,最后将其与企业工业产出在该地级市所有企业的工业总产出中的比重相乘才得到的。限于篇幅,此处不再详细列出相关计算公式。

(三) ML 指数及其分解

这里采用非参数 Malmquist 指数方法实证分析 2009—2013 年中国工业企业的绿色全要素生产率的增长状况,并将其分解为技术效率和技术进步,分区域作初步观察。表 1 汇报了各类情况下的指标水平。

首先,从整体上看,ML 指数与对应年份的绿色技术进步保持了较好的一致性,表明 $gtfp$ 的增长或下降主要归结于技术进步的变化,而非生产效率的改变。

绿色全要素生产率增长的动力来源于技术进步,技术进步有助于转变经济发展模式,而生产效率的改进更倾向于产生量变效应,力量相对微弱,这与顾乃华^[27]的研究结论一致。其次,分企业所处区域来看,沿海地区 ML 指数大于 1,且主要源于技术进步的推动;而内陆地区的绿色全要素生产率下降。可能的原因是沿海省份由于具有较高的经济发展水平和对外开放程度,能够与外国进行频繁的技术交流,有效提升了绿色全要素生产率;相比之下,内陆省份经济水平和对外开放程度较低,获得国际先进技术存在滞后性,而且产业以资源密集型和劳动密集型为主,依赖大量要素投入的粗放型发展模式尚未改善,因而呈现出 $gtfp$ 下降趋势。

以上结果表明,促进中国绿色全要素生产率的稳步提升来源于绿色技术进步,所以要特别重视技术进步的提高。东西部地区尽管绿色技术效率基本相近,但 ML 指数存在明显差异,导致这种差异的主要原因是绿色技术进步的影响。

本文基于 2009—2013 年企业的投入产出数据,根据 ML 指数测度法,计算出企业的 ML 指数及其分解成分。本文的 ML 指数反映绿色全要素生产率的增长率,根据邱斌等^[28]、李斌等^[26]的做法,这里假设 2009 年绿色全要素生产率水平为 1,并与其他各期的 ML 指数相乘,最终得到 2009—2013 年微观企业的绿色全要素生产率水平。图 1 展现了其整体层面的趋势。

从图 1 可以看出,总体来看,2009—2013 年绿色全要素生产率在 2010 年有了短暂上升后,回归到一个较为平稳的水平,波动幅度在 2010 年前后有明显差异,在 2010 年前绿色全要素生产率有较大波动,

在 2010 年后逐渐收敛。可能的原因有两点:一是 2008 年世界金融危机的影响使其在 2009 年跌至一

表 1 2009—2013 年中国工业企业 ML 指数及其分解

	整体	绿色技术效率	绿色技术进步	ML 指数
年份	2009	1.000	1.000	1.000
	2010	0.976	1.100 Δ	1.074 Δ
	2011	1.043 Δ	0.901	0.940
	2012	0.990	1.025 Δ	1.015 Δ
	2013	1.011 Δ	0.986	0.997
企业所处区域	沿海	0.991	1.205 Δ	1.194 Δ
	内陆	0.992	0.973	0.965

注 “ Δ ”代表指数大于 1。

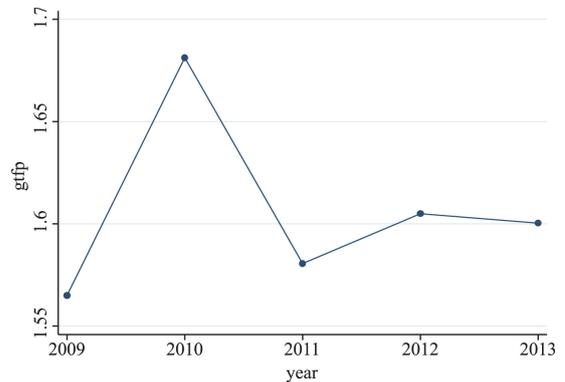


图 1 2009—2013 年绿色全要素生产率趋势

个较低水平,而后2010年有所升高,全球经济受金融危机影响进入低谷,而我国相对受影响较小,因而吸引了大量国外资金、技术流入,使我国绿色技术进步率进入飞跃时期;二是2010年后绿色全要素生产率、技术进步效率和技术进步的波动幅度都较为平缓,表现了中国经济从高能耗、高污染、高速增长的发展方式平稳过渡到低速增长、低能耗、低排放的绿色发展方式。

三、经验检验结果

(一) 匹配实验结果

为克服研究中的内生性问题,本文采用最近邻匹配的方法进行1:3倾向得分匹配,选择以下指标作为匹配变量:企业规模、出口强度以及企业利润率。以2009年与2013年为例,具体结果可见表2。表2中列示了对照组与实验组在匹配前和匹配后的检验结果,结果表明,匹配前处理组企业匹配变量的均值明显高于对照组企业,且P值显示拒绝“处理组和

表2 匹配实验结果

匹配指标	配对前			配对后			处理组	对照组	匹配 对照组
	OFDI	非OFDI	概率值	OFDI	非OFDI	概率值			
2009年									
企业规模	11.842	9.805	0.000	11.842	11.845	0.986	226	241 900	675
出口强度	9.640	8.332	0.000	9.640	9.630	0.945	226	241 900	675
企业利润率	0.551	0.007	0.000	0.551	0.543	0.450	226	241 900	675
2013年									
企业规模	12.017	10.560	0.000	12.017	12.033	0.950	690	104 706	1 988
出口强度	10.428	9.225	0.000	10.428	10.420	0.413	690	104 706	1 988
企业利润率	1.165	0.057	0.000	1.165	1.151	0.752	690	104 706	1 988

注:表中T检验的原假设为“处理组和对照组的样本均值相等”。由于已经删除了一部分重复配对的企业样本,所以最终结果并未按1:3匹配比例呈现。

对照组样本均值相等”的原假设;匹配后实验组和对照组匹配变量的均值差异明显接近,且P值显示无法拒绝原假设。由此表明匹配实验为对外直接投资企业找到了可能接近的并且未进行对外直接投资的对照组企业,通过样本匹配,样本之间的同质性可以大幅度提高,因此可以进行下一步的实证检验。

为初步检验企业进行对外直接投资后,对企业自身的绿色全要素生产率是否会产生影响,本文设立处理组和与之相接近的对照组进行观察。此外,为满足实验组和控制组在接受处理之前需具有相同发展趋势的前提假设,即验证文中DID模型的适当性,本文参考余明桂等^[29]的做法,对处理组和对照组企业的绿色全要素生产率进行了同趋势检验,如图2所示。企业进行对外直接投资之前,处理组与对照组大致保持相同的增长趋势,说明处理组与对照组在接受处理之前满足共同趋势假定;在处理组企业进行对外直接投资后,两类企业绿色全要素生产率增长趋势出现明显差异,OFDI(本文也用OFDI表示对外直接投资行为,ofdi为对外直接投资变量)企业的绿色全要素生产率开始增长并持续高于非OFDI企业,说明对外直接投资逆向创新溢出可能提高了工业企业生产技术的环保性,从而提升了企业的绿色全要素生产率。

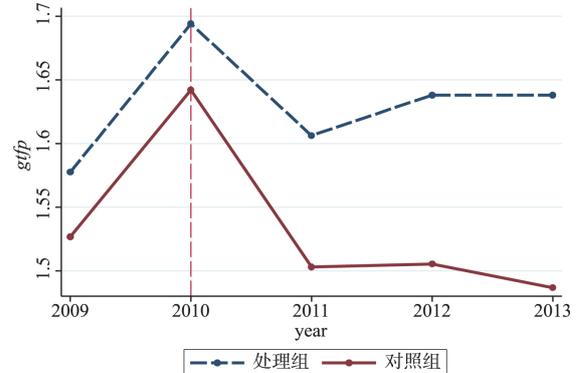


图2 企业绿色全要素生产率的平行趋势检验

(二) 基准回归结果

为了研究OFDI对gtfp的影响,本部分基于上述倾向得分匹配得到的数据进行全样本的初始检验。依次将各控制变量引入模型,回归结果见表3。其中,模型1~模型5为逐步回归结果,模型6为未控制固定效应的结果,从拟合优度 R^2 可以看出,模型5所示的是最优模型。

由表3中模型5可知,交互项 $ofdi \times T$ 系数显著为正,说明企业对外直接投资对国内生产清洁化有着显著的积极作用。此外,观察其他列的交互项系数结果,同样表明企业OFDI行为对gtfp有正向促进作用。原因可能是,一方面OFDI可以帮助企业学习先进管理经验和生产技术,从而有助于提升国内的生产知识及技能水平,促进产业转型升级,强化节能减排实力,进而带动绿色技术效率改善;另

一方面 OFDI 尤其是顺梯度 OFDI 通过转移母国落后产业和产能,促进国内生产清洁化,这与王兵等^[30]、许和连和邓玉萍^[31]的研究结论一致。

$ofdi$ 的系数为正,说明在不考虑时间维度的情况下,对外直接投资能够促进绿色全要素生产率的增长; T 的系数均为正,说明从时间维度看中国绿色全要素生产率有增长趋势。控制变量中, $exports$ 对 $gtfp$ 具有显著负向作用,原因可能是企业出口强度增加尤其是以加工贸易为主的出口增加加剧了国内环境污染,从而不利于绿色全要素生产率的增加。 kl 、 tl 显著促进了其提升,可能的原因主要是技术水平的提高不仅能够提升全要素生产率,而且

清洁环保技术创新降低企业尤其是高排放、高污染企业的环境污染,因而有利于 $gtfp$ 的提升;此外,禀赋结构对于 $gtfp$ 的正向影响表明资本密集型企业的技术进步产生的正向效应大于其对环境的污染影响。 soe 系数为负,说明与外资企业相比,国有企业 $gtfp$ 偏低,原因主要是外资企业技术和管理水平高于国有企业,而且国有企业具有明显的政府依赖性,其研发创新动力不足。

(三) 动态效应检验

OFDI 对 $gtfp$ 的影响可能具有滞后效应,一方面 OFDI 对于 $gtfp$ 的促进作用提高了企业的国际竞争力,加剧国际竞争,因而导致 OFDI 逆向技术溢出效应不断弱化;另一方面,企业不断扩大 OFDI 规模,对外投资额度的不断增加,挤占了企业研发投入等资本,从长远看,将导致 $gtfp$ 的下降。通过以上分析,本部分进一步检验 OFDI 对 $gtfp$ 滞后一年与滞后两年的影响,以考察 OFDI 对 $gtfp$ 的影响是否存在滞后性以及影响趋势,回归结果如表 4 所示。

由表 4 中模型 1 和模型 2 可知,交互项 $ofdi \times T$ 系数低于当期的回归系数而且在 1% 的显著性水平下显著,说明 OFDI 对于绿色全要素生产率的作用的确存在滞后性。可能的原因是,一方面企业对于 OFDI

逆向技术溢出效果存在选择、消化、吸收的过程,而对于绿色全要素生产率的作用所需时间更长;另一方面,污染排放是影响绿色全要素生产率的重要因素,OFDI 企业转移高排放产业对于国内环境的

表 3 全样本初始检验

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
$ofdi \times T$	0.011 (1.04)	0.043 (1.35)	0.050 ** (2.02)	0.052 ** (2.06)	0.071 *** (2.92)	0.056 *** (3.32)
$ofdi$	0.020 (1.23)	0.043 (1.04)	0.049 * (1.72)	0.045 ** (1.99)	0.055 ** (2.56)	0.040 ** (2.12)
T	0.052 (1.45)	0.053 (1.35)	0.067 (1.31)	0.088 (1.48)	0.084 (1.16)	0.083 (1.09)
exp		-0.012 * (-1.69)	-0.033 * (-1.85)	-0.032 ** (-2.08)	-0.085 ** (-2.04)	-0.031 * (-1.75)
kl			0.045 *** (4.24)	0.059 *** (2.86)	0.063 *** (3.02)	0.057 *** (2.92)
tl				0.209 *** (2.75)	0.316 *** (2.90)	0.311 *** (3.83)
soe					-0.009 (-0.56)	-0.013 (-1.42)
行业、地区、 年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	No
常数项	0.189 * (1.67)	0.250 * (1.92)	0.377 *** (3.76)	0.116 ** (2.24)	0.165 ** (2.45)	0.102 *** (3.13)

注:实证所用样本量为 6 280,且检验结果合理有效,限于篇幅此处不再赘述,***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

表 4 动态效应检验

变量	滞后一年		滞后两年	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
$ofdi \times T$	0.043 *** (3.10)	0.060 *** (3.05)	0.022 ** (2.24)	0.050 ** (2.05)
$ofdi$	0.026 (1.29)	0.056 * (1.69)	-0.017 (-1.31)	-0.053 (-1.23)
T	0.064 ** (2.20)	0.118 ** (2.07)	0.057 ** (2.37)	0.116 *** (2.78)
exp	-0.061 (-1.14)	-0.078 *** (-3.00)	-0.050 (-0.71)	-0.065 (-1.15)
kl	0.012 (1.37)	0.053 ** (2.22)	0.017 ** (2.08)	0.037 ** (2.31)
tl	0.258 *** (3.12)	0.321 ** (2.38)	0.261 *** (4.19)	0.310 ** (2.15)
soe	-0.006 (-0.08)	-0.012 (-0.41)	-0.009 (-0.78)	-0.018 (-1.03)
行业、地区、 年份固定	No	Yes	No	Yes
常数项	0.134 *** (5.15)	0.545 *** (3.89)	0.255 *** (4.06)	0.119 *** (3.24)

注:本文检验结果合理有效,限于篇幅未显示 R^2 、F 值以及样本量,***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

清洁作用也存在滞后性。模型 3 和模型 4 的检验结果显示,OFDI 对提升绿色全要素生产率的作用在减弱,可能的原因是企业进行 OFDI,尤其要达到规模经济效果时,短期内需要投入大量资金,致使企业生产成本增加,最终导致 *gtfp* 下降;此外,OFDI 逆向技术溢出的前提是存在技术势差,随着企业技术水平的提高,国际技术差距不断缩小,OFDI 的学习效应淡化,取而代之的是资源、市场的竞争,长期来看企业研发创新趋于疲软,因而 OFDI 对提升绿色全要素生产率的作用不断减弱甚至不再显著。

四、基于企业异质性的扩展性分析

(一) 区域异质性

由前述可知,沿海地区 ML 指数及其分解与内陆地区存在明显的差异。这里将考察 OFDI 对 *gtfp* 影响的区域异质性,在全国样本的基础上将样本分为沿海与内陆地区^①来分析区域差异性。结果见表 5。

沿海和内陆的回归结果表现出显著的地区差异。沿海地区的 OFDI 显著促进了 *gtfp* 的增长,但内陆地区的回归系数不显著,说明相较于内陆地区,沿海地区的 OFDI 更能促进 *gtfp* 的增长,原因可能是内陆地区主要是资源密集型和劳动密集型产业,资源禀赋和产业结构特征使得内陆地区陷入“资源诅咒”的困境^[32],而沿海地区主要是技术密集型和资金密集型产业,OFDI 有助于促进 *gtfp* 的增长。从滞后的回归结果看,对沿海地区的影响有扩大趋势,原因可能是沿海地区的经济发展水平较高,产业结构较为合理,再加上充足的资金、技术等,已经不再盲目追求外资数量,而更重视 OFDI 质量,尤其是 OFDI 对环境的影响^[31]。

(二) 经营范围异质性

考虑到 OFDI 经营范围不同可能对企业 *gtfp* 存在差异性影响,本部分参考毛其淋和许家云^[11]的做法,将 OFDI 分为研发加工型和贸易销售型,进一步探究这两类不同 OFDI 对企业 *gtfp* 的影响,结果见表 6。

表 5 基于企业所处区域差异的检验结果

变量	沿海地区			
	未控制固定效应 模型 1	控制固定效应 模型 2	滞后一年 模型 3	滞后两年 模型 4
<i>ofdi</i> × <i>T</i>	0.054 ** (2.03)	0.089 *** (3.02)	0.106 ** (2.24)	0.152 (0.45)
<i>ofdi</i>	0.053 ** (2.49)	0.047 ** (2.34)	0.273 (0.83)	0.090 (0.31)
<i>T</i>	0.015 (1.08)	0.033 (1.42)	0.029 (0.72)	0.038 (1.03)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
行业、地区、 年份固定	No	Yes	Yes	Yes
常数项	0.027 *** (4.21)	0.046 *** (3.27)	0.218 *** (3.02)	1.214 *** (3.18)
变量	内陆地区			
	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
<i>ofdi</i> × <i>T</i>	0.042 (1.16)	0.066 (1.34)	0.036 (0.55)	0.017 (0.73)
<i>ofdi</i>	0.043 ** (2.24)	0.056 ** (2.10)	-0.004 (-0.36)	-0.003 (-0.06)
<i>T</i>	0.012 (1.34)	0.027 (0.32)	0.015 (0.36)	0.009 (0.28)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
行业、地区、 年份固定	No	Yes	Yes	Yes
常数项	0.031 *** (2.73)	0.127 *** (5.03)	0.124 *** (3.46)	0.207 *** (3.65)

注:本文检验结果合理有效,限于篇幅未显示 R^2 、F 值以及样本量,***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

表 6 基于企业投资经营范围差异的检验结果

变量	研发加工型 OFDI			
	未控制固定效应 模型 1	控制固定效应 模型 2	滞后一年 模型 3	滞后两年 模型 4
<i>ofdi</i> × <i>T</i>	0.047 ** (2.45)	0.088 *** (3.28)	0.089 *** (3.02)	0.092 *** (3.55)
<i>ofdi</i>	0.039 (1.52)	0.017 ** (2.02)	0.061 ** (2.07)	0.252 ** (2.35)
<i>T</i>	0.034 (1.09)	0.018 (1.15)	0.009 (0.65)	0.010 (1.10)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
行业、地区、 年份固定	No	Yes	Yes	Yes
常数项	3.732 *** (4.73)	-0.405 *** (-4.52)	-0.164 *** (-3.90)	-0.119 *** (-2.91)
变量	贸易销售型 OFDI			
	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
<i>ofdi</i> × <i>T</i>	0.044 ** (2.32)	0.073 *** (3.56)	0.067 ** (2.39)	0.058 ** (2.30)
<i>ofdi</i>	0.109 (0.89)	0.014 (1.52)	0.016 (1.20)	-0.223 (-0.27)
<i>T</i>	0.006 ⁺ (1.77)	0.023 (1.13)	0.018 ⁺ (1.89)	0.019 (1.35)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
行业、地区、 年份固定	No	Yes	Yes	Yes
常数项	-0.107 *** (-11.20)	-0.075 *** (-10.29)	0.134 *** (6.47)	0.313 *** (5.73)

注:本文检验结果合理有效,限于篇幅未显示 R^2 、F 值以及样本量,***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

回归结果显示,两种类型 OFDI 对企业 *gtfp* 均具有正向显著影响,且研发加工型 OFDI 交互项系数大于贸易销售型 OFDI 交互项,说明研发加工型更有助于促进 *gtfp* 的增长,原因可能是研发加工型 OFDI 可以通过逆向技术溢出,提升技术水平和创新能力^[33],从而更有利于促进 *gtfp* 的增长。从动态效应角度看,研发加工型对 *gtfp* 具有正向滞后效应,原因可能是研发加工型 OFDI 更能够通过技术溢出效应、市场内部化效应和边际产业转移效应,促进产品质量升级和功能升级^[34],从而有着更好的市场前景,对 *gtfp* 会产生正向滞后效应。

(三) 投资流向异质性

基于 OFDI 的二元属性,根据其资本流向的不同将 OFDI 划分为投向发展滞后国家的顺梯度 OFDI 和投向技术水平先进国家^②的逆梯度 OFDI,在此将进一步探究顺梯度 OFDI 和逆梯度 OFDI 对 *gtfp* 影响的差异性。具体检验结果见表 7。

表 7 回归结果显示,投资无论流向发展中国家还是发达国家均有利于绿色全要素生产率的提升,但内在机制可能有所不同:顺梯度 OFDI 多是寻求资源,可以通过转移污染的方式,将本国污染较大的产业转移到发展滞后的国家,从而本国的环境得到改善;而逆梯度 OFDI 则多是技术与市场寻求型,通过逆向溢出促进技术进步,提升本国企业的产品质量与研发水平,促进 *gtfp* 的增长。从滞后效应检验结果来看,逆梯度 OFDI 对 *gtfp* 的影响不断下降,可能的原因在于,随着投向技术发达国家的 OFDI 企业在东道国市场规模的不断扩大,引起东道国采取措施实施技术隔离,导致技术逆向溢出效果越来越小,所以对 *gtfp* 的影响不断下降。

(四) 稳健性检验

为保证本文结论的稳健性,本部分通过安慰剂检验、更换匹配样本以及增加控制变量的方法,借用刘竹青和佟家栋^[35]、王茂斌和孔东民^[36]的观点,做进一步的稳健性检验。具体地,本文针对在 2011 年引进外资的企业,以前一年和后一年作为虚拟年度并复制了全部实证分析过程,进行安慰剂检验;选取马氏距离配对法为处理组企业挑选最合适的对照组样本,或把 PSM 匹配比例改为 1:1,并利用配对成功的样本,使用双重差分法进行检验;最后还增加控制变量人力资本(*hc*)进行检验。

估计结果如表 8 所示,模型 1 和模型 2 为安慰剂检验的结果,模型 3 和模型 4 为更换匹配样本后的估计结果,模型 5 则为增加了控制变量人力资本(*hc*)后的估计结果。观察可发现,在安慰剂检验中,无论前移一年还是后移一年,交互项 *ofdi* × *T* 的系数均不显著,即实验组企业和对照组企业的绿色全要素生产率无显著差异,说明企业绿色全要素生产率的变化是对企业 OFDI 所做出的反应;在更换匹配样本的检验中,估计结果与表 3 中相关核心解释变量的估计结果基本一致,说明无论是通过马氏匹配重新回归,或是将 PSM 匹配比例改为 1:1,均验证了基准回归结果的相关结论;在增加控制变量的检验中,相关核心变量的回归结果与表 3 基本一致,且模型中其他变量的回归结果也与表 3 基

表 7 基于投资流向差异的检验结果

变量	顺梯度 OFDI			
	未控制固定效应 模型 1	控制固定效应 模型 2	滞后一年 模型 3	滞后两年 模型 4
<i>ofdi</i> × <i>T</i>	0.043 ** (2.58)	0.065 *** (5.14)	0.027 ** (2.01)	0.007 ** (2.04)
<i>ofdi</i>	0.052 (1.29)	0.046 (1.00)	-0.042 ** (-2.32)	0.023 [*] (1.53)
<i>T</i>	0.103 *** (5.38)	0.121 ** (2.28)	0.224 (1.23)	-0.115 (-1.52)
控制变量 行业、地区、 年份固定	Yes No	Yes Yes	Yes Yes	Yes Yes
常数项	0.930 *** (5.36)	1.362 *** (3.10)	1.342 *** (2.85)	0.271 *** (3.67)
变量	逆梯度 OFDI			
	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
<i>ofdi</i> × <i>T</i>	0.062 *** (2.81)	0.074 *** (3.05)	0.063 [*] (1.88)	0.042 (1.47)
<i>ofdi</i>	0.045 (0.31)	0.037 (1.42)	0.036 (1.05)	0.050 (0.40)
<i>T</i>	-0.054 (-1.21)	-0.023 (-0.45)	-0.029 (-1.03)	-0.026 (-0.09)
控制变量 行业、地区、 年份固定	Yes No	Yes Yes	Yes Yes	Yes Yes
常数项	0.357 *** (2.84)	0.193 *** (3.26)	0.240 *** (3.04)	0.149 *** (3.66)

本文检验结果合理有效,限于篇幅未显示 R^2 、 F 值以及样本量,***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

本一致。综上,足以证明前文的结果具有稳健性。

五、结论和政策建议

随着我国企业在“走出去”中不断成长,对外直接投资成为助推绿色经济 and 高质量发展的一大动力。本文基于 2009—2013 年的中国工业企业数据库,以及与《对外直接投资企业(机构)名录》相匹配而得到的统计数据,采用非参数 Malmquist 指数方法分析了中国工业企业绿色全要素生产率的增长状况,并以倾向得分匹配法和双重差分法探讨了企业对外直接投资对绿色全要素生产率的影响。研究结果显示:第一,中国工业企业绿色全要素生产率的增长或下降主要归因于技术进步因素。因此,拥有较高经济发展水平和对外开

放程度的沿海地区,相较于内陆省份,其技术进步动力较大,推动了该区域绿色全要素生产率的提升。第二,在不考虑时间维度的情况下,企业对外直接投资对国内生产清洁化的影响显著而积极,但考虑到对外直接投资规模的增长将加剧国际竞争且带来企业研发投入效率低下的问题,对外直接投资对绿色全要素生产率的作用将存在一定滞后性,而且长期来看这种积极影响将逐渐淡化并消失。第三,企业所处区域、经营范围以及投资流向的差异均会导致绿色全要素生产率增长的差异性。沿海企业相较于内陆企业而言,其更高端化的产业类型将导致该区域的对外直接投资更能促进绿色全要素生产率的提高;研发加工型企业相较于贸易销售型企业而言,其更高的技术水平和创新能力更有助于提升绿色全要素生产率;此外,无论是顺梯度还是逆梯度投资,均有利于绿色全要素生产率的增长,但二元梯度下的投资影响机制存在较大差异。

根据本文研究结果,并综合考虑当前资源环境的刚性约束,本文提出以下政策建议,以期为推动工业企业绿色全要素生产率的增长并加快实现经济发展的绿色转型提供参考。首先,从国际环境角度看,我国企业在对外直接投资过程中应注重投资结构的转变。在当前我国对外投资取得良好成绩的同时,部分企业在海外投资时并未很好履行社会责任,致使“中国环境威胁论”的呼声不断高涨。企业不应当再以转移高污染、高能耗行业来谋求自身绿色发展,而应扩大格局,在投资过程中学习海外先进的清洁技术,引导母国企业提升减排技术的研发创新能力,最终实现从转移污染到治理污染的转变,实现投资经济利益与环境利益的双赢。其次,由于区域、经营范围以及投资流向的差异性,地方政府应当因地制宜地实施投资政策,并予以合理的政策导向。在技术密集型和资金密集型产业集聚地沿海地区,应推动其对外开放转型升级,提升其参与全球分工和竞争的层次,充分发挥其在对外开放中的引领作用;而对于陷入“资源诅咒”困境的内陆地区,应加快沿边开放,通过基础设施条件的改善和对外开放产业基础的夯实,与沿海地区共同打造陆海内外联动、东西双向开放的全面开放新格局。此外,政府应当鼓励企业对知识技术密集、物质资源消耗少的战略新兴产业进行海外投资,同时政府也要对环评、污染物排放等规范予以明确,倒逼高污染行业进行绿色转型,实现经济效益与生态效益的统一。

表 8 稳健性检验

变量	安慰剂检验		更换匹配样本		增加控制变量
	前移一年	后移一年	马氏匹配 (匹配比例 1:3)	PSM 匹配 (匹配比例 1:1)	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	
<i>ofdi</i> × <i>T</i>	-0.077 (-1.04)	-0.112 (-1.26)	0.041** (2.04)	0.049*** (2.76)	0.060*** (2.93)
<i>ofdi</i>	0.034 (0.13)	0.063 (0.52)	0.057 (0.81)	0.055 (1.34)	0.062 (1.09)
<i>T</i>	0.034 (0.92)	-0.015 (-0.84)	0.060 (1.03)	0.081 (1.08)	0.084** (2.29)
<i>exp</i>	-0.319 (-0.56)	-0.020 (-0.97)	-0.043** (-2.26)	-0.051** (-2.48)	-0.038** (-1.99)
<i>kl</i>	0.039** (2.48)	-0.078 (-0.18)	0.065*** (2.79)	0.068*** (2.80)	0.060*** (3.00)
<i>tl</i>	0.563** (2.45)	0.220 (0.69)	0.306*** (4.16)	0.331*** (3.10)	0.305*** (3.54)
<i>soe</i>	-0.035 (-1.01)	-0.071 (-0.83)	-0.008 (-0.37)	-0.016 (-1.59)	-0.017** (-2.41)
<i>hc</i>					0.024* (1.80)
行业、地区、 年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	0.108*** (2.97)	0.156*** (5.20)	0.219*** (5.61)	0.112*** (3.36)	0.236*** (4.67)

注:本文检验结果合理有效,限于篇幅未显示 R²、F 值以及样本量,***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

注释:

- ①沿海省份包括北京、天津、辽宁、河北、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东和海南 11 个省份,其他省份则归属于内陆省份。划分参照国家测绘地理信息局,国家动态地图网 <http://www.webmap.cn/>。
- ②经济合作与发展组织(OECD)中的 28 个发达经济体分别为:澳大利亚、奥地利、比利时、加拿大、捷克、丹麦、芬兰、法国、德国、希腊、匈牙利、冰岛、爱尔兰、意大利、日本、韩国、卢森堡、荷兰、新西兰、挪威、波兰、葡萄牙、斯洛伐克、西班牙、瑞典、瑞士、美国、英国。非 OECD 中的 16 个发达经济体分别为:安道尔、巴林、巴巴多斯、文莱、塞浦路斯、爱沙尼亚、中国香港、以色列、列支敦士登、马耳他、摩纳哥、卡塔尔、圣马力诺、新加坡、斯洛文尼亚、阿联酋。

参考文献:

- [1] COPELAND B R. Strategic interaction among nations: negotiable and non-negotiable trade barriers [J]. Canadian journal of economics, 1990, 23(1): 84-108.
- [2] COPELAND B R, TAYLOR M S. North-south trade and the environment [J]. The quarterly journal of economics, 1994, 109(3): 755-787.
- [3] COLE M A. Trade, the pollution haven hypothesis and the environmental Kuznets curve: examining the linkages [J]. Ecological economics, 2004, 48(1): 71-81.
- [4] 余群芝. “污染天堂”假说与现实 [J]. 中南财经政法大学学报, 2004(3): 86-90 + 144.
- [5] 余官胜. 企业对外直接投资能否降低母国环境污染——基于跨国面板数据门槛效应的实证研究 [J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), 2017(1): 131-139.
- [6] VAHTER P, MASSO J. Home versus host country effects of FDI: searching for new evidence of productivity spillovers [J]. Social science electronic publishing, 2006, 53(2): 165-196.
- [7] ZHAO W, LIU L, ZHAO T. The contribution of outward direct investment to productivity changes within China, 1991—2007 [J]. Journal of international management, 2010, 16(2): 121-130.
- [8] 周燕, 吕轶凡. 中国制造业企业“走出去”的全要素生产率提升效应——基于倾向得分匹配和倍差法的再探讨 [J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), 2019(3): 124-141.
- [9] 余官胜, 苏锦红. 产品创新如何影响我国企业对外直接投资速度? ——基于微观层面数据的实证检验 [J]. 商业经济与管理, 2018(6): 74-82.
- [10] 杨世迪, 韩先锋, 宋文飞. 对外直接投资影响了中国绿色全要素生产率吗 [J]. 山西财经大学学报, 2017(4): 14-26.
- [11] 毛其淋, 许家云. 中国企业对外直接投资是否促进了企业创新 [J]. 世界经济, 2014(8): 98-125.
- [12] 严兵, 张禹, 李雪飞. 中国企业对外直接投资的生产率效应——基于江苏省企业数据的检验 [J]. 南开经济研究, 2016(4): 85-98.
- [13] 戴翔. “走出去”促进我国本土企业生产率提升了吗? [J]. 世界经济研究, 2016(2): 78-89 + 136-137.
- [14] 李泳. 中国企业对外直接投资成效研究 [J]. 管理世界, 2009(9): 34-43.
- [15] 陈昊, 吴雯. 中国 OFDI 国别差异与母国技术进步 [J]. 科学学研究, 2016(1): 49-56.
- [16] 崔兴华, 林明裕. FDI 如何影响企业的绿色全要素生产率? ——基于 malmquist-luenberger 指数和 PSM-DID 的实证分析 [J]. 经济管理, 2019(3): 38-55.
- [17] HULTEN C R, BENNATHAN E, SRINIVASAN S. Infrastructure externalities and economic development: a study of the indian manufacturing industry [J]. The World Bank Economic Review, 2006, 20(2): 291-308.
- [18] ALMEIDA R, CARNEIRO P. The return to firm investments in human capital [J]. Labour economics, 2009, 16(1): 97-106.
- [19] 陶攀, 刘青, 洪俊杰. 贸易方式与企业出口决定 [J]. 国际贸易问题, 2014(4): 33-45.
- [20] 李磊, 洗国明, 包群. “引进来”是否促进了“走出去”? ——外商投资对中国企业对外直接投资的影响 [J]. 经济研究, 2018(3): 142-156.
- [21] CAI H, LIU Q. Competition and corporate tax avoidance: evidence from Chinese industrial firms [J]. The economic journal, 2009, 119(537): 764-795.
- [22] CHUNG Y H, FÄRE R, GROSSKOPF S. Productivity and undesirable outputs: a directional distance function approach [J]. Journal of environmental management, 1997, 51(3): 229-240.

- [23] WANG Y, YAO Y. Sources of China's economic growth 1952—1999: incorporating human capital accumulation [J]. *China economic review* 2003, 14(1) : 32 -52.
- [24] 刘志成, 刘斌. 贸易自由化、全要素生产率与就业——基于 2003—2007 年中国工业企业数据的研究 [J]. *南开经济研究* 2014(1) : 101-117.
- [25] 赵细康, 李建民. 中国环境保护与产业国际竞争力关系的展望 [J]. *广东社会科学* 2004(1) : 57-62.
- [26] 李斌, 彭星, 欧阳铭珂. 环境规制、绿色全要素生产率与中国工业发展方式转变——基于 36 个工业行业数据的实证研究 [J]. *中国工业经济* 2013(4) : 56-68.
- [27] 顾乃华. 1992—2002 年我国服务业增长效率的实证分析 [J]. *财贸经济* 2005(4) : 85-90 +97.
- [28] 邱斌, 杨帅, 辛培江. FDI 技术溢出渠道与中国制造业生产率增长研究: 基于面板数据的分析 [J]. *世界经济* 2008(8) : 20-31.
- [29] 余明桂, 范蕊, 钟慧洁. 中国产业政策与企业技术创新 [J]. *中国工业经济* 2016(12) : 5-22.
- [30] 王兵, 吴延瑞, 颜鹏飞. 中国区域环境效率与环境全要素生产率增长 [J]. *经济研究* 2010(5) : 95-109.
- [31] 许和连, 邓玉萍. 经济增长、FDI 与环境污染——基于空间异质性模型研究 [J]. *财经科学* 2012(9) : 57-64.
- [32] 原毅军, 谢荣辉. FDI、环境规制与中国工业绿色全要素生产率增长——基于 luenberger 指数的实证研究 [J]. *国际贸易问题* 2015(8) : 84-93.
- [33] 诸君竹, 黄先海, 宋学印. 中国企业对外直接投资促进了加成率提升吗? [J]. *数量经济技术经济研究* 2016(6) : 77-93.
- [34] 刘斌, 王杰, 魏倩. 对外直接投资与价值链参与: 分工地位与升级模式 [J]. *数量经济技术经济研究* 2015(12) : 39-56.
- [35] 刘竹青, 佟家栋. 要素市场扭曲、异质性因素与中国企业的出口 - 生产率关系 [J]. *世界经济* 2017(12) : 76-97.
- [36] 王茂斌, 孔东民. 反腐败与中国公司治理优化: 一个准自然实验 [J]. *金融研究* 2016(8) : 159-174.

(责任编辑: 雨 珊)

How does heterogeneous corporate external investment behavior affect China's green economy growth?

SUN Fuhua¹, LI Shenda², GONG Mingfei³, LI Jun²

(1. School of business, Hohai University, Nanjing 211100, China;

2. School of Economics, Fudan University, Shanghai 200433, China;

3. Xi'an Jiaotong-liverpool University, Suzhou 215123, China)

Abstract: Promoting green economic growth has become one of the urgent tasks of China's high-quality development stage. Based on the China Industrial Enterprise Database and the Directory of Foreign Direct Investment Enterprises (Institutions) of 2009—2013, this paper uses the dual difference propensity score matching to construct the econometric model, and uses the Malmquist index method to measure and analyze productivity growth of the corporate green elements under environmental constraints. The study found that: First, the green total factor productivity of industrial enterprises is mainly controlled by technological progress. Second, foreign direct investment has a significant positive impact on domestic production cleanliness, but there is a certain lag, and in the long run this positive impact will gradually fade and disappear. Third, the higher-end industry types of coastal enterprises, the technological level and innovation ability of R&D and processing enterprises will help to improve green total factor productivity. The conclusions of the study have important implications for how Chinese companies can guide the green transformation of home-based enterprises in the process of foreign investment and how local governments can implement green investment policies according to local conditions.

Key words: foreign direct investment; industrial enterprises; green total factor productivity; heterogeneity