

# 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

崔兴华 林明裕

(华侨大学经济与金融学院,福建 泉州 362021)

**内容提要:**中国工业企业实现绿色转型升级迫在眉睫,其中,外商直接投资(FDI)对工业企业绿色全要素生产率的影响不容忽视。本文基于 Malmquist-Luenberger(ML)指数测算了工业企业的绿色全要素生产率,并进一步采用倾向得分匹配法(PSM)和双重差分法(DID)检验了 FDI 对企业绿色全要素生产率的净效应。研究结果显示:(1)在样本考察期间,部分典型高耗能、高排放行业的外资企业平均绿色全要素生产率高于内资企业,但整体上,内资企业绿色全要素生产率的年均增速高于外资企业,呈现出明显的赶超态势。(2)总体而言,引入外资有助于促进企业绿色全要素生产率的提高,且促进作用存在一定程度的持续性。(3)深入到区域层面和行业层面发现,与中西部地区相比,FDI 主要促进了东部地区企业绿色全要素生产率的增长;与资源类、高耗能类工业相比,机械制造类和轻纺类工业的 FDI 对绿色全要素生产率的促进作用更为显著。最后,本文进行了安慰剂检验,得到了稳健的研究结论。据此,本文认为,引进外资应因地制宜、因行业施策,根据各地区的发展阶段和各行业的生产特点,制定合理的引资政策,促进工业企业实现绿色转型发展。

**关键词:** FDI 绿色全要素生产率 ML 指数 双重差分法

**中图分类号:** F424.7;F832.4 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—5766(2019)03—0038—18

## 一、引言

十九大报告指出“我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,正处在转变发展方式、优化经济结构、转换增长动力的攻关期”。工业是推动经济增长的重要力量,未来工业的发展,需要实现从粗放式发展向绿色发展转换,从“吹泡泡”向“挤水分”转换。实际上,中国工业污染的本质是工业文明与生态文明发展的失衡(朱东波和任力,2017)<sup>[1]</sup>,在当前资源环境的刚性约束下,实现工业企业绿色转型发展是缓解工业经济增长与生态环境之间冲突的必然选择,而提高工业企业的绿色全要素生产率是关键一环(陈超凡,2016)<sup>[2]</sup>。同时,在资本流动日益全球化的背景下,大量外资涌入中国。数据显示,中国企业的外商投资总额从 2007 年的 7406.52 亿美元,增长到了 2016 年的 51240.07 亿美元<sup>①</sup>,中国也成为继美国和英国之后的世界第三大 FDI 流入国。于是,多重影响

收稿日期:2018-10-21

\* 基金项目:国家社会科学基金项目“价值链与生态链耦合程度、协同机制及对策研究”(18BJY006);华侨大学研究生科研创新能力培养项目“出口与企业生产率的关系——基于微观数据的实证分析”(17011020001)。

作者简介:崔兴华,女,博士研究生,研究领域是区域与产业经济分析,电子邮箱:huaxingcui1989@126.com;林明裕,男,博士研究生,研究领域是宏观经济模型及应用,电子邮箱:15105997347@163.com。通讯作者:崔兴华。

①数据来源:Wind 资讯。

效应随之产生,一方面,FDI带来的国际技术溢出效应为东道国的产业结构转型提供了新动力(金碚,2015)<sup>[3]</sup>,促进了东道国全要素生产率的增长;另一方面,FDI也给东道国带来了环境污染,部分地方政府甚至不惜降低环境标准进行“引资逐底竞争”(朱平芳等,2011)<sup>[4]</sup>。因此,在经济新常态下,从技术溢出效应和环境污染效应两方面来考察 FDI 对绿色全要素生产率以及工业绿色转型的影响具有重要的现实意义。

早期,国外学者们主要关注 FDI 与全要素生产率之间的关系,其中,较多学者认为在进行对外直接投资的过程中,外国企业的生产技术、管理技术、市场营销技术等优势会对东道国形成正向技术溢出(李猛和于津平,2011<sup>[5]</sup>;Kim等,2015<sup>[6]</sup>)。但也有部分学者持不同观点,认为 FDI 是否会给东道国带来正向溢出并不确定,还取决于东道国的制度环境(Damijan和Knell,2005)<sup>[7]</sup>、潜在的技术差异(Keller和Yeaple,2009)<sup>[8]</sup>以及某些特定的阈值条件(Kukulski和Ryan,2011)<sup>[9]</sup>。后来,学者们逐渐关注 FDI 对东道国的环境影响效应,研究重点主要集中在对“污染天堂”假说和“污染光晕”假说的检验。“污染天堂”假说认为,发达国家通过对外直接投资将高污染产业转移到发展中国家,导致发展中国家环境恶化(Copeland和Taylor,1994)<sup>[10]</sup>。“污染光晕”假说则认为,FDI为东道国提供了获取先进技术的机会,从而提高了东道国生产的清洁度及资源利用效率(Girma等,2008)<sup>[11]</sup>。近些年,部分学者综合考虑 FDI 对东道国全要素生产率和环境的影响,进一步探究 FDI 与东道国绿色全要素生产率之间的关系(Song等,2015<sup>[12]</sup>;Yue等,2016<sup>[13]</sup>),但由于研究方法、研究对象以及污染指标选取等不同,尚未得到较一致的研究结论。王兵等(2010)<sup>[14]</sup>利用中国30个省份的面板数据,采用Tobit模型检验了中国环境全要素生产率的影响因素,认为 FDI 对环境效率和环境全要素生产率均有显著的促进作用。许和连和邓玉萍(2012)<sup>[15]</sup>也认为,FDI对改善我国的环境污染有正向作用,“污染天堂”假说不成立。但部分学者得到了相反结论,李斌等(2016)<sup>[16]</sup>通过测算ML指数及其分解项,发现引入外资既没有带来绿色技术进步,也未提高绿色技术效率。朱东波和任力(2017)<sup>[1]</sup>也认为,FDI阻碍了中国绿色全要素生产率的增长,不利于实现工业绿色转型。

本文在既有研究的基础上,从以下几个方面进行了拓展和延伸:第一,在研究视角上,本文将对绿色全要素生产率的测算和实证分析拓展到微观企业层面,从微观角度考察了 FDI 与东道国绿色全要素生产率之间的关系。已有文献主要从宏观层面和中观层面研究 FDI 对绿色全要素生产率的影响,尚缺乏微观企业层面的经验证据。而实际上,微观企业层面的考察研究可以更加科学地揭示 FDI 对绿色全要素生产率的真实影响。第二,在研究方法上,本文结合了 ML 指数法、倾向得分匹配法以及双重差分法等多种方法,对环境约束下的企业绿色全要素生产率进行了测算,通过“拟自然实验”对样本进行了同质性检验,最终有效识别了 FDI 对企业绿色全要素生产率影响的净效应,并通过安慰剂检验得到了稳健的研究结论。第三,在研究内容上,本文从滞后效应、区域异质性、行业异质性等多个方面进一步深入分析了 FDI 对企业绿色全要素生产率的影响特征,对既有文献进行了补充,并为不同行业 and 不同区域的工业企业在绿色转型过程中如何制定合理的引资政策提供参考。

## 二、理论分析

### 1. FDI 对东道国绿色全要素生产率的影响机理分析

FDI 通过影响企业的生产规模、生产技术水平、能源使用效率等方式对东道国企业的绿色全要素生产率产生多重影响,可分为正面影响和负面影响(李斌等,2016)<sup>[16]</sup>。

从正面影响效应来看,首先,FDI 可以给东道国带来先进的清洁生产技术,并通过行业内的示范效应、培训效应以及行业间上下游产业链的关联效应等,形成技术转移和技术扩散,提高东道国企业生产中的清洁技术水平和能源使用效率(Kumar和Sinha,2014)<sup>[17]</sup>。其次,FDI 通过竞争效应

可以激发内资企业的技术创新(林进智和郑伟民,2013)<sup>[18]</sup>,提高内资企业的污染治理技术水平。不仅如此,东道国内资企业对清洁技术的高学习能力和再创新也会形成对外资企业的竞争效应和追赶效应,从而增强跨国公司的技术引入速度(Wang和Blomstrom,1992)<sup>[19]</sup>,促进外资企业源源不断的技术输入,形成一个相互作用系统(薛求知和罗来军,2006)<sup>[20]</sup>,进而发挥内、外资企业对绿色全要素生产率的双重推动作用。再次,当FDI流入东道国时,渗入市场的程度越高,产业聚集程度也越大(周材荣,2016)<sup>[21]</sup>。FDI带来的先进技术通过溢出效应将带动整个聚集区清洁型生产方式的使用,从而降低产出能耗,减少污染排放,充分发挥产业聚集的外部经济性,提高当地企业的环境技术和环境绩效(Daddi等,2012)<sup>[22]</sup>,形成“污染光晕”效应。另外,FDI可以增加东道国居民的收入水平,根据环境库兹涅茨曲线(EKC)假说,当居民收入达到一定的水平以后,较高的收入水平意味着对环境质量的更大需求(Roca等,2001)<sup>[23]</sup>,人们会更加倾向于选择对环境危害较小的消费方式(如购买环境友好型产品),从而促进清洁环保产业的发展。因此,FDI在一定程度上有利于工业企业逐步从污染控制走向清洁生产,最终走向全面绿色转型发展(Yoon和Nadvi,2018)<sup>[24]</sup>。

从负面影响来看,首先,FDI的流入增加了东道国的资本存量,扩大了东道国的生产规模和经济规模,资源能源消耗随之增加。根据零结合公理(或副产品公理)和产出弱可处置公理(Färe等,2007<sup>[25]</sup>;王兵等,2008<sup>[26]</sup>),产出的增长会造成更多的污染物排放,增加东道国的环境压力,不利于企业绿色全要素生产率的提高。其次,外资企业的进入会形成对内资企业的“挤出效应”。东道国的内资企业可能会因外资企业抢占了市场份额而失去市场优势,拥有技术、管理、营销等方面优势的外资企业使得内资企业的生存空间变得狭窄,造成内资企业利润下降甚至出现破产危机(Aitken和Harrison,1999)<sup>[27]</sup>,内资企业创新动机随之下降。同时,以市场换技术的战略虽然加快了技术进步,但当企业进行自主研发的边际减排成本大于引进技术的边际减排成本时,企业往往选择技术引进而非自主研发,形成对外资企业的技术依赖(石大千和杨咏文,2018)<sup>[28]</sup>,从而影响内资企业的创新积极性,不利于发挥内资企业对绿色全要素生产率的推动作用。另外,当东道国实施较低的环境标准时,污染型FDI会大量流入(Rafindadi等,2018)<sup>[29]</sup>,并在污染密集型产业聚集。当这些污染型外资企业达到较高的市场占有率时,往往选择调整其产品结构,进一步将污染型产业转移到东道国,使东道国成为“污染天堂”,从而阻碍东道国工业企业绿色全要素生产率的提高和绿色转型发展。因此,本文提出如下假设:

$H_1$ : FDI对东道国企业绿色全要素生产率具有显著影响,但作用机制较为复杂,存在不确定性。

## 2. FDI对绿色全要素生产率影响的滞后效应分析

一方面,根据元朋等(2008)<sup>[30]</sup>、李子豪和刘辉煌(2011)<sup>[31]</sup>、余淑秀和卢山冰(2018)<sup>[32]</sup>等研究,FDI对内资企业的技术溢出存在一定的滞后性。企业在引进外资后,通过学习、模仿等方式来获取外资企业的先进技术和管理经验需要一定的过程。特别是当外资企业与内资企业间的技术差距较大时,如跨国公司在本土进行采购,本土供应商由于缺乏先进技术,不能提供符合技术标准和环境标准的中间产品,跨国公司不得不花费时间对本土企业进行技术输入(薛乔,2017)<sup>[33]</sup>,导致上下游产业链间的垂直技术溢出效应存在一定程度的时滞。而内资企业的技术水平得到提升后,其对绿色全要素生产率促进作用的发挥也需要一定的时间。另一方面,污染排放是影响绿色全要素生产率的重要因素,FDI对东道国环境的影响也存在滞后性。FDI对东道国环境的影响不仅会发生在当期,而且具有较强的影响惯性,如过去FDI对环境的影响状况会决定现在的环境污染程度(聂飞和刘海云,2015)<sup>[34]</sup>,表现为时间维度上的“叠加效应”,即如果上一期的环境污染程度较高,那么下一期的环境污染程度有继续走高的可能性(严雅雪和齐绍洲,2017)<sup>[35]</sup>。可见,企业引进外资后对绿色全要素生产率的影响可能不是短期的,而是持续的。因此,本文提出如下假设:

$H_2$ : FDI对东道国企业绿色全要素生产率的影响具有滞后性。

### 3. FDI对绿色全要素生产率影响的区域、行业特征分析

由于地理位置、资源环境以及国家对外开放政策导向等的不同,流入中国的FDI呈现明显的区域异质性。一方面,外资企业主要集中在东部地区,产业共生理论和产业集群理论均认为,在地理上聚集的企业之间具有潜在的协同效应,东部地区的企业可以同时享受FDI的技术溢出效应和企业聚集效应的双重优势;另一方面,相对于中西部地区,东部地区有着更高的开放程度、人力资本水平和技术研发水平,从而可以更加充分有效地吸收FDI带来的清洁技术和治污经验。同时,东部地区的法律、市场化体制、税收优惠政策等更加完善,更有利于FDI技术溢出效应的发挥,从而有利于绿色全要素生产率的提高。相应地,FDI对绿色全要素生产率的影响也存在显著的行业异质性。相对于高技术密集度和低污染行业,低技术密集度和高污染行业FDI的“污染避难所”效应更为明显(李国平等,2013)<sup>[36]</sup>,污染型FDI的流入增加了低技术密集度和高污染行业的非期望产出,从而不利于企业绿色全要素生产率的提高。因此,本文提出如下假设:

H<sub>3</sub>:FDI对中国东部地区绿色全要素生产率具有显著促进作用。

H<sub>4</sub>:FDI对技术密集型和低污染行业的绿色全要素生产率具有显著促进作用。

## 三、研究设计与数据说明

### 1. ML指数的测算

本文采用考虑非期望产出的方向性距离函数和ML生产率指数测度企业的绿色全要素生产率。假设某一系统有n个决策单元(DMU<sub>j</sub>,j=1,2,...,n),每个决策单元有三类投入产出指标,其中,包括m种投入(i=1,2,...,m),s<sub>1</sub>种期望产出和s<sub>2</sub>种非期望产出,用向量表示为:x∈R<sup>m</sup>,y<sup>g</sup>∈R<sup>s<sub>1</sub></sup>,y<sup>b</sup>∈R<sup>s<sub>2</sub></sup>,定义矩阵X、Y<sup>g</sup>、Y<sup>b</sup>如下:X=[x<sub>1</sub>,x<sub>2</sub>,...,x<sub>n</sub>]∈R<sup>m×n</sup>,Y<sup>g</sup>=[y<sub>1</sub><sup>g,y<sub>2</sub><sup>g</sup>,...,y<sub>n</sub><sup>g</sup>]∈R<sup>s<sub>1</sub>×n</sup>,Y<sup>b</sup>=[y<sub>1</sub><sup>b</sup>,y<sub>2</sub><sup>b</sup>,...,y<sub>n</sub><sup>b</sup>]∈R<sup>s<sub>2</sub>×n</sup>。Chung等(1997)<sup>[37]</sup>引入了方向性距离函数,以期在增加期望产出的同时减少非期望产出,方向性距离函数定义为:</sup>

$$\vec{D}_0(x,y,b;g,-g_b) = \sup\{\beta:(y+\beta g,y-b\beta g_b) \in p(x)\} \quad (1)$$

其中,g为方向向量,g=(g,y,-g\_b),β为距离函数值。对于某个决策单元k在第t期的方向性距离函数可通过如下线性规划求解:

$$\begin{aligned} \vec{D}_0^t(x_k^t,y_k^t,b_k^t;y_k^t,-b_k^t) &= \max\beta \\ s.t. &\begin{cases} \sum_{k=1}^K z_k^t y_{km}^t \geq (1+\beta)y_{km}^t, m=1,\dots,M \\ \sum_{k=1}^K z_k^t b_{ki}^t = (1-\beta)b_{ki}^t, i=1,\dots,I \\ \sum_{k=1}^K z_k^t x_{kn}^t \leq x_{kn}^t, n=1,\dots,N \\ z_k^t \geq 0, k=1,\dots,K \end{cases} \end{aligned} \quad (2)$$

其中,z<sub>k</sub><sup>t</sup>为权重。通过线性规划求解得到方向性距离函数后,进一步根据方向性距离函数来定义ML指数。根据Chung等(1997)<sup>[37]</sup>,第t期到第t+1期的ML指数为:

$$ML\_TFP_t^{t+1} = \left[ \frac{(1+\vec{D}_0^t(x^t,y^t,b^t;y^t,-b^t))}{(1+\vec{D}_0^t(x^{t+1},y^{t+1},b^{t+1};y^{t+1},-b^{t+1}))} \times \frac{(1+\vec{D}_0^{t+1}(x^t,y^t,b^t;y^t,-b^t))}{(1+\vec{D}_0^{t+1}(x^{t+1},y^{t+1},b^{t+1};y^{t+1},-b^{t+1}))} \right]^{1/2} \quad (3)$$

其中,ML\_TFP>0表示绿色全要素生产率增长,ML\_TFP<0表示绿色全要素生产率下降。进

一步分解为技术效率变化指数 ( $ML\_EFFCH$ ) 和技术变化指数 ( $ML\_TECH$ ) 两部分,表达式如下:

$$ML_t^{t+1} = ML\_EFFCH \times ML\_TECH \quad (4)$$

$$ML\_EFFCH_t^{t+1} = \frac{(1 + \vec{D}_0^t(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t))}{(1 + \vec{D}_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1}))} \quad (5)$$

$$ML\_TECH_t^{t+1} = \left[ \frac{(1 + \vec{D}_0^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})) (1 + \vec{D}_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1}))}{(1 + \vec{D}_0^t(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)) (1 + \vec{D}_0^{t+1}(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t))} \right]^{1/2} \quad (6)$$

其中, $ML\_EFFCH$  表示由生产效率变化引起的产出增长, $ML\_TECH$  表示由技术进步引起的产出增长, $ML\_EFFCH > 0$ 、 $ML\_TECH > 0$  分别表示技术效率提高、技术进步,反之, $ML\_EFFCH < 0$ 、 $ML\_TECH < 0$  分别表示技术效率下降、技术退步。式(6)的计算需要求解四个方向性距离函数,包括当期方向性距离函数 $\vec{D}_0^t(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)$ 和 $\vec{D}_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})$ ,以及两个混合方向性距离函数 $\vec{D}_0^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})$ 和 $\vec{D}_0^{t+1}(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)$ 。

## 2. 实证模型的构建

根据新增长理论,本文采用的生产函数如下所示:

$$Y = A(FDI, CN, t) \times F(K, L) \quad (7)$$

其中, $Y$  表示工业产出, $A(\cdot)$  表示考虑能源消耗和非期望产出的绿色全要素生产率, $CN$  表示其它影响生产率的因素, $K$  表示资本投入, $L$  表示劳动力投入。参考 Hulten 等(2006)<sup>[38]</sup> 的做法,假设  $A(\cdot)$  满足希克斯中性,其组成部分为多元组合,即:

$$A(FDI, CN, t) = A_{i0} FDI_{it}^{\varepsilon_i} CN_{it}^{\lambda_i} \quad (8)$$

其中, $A_{i0}$  为初始生产率水平, $\varepsilon$  和  $\lambda$  分别为  $FDI$  和其它因素对生产率的影响参数。将(7)式带入(8)式可得:

$$Y_{it} = A_{i0} FDI_{it}^{\varepsilon_i} CN_{it}^{\lambda_i} \times F(K_{it}, L_{it}) \quad (9)$$

根据绿色全要素生产率的定义,对(9)式两边同时除以  $F(K_{it}, L_{it})$ ,得到:

$$GTFP_{it} = Y_{it} / F(K_{it}, L_{it}) = A_{i0} FDI_{it}^{\varepsilon_i} CN_{it}^{\lambda_i} \quad (10)$$

对式(10)取自然对数可得:

$$\ln GTFP_{it} = \ln A_{i0} + \varepsilon_i \ln FDI_{it} + \lambda_i \ln CN_{it} \quad (11)$$

进一步,将式(11)简化为:

$$G_{it} = \delta_{it} \Delta FDI + u_{it} \quad (12)$$

其中, $G_{it}$  为  $GTFP$  增长率, $\delta_{it} \Delta FDI$  为  $FDI$  变化引起的  $GTFP$  增长, $u_{it}$  为其他因素对  $GTFP$  的影响。

本文基于 PSM-DID 相结合的思想,将样本期内首次引进外资的工业企业视为实验组,未引进外资的工业企业视为对照组。在此,本文构造两个二元虚拟变量  $g$  和  $t$ ,其中, $g$  表示我国工业企业是否引进外资, $g = 1$  表示实验组, $g = 0$  表示对照组, $t$  表示时间虚拟变量, $t = 1$  表示引进外资后的时期, $t = 0$  表示引进外资前的时期。 $GTFP_{it}$  表示企业  $i$  在时期  $t$  的绿色全要素生产率。如果企业引进了外资,则将企业两个时期的绿色全要素生产率变化记为  $\Delta GTFP_{it}^1$ ;如果企业未引进外资,则将两个时期的绿色全要素生产率变化记为  $\Delta GTFP_{it}^0$ 。因此,企业引进外资前后绿色全要素生产率的实际变化为:

$$\tau = E[\Delta GTFP_{it}^1 | g = 1] - E[\Delta GTFP_{it}^0 | g = 1] \quad (13)$$

但是,式(13)中的  $E(\Delta GTFP_i^0 | g_i = 1)$  在现实中是不可观测的,本文利用倾向得分匹配法为引入外资的企业找到了尽可能相近的未引入外资的企业作为对照组,用匹配后未引入外资的对照组的绿色全要素生产率变化来替代假如没有引入外资时实验组的绿色全要素生产率的变化,即  $E(\Delta GTFP_i^0 | g_i = 1) = \hat{E}(\Delta GTFP_i^0 | g_i = 0)$ , 其中,  $\hat{E}(\Delta GTFP_i^0 | g_i = 0)$  为对照组企业绿色全要素生产率的变化。于是,式(13)可转化为:

$$\tau = E(\Delta GTFP_i^1 | g_i = 1) - E(\Delta GTFP_i^0 | g_i = 0) \quad (14)$$

然后,根据双重差分法,比较引入外资的实验组和未引入外资的对照组的绿色全要素生产率变化。具体模型构建如下:

$$GTFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 g + \alpha_2 t + \gamma g \times t + \beta_{ii} x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

式(15)中各变量含义与前文所述一致。从式(15)中可以看出,实验组企业在引入外资前后的绿色生产率分别为  $\alpha_0 + \alpha_1$  和  $\alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2 + \gamma$ , 实验组企业的绿色要素生产率变化为  $\Delta GTFP_i^1 = \alpha_2 + \gamma$ , 相应地,未引入外资的对照组企业绿色全要素生产率分别为  $\alpha_0$  和  $\alpha_0 + \alpha_2$ , 绿色全要素生产率变化为  $\Delta GTFP_i^0 = \alpha_2$ 。于是,(14)式可最终表示为:

$$E(\Delta GTFP_i^1 | g_i = 1) - \hat{E}(\Delta GTFP_i^0 | g_i = 0) = \alpha_2 + \gamma - \alpha_2 = \gamma \quad (16)$$

从式(16)可以看出,式(15)中的交互项系数  $\gamma$  即为企业引入外资前后的绿色全要素生产率变化。如果  $\gamma > 0$ , 则表示引入外资提高了企业的绿色全要素生产率。为了消除个体异质性的影响,本文在模型中还加入了出口 (*export*) 和工业产出 (*output*) 作为控制变量,同时,还控制了时间固定效应 (*year*)、地区固定效应 (*region*) 和行业效应 (*industry*)。

### 3. 变量设定与数据说明

本文的原始数据主要来源于2010—2013年的《中国工业企业数据库》。该数据库包括中国大陆地区全部国有以及规模以上(2011年之前销售额500万元以上,2011年起2000万元以上)的非国有工业企业,是中国国内目前最全面的企业层面数据库之一。本文根据陶攀等(2014)<sup>[39]</sup>、李磊等(2018)<sup>[40]</sup>的方法对数据进行以下常规处理:(1)删除企业名称重复的样本;(2)剔除重要运营及财务指标(如企业工业生产总值、企业销售额、企业固定资产)有遗漏的企业样本;(3)根据四位行业代码划分,剔除四位代码中决策单元个数小于18(投入产出变量的三倍)的企业;(4)依据Cai和Liu(2009)<sup>[41]</sup>以及Feenstra等(2014)<sup>[42]</sup>的做法,遵循一般会计准则(GAAP)对样本进行剔除;(5)删除掉部分相关统计较少的行业,最终保留34个行业的数据。

绿色全要素生产率的投入和产出指标测算如下:(1)投入要素中资本存量采用永续盘存法来计算,表达式为:  $K_t = K_{t-1}(1 - \delta_t) + I_t/P_t$ , 其中,  $K_t$  和  $K_{t-1}$  分别表示  $t$  期和  $t-1$  期的资本存量,  $\delta_t$  为折旧率,本文取5%(Wang和Yao,2003<sup>[43]</sup>;刘志成和刘斌,2014<sup>[44]</sup>),  $I_t$  为  $t$  期固定资产投资,  $P_t$  为企业所在省份  $t$  期的投资价格指数。投入要素中的劳动力人数用企业平均从业人员表示。(2)期望产出变量用工业总产值表示,并用两位数行业代码的生产者出厂价格指数进行平减,平减指数来源于《中国价格统计年鉴》。(3)非期望产出变量用工业企业的三废产生量表示,包括工业  $SO_2$  排放量、工业废水排放量以及工业烟尘排放量,首先,计算各地级市每个污染指标的调整系数  $W_j$ , 即权重。本文借鉴赵细康(2003)<sup>[45]</sup>、李斌等(2013)<sup>[46]</sup>的计算方法,  $W_j$  值为:  $W_j = (P_{ij}/\sum P_{ij}) / (O_i/\sum O_i) = (P_{ij}/O_i) / [(\sum P_{ij}) / (\sum O_i)] = UP_{ij}/\overline{UP_{ij}}$ , 其中,  $P_{ij}$  为地级市  $i$  的污染物  $j(j=1,2,3)$  的排放量,  $\sum P_{ij}$  为污染物  $j$  的全国排放总量,  $O_i$  为地级市  $i$  的工业总产值,  $\sum O_i$  为全国工业总产值。其次,得到加权调整后的  $i$  地级市  $j$  污染物的排放量为:  $em_{i,j} = W_j \times Y_{ij}$ , 其中,  $Y_{ij}$  为  $i$  地级市的污染物  $j$  的原始排放量。最后,得到  $i$  地级市  $k$  企业的污染物  $j$  的排放量为:  $em_{k,j} = em_{i,j} \times (Q_k/\sum Q)$ , 其中,  $Q_k$  为  $k$  企业的工业产出,  $\sum Q$  为  $k$  企业所在地级市的工业总产值,非期望产出数据来源于《中国城市统计年鉴》。核心解释变量用企业含有的外资资本表示,包括港、澳、台资本和外国资本。

### 四、测算结果与实证分析

#### 1. 内外资企业绿色全要素生产率对比分析

本文基于 2010—2013 年 34 个工业行业<sup>①</sup>的企业投入产出数据,利用方向性距离函数和 ML 指数测度法,得到企业的 ML 指数及其分解成分。但 ML 指数反映的是绿色全要素生产率的增长率,并不是绿色全要素生产率本身,因此,本文根据邱斌等(2008)<sup>[47]</sup>、李斌等(2013)<sup>[46]</sup>的做法,假设 2010 年的企业绿色全要素生产率为 1,并与各期的 ML 指数相乘,从而得到各企业 2010—2013 年的绿色全要素生产率。

进一步,本文根据企业是否含有外资对 34 个细分行业的绿色全要素生产率均值排名,如表 1 所示。从各行业平均绿色全要素生产率排名的差异可以看出,是否引入外资对企业的绿色全要素生产率的确存在影响。例如黑色金属矿采选业(8)、印刷业(23)、金属制品业(34)、造纸及纸制品业(22)等行业的外资企业平均绿色全要素生产率高于内资企业,说明这部分行业的外资流入提高了企业的绿色全要素生产率。同时也可看到,部分行业如通信设备、计算机及其他电子设备制造业(40)、电力、热力的生产和供应业(44)、医药制造业(27)、交通运输设备制造业(37)、通用设备制造业(35)等行业的内资企业平均绿色全要素生产率高于外资企业,说明这部分行业的内资企业正在崛起,实现了对外资企业绿色全要素生产率的赶超。另外可以注意到,在外资企业中,水的生产和供应业(46)、有色金属冶炼及压延加工业(33)以及石油加工、炼焦及核燃料加工业(25)的 ML 指数小于 1,表明这些行业的绿色全要素生产率在某些年份出现倒退现象。出现绿色全要素生产率倒退的原因可能在于环境执行力度的下降及工业的重型化,从而导致碳排放增加,环境污染加重(李斌等,2013)<sup>[46]</sup>。

表 1 2010—2013 年中国 34 个工业行业的内、外资企业绿色全要素生产率

内资企业					外资企业				
行业代码	绿色技术效率	绿色技术进步	ML 指数	绿色全要素生产率	行业代码	绿色技术效率	绿色技术进步	ML 指数	绿色全要素生产率
40	1.04	1.007	1.039	1.081	8	1.068	1.009	1.078	1.091
44	1.034	1.015	1.041	1.052	23	1.044	0.992	1.031	1.08
27	1.038	1.014	1.043	1.05	40	1.054	0.99	1.037	1.065
37	1.034	1.011	1.037	1.05	34	1.055	0.994	1.039	1.064
35	1.036	1.005	1.035	1.049	22	1.057	0.986	1.035	1.058
19	1.046	0.993	1.03	1.048	27	1.032	1.008	1.036	1.054
41	1.034	0.999	1.024	1.048	37	1.034	1.003	1.032	1.053
46	1.041	1.008	1.039	1.046	45	1.019	1.041	1.052	1.047
34	1.034	1.012	1.034	1.043	6	1.041	1.022	1.045	1.044
23	1.048	0.999	1.037	1.042	35	1.036	1	1.032	1.042
30	1.028	1.005	1.025	1.042	24	1.037	0.987	1.017	1.041

① 行业代码:6:煤炭开采和洗选业;8:黑色金属矿采选业;10:非金属矿采选业;13:农副食品加工业;14:食品制造业;15:饮料制造业;17:纺织业;18:纺织服装、鞋帽制造业;19:皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业;20:木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业;21:家具制造业;22:造纸及纸制品业;23:印刷业和记录媒介的复制;24:文教体育用品制造业;25:石油加工、炼焦及核燃料加工业;26:化学原料及化学制品制造业;27:医药制造业;28:化学纤维制造业;29:橡胶制品业;30:塑料制品业;31:非金属矿物制品业;32:黑色金属冶炼及压延加工业;33:有色金属冶炼及压延加工业;34:金属制品业;35:通用设备制造业;36:专用设备制造业;37:交通运输设备制造业;39:电气机械及器材制造业;40:通信设备、计算机及其他电子设备制造业;41:仪器仪表及文化、办公用机械制造业;42:工艺品及其他制造业;44:电力、热力的生产和供应业;45:燃气生产和供应业;46:水的生产和供应业。

续表 1

内资企业					外资企业				
行业代码	绿色技术效率	绿色技术进步	ML 指数	绿色全要素生产率	行业代码	绿色技术效率	绿色技术进步	ML 指数	绿色全要素生产率
39	1.04	0.999	1.03	1.037	36	1.024	0.996	1.017	1.038
21	1.03	1.008	1.027	1.036	19	1.038	0.981	1.008	1.036
32	1.057	0.997	1.043	1.036	44	1.018	1.032	1.04	1.036
36	1.023	1.008	1.025	1.035	18	1.043	0.981	1.014	1.034
45	1.02	1.021	1.034	1.034	14	1.01	1.02	1.026	1.033
42	1.032	0.995	1.021	1.032	13	1.022	1.011	1.025	1.027
24	1.043	0.987	1.024	1.029	30	1.044	0.984	1.021	1.026
18	1.033	1.001	1.023	1.026	21	1.044	0.986	1.024	1.024
6	1.042	0.998	1.037	1.025	31	1.031	0.999	1.022	1.024
22	1.038	1.007	1.038	1.024	32	1.062	0.988	1.038	1.023
31	1.03	1.009	1.03	1.024	41	1.047	1.002	1.039	1.023
20	1.024	1.001	1.019	1.022	39	1.044	0.988	1.026	1.021
26	1.025	1.016	1.032	1.021	15	1.019	1.012	1.023	1.019
14	1.014	1.012	1.02	1.015	20	1.011	1.017	1.021	1.011
13	1.022	1.009	1.024	1.014	26	1.03	0.993	1.017	1.011
8	1.034	0.992	1.021	1.013	42	1.028	0.987	1.011	1.01
17	1.029	0.997	1.017	1.009	28	1.032	0.986	1.009	1.004
28	1.027	0.996	1.016	1.008	29	1.031	0.984	1.011	1.004
10	1.016	1.001	1.014	1.005	46	1.007	0.977	0.983	1.003
15	1.018	1.011	1.02	1.003	17	1.027	0.992	1.012	1.001
33	1.004	1.001	1.005	1.003	10	1.005	1	1.005	1
25	1.009	1.02	1.017	0.998	33	1.077	0.926	0.998	1
29	1.025	0.994	1.016	0.984	25	0.981	1.027	0.999	0.965

资料来源:2010—2013 年中国工业企业数据,使用 R3.4.3 计算得到

同时,本文分别考察了样本期间 34 个细分行业的内、外资企业绿色全要素生产率的年均增速情况,如图 1 所示。在整体工业行业中,两类企业的平均绿色全要素生产率水平均在提高,其中,内资企业绿色全要素生产率的年均增速为 1.99%,外资企业绿色全要素生产率的年均增速为 1.13%。并且内资企业的绿色全要素生产率的年均增速整体上高于外资企业,可以认为,内资企业的绿色全要素生产率整体上呈现出明显的赶超态势。

进一步,借鉴魏伟等(2011)<sup>[49]</sup>的做法,用内、外资企业的绿色全要素生产率之比( $D$ )来衡量内、外资企业绿色全要素生产率之间的差距, $D$ 越大表示内资企业与外资企业间的差距越小。另外,鉴于不同类型的行业之间存在差异,本文借鉴陈超凡(2016)<sup>[2]</sup>中的行业分类方式,将工业行业划分为机械制造类、高耗能类、资源类以及轻纺类,进一步从行业特征的角度分析了内、外资企业绿色全要素生产率差距的变动情况,结果如图 2 所示。从图 2 中可以看出,在 2011 年,大多数工业行业的内资企业的绿色全要素生产率低于外资企业( $D < 1$ ),说明整体上,外资企业的绿色全要素生产率高于内资企业。但随着时间的推移,到 2013 年,多个行业的  $D$  值增大,内资企业实现了对外



资企业的赶超,说明内资企业的绿色全要素生产率在逐渐提升。具体到不同行业类型,机械制造类行业内、外资企业的绿色全要素生产率之比上升态势显著,其中,五个机械制造类行业(35、39、40、41、42)的内资企业的绿色全要素生产率实现了对外资企业的赶超( $D > 1$ ),说明我国技术密集型行业的内资企业正在崛起,未来中国工业的发展正在有重点地选择“逆比较优势战略”,通过增强自主研发创新实现对外资企业的赶超和绿色转型发展。高耗能类的六个行业的内资企业整体上已赶超外资企业,一方面说明高耗能类行业的内资企业与外资企业间的技术水平差距较小;另一方面也反映出流入我国高耗能类行业的外资多为污染型外资,该类行业的内资企业容易实现对外资企业绿色全要素生产率的赶超。另外,资源类行业和轻纺类行业多为相对低技术型和劳动密集型行业,内资企业的研发投入相对较少,部分行业(如8、22、23)实现对外资企业绿色全要素生产率赶超的难度较大。但整体上,这类行业实现技术突破的难度相对较低,内资企业通过增加研发投入和培育自主创新体系可以较为容易地提高自身的绿色全要素生产率。

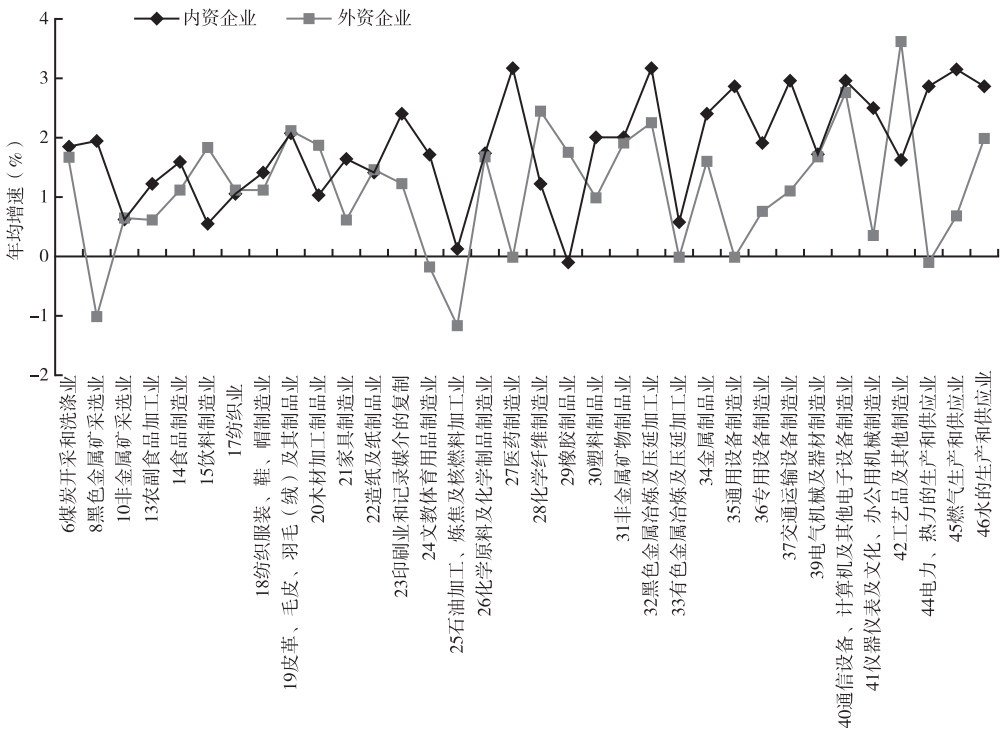


图1 34个细分工业行业内、外资企业绿色全要素生产率年均增速

资料来源:2010—2013年中国工业企业数据,使用R3.4.3计算得到

## 2. 样本同质性检验

双重差分法的一个重要假设前提即样本的同质性,也就是说,样本的选择必须保证在实验组未引进外资时,其与对照组在统计意义上为同质样本(张彩云和吕越,2018)<sup>[50]</sup>。因此,本文运用倾向得分匹配法进行匹配实验,出于严谨性考虑,选择样本期间首次引入外资的企业为实验组。选择企业的如下指标作为匹配变量:企业的销售额(*lnsale*)、企业的固定资产(*lnfix*)、企业出口交货值与销售额之比(*export*)以及企业的工业总产值(*lnoutput*)。选择引入外资前一期的样本数据进行匹配,匹配结果如表2、表3所示。从两个表中均可以看出,匹配前实验组和对照组匹配变量的均值相差较大,且检验结果非常显著。而匹配后实验组和对照组匹配变量的均值差异明显接近,且检验结果不再显著,说明匹配实验为引入外资的企业找到了与之尽可能接近的未引入外资的对照组企业,匹配后,样本同质性大大提高,样本选择不会影响回归结果,接下来可以进行下一步的实证检验。

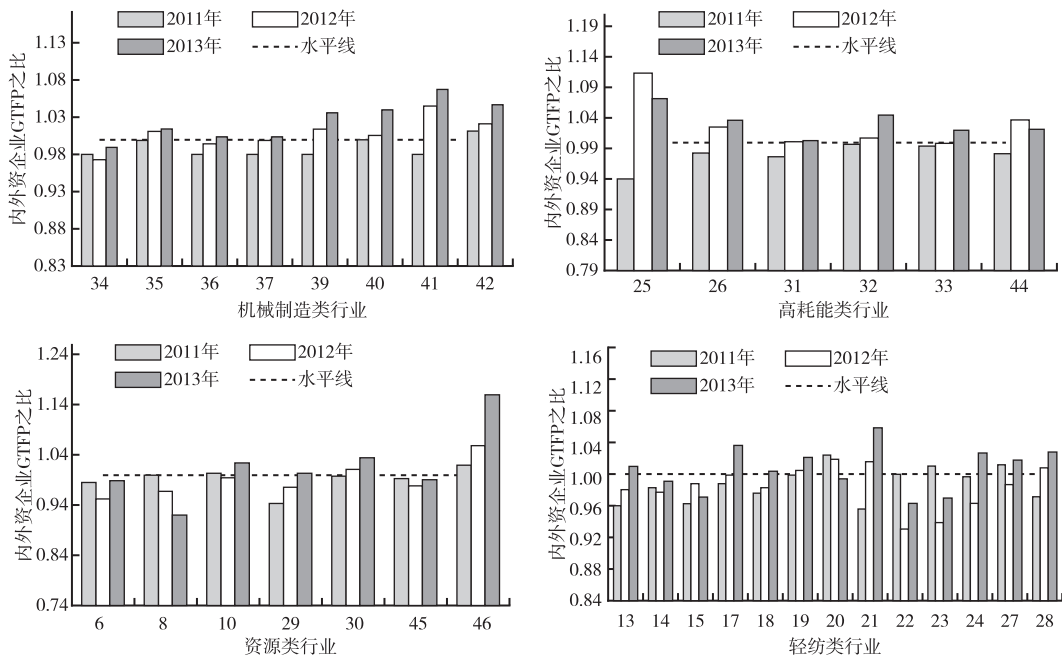


图2 不同行业类型的内外资企业GTFP差距变动

资料来源:2010—2013年中国工业企业数据,使用R3.4.3计算得到

表2 2011年的匹配实验结果

变量	匹配实验前		T 值	实验匹配后		T 值	实验组	对照组	匹配结果
	实验组	对照组		实验组	对照组				
<i>lnsalse</i>	10.88	10.55	2.73 ***	10.88	10.79	0.49	117	18458	117
<i>lnfix</i>	9.49	8.87	3.91 ***	9.49	9.34	0.63	117	18458	117
<i>export</i>	0.71	0.33	3.98 ***	0.71	0.83	-0.62	117	18458	117
<i>lnoutput</i>	11.48	11.20	2.07 **	11.48	11.37	0.54	117	18458	117

注:这里的匹配比例为1:1; \*、\*\*、\*\*\* 分别为10%、5%、1%的显著水平

资料来源:2010—2013年中国工业企业数据,使用stata13.1估计整理得到

表3 2012年的匹配实验结果

变量	匹配实验前		T 值	实验匹配后		T 值	实验组	对照组	匹配结果
	实验组	对照组		实验组	对照组				
<i>lnsalse</i>	11.80	11.62	2.29 **	11.80	11.72	0.63	158	17293	158
<i>lnfix</i>	9.95	9.73	2.03 **	9.95	9.83	0.72	158	17293	158
<i>export</i>	0.29	0.22	2.16 **	0.29	0.32	-0.77	158	17293	158
<i>lnoutput</i>	11.68	11.47	2.58 **	11.68	11.60	0.59	158	17293	158

注:这里的匹配比例为1:1; \*、\*\*、\*\*\* 分别为10%、5%、1%的显著水平

资料来源:2010—2013年中国工业企业数据,使用Stata13.1估计整理得到

### 3. 全样本初始检验

基于上述倾向得分匹配得到的样本数据,进一步利用双重差分法对模型(15)进行了初始检验,结果如表4所示。其中,核心检验变量是模型(15)中的交叉项  $g \times t$ ,其系数反映了引入外资对企业绿色全要素生产率的影响。表4中的回归(1)是基准检验, $g \times t$ 的系数在1%的显著性水平下显著为正,

回归(2)和回归(3)中依次加入控制变量后  $g \times t$  系数的绝对值增加,且仍在 1% 的显著性水平下显著,回归(4)为加入控制变量但未控制时间、行业及地区因素的回归结果,结果显示  $g \times t$  系数的大小稍有下降,但系数的显著性不变。回归(1)~(4)中均有  $g \times t$  的系数均大于 0,说明回归结果是稳健的,即实验组企业的绿色全要素生产率的增长大于对照组,说明整体上引入外资有助于促进企业绿色全要素生产率的提高。这与王兵(2010)<sup>[14]</sup>、郑强(2017)<sup>[51]</sup>的结论基本一致。可见,外资带来的先进技术和管理方法使东道国企业的绿色技术水平上升,生产成本降低(夏业良和程磊,2010)<sup>[52]</sup>,增加了期望产出的同时减少了非期望产出,从而提高了企业的绿色全要素生产率。另外,上游外资企业通过向下游内资企业提供中间品或下游外资企业向上游内资企业采购中间品等产生的溢出效应(李磊等,2018)<sup>[40]</sup>,也间接促进了东道国绿色全要素生产率的提高。回归结果说明,在本文的样本期内,中国的 FDI 可能已经从高污染阶段向正向技术溢出及“污染光晕”阶段转变。

表 4 全样本初始检验结果

变量	回归(1)	回归(2)	回归(3)	回归(4)
$g \times t$	0.0478 *** (0.0154)	0.0492 *** (0.0154)	0.0491 *** (0.0154)	0.0489 *** (0.0153)
$g$	0.0042 (0.0030)	0.0042 (0.0031)	0.0031 (0.0031)	-0.00004 (0.0013)
$t$	0.0094 (0.0124)	0.0098 (0.0123)	0.0092 (0.0123)	0.0048 (0.0090)
<i>export</i>		-0.0016 ** (0.0008)	-0.0019 ** (0.0008)	-0.0018 ** (0.0008)
<i>Lnoutput</i>			0.0080 ** (0.0031)	0.0095 *** (0.0008)
<i>Constant</i>	0.9776 *** (0.0148)	0.9827 *** (0.0148)	0.9033 *** (0.0337)	0.9005 *** (0.0369)
时间固定	Yes	Yes	Yes	No
行业固定	Yes	Yes	Yes	No
区域固定	Yes	Yes	Yes	No
$N$	1100	1100	1100	1100
$R^2$	0.0609	0.0643	0.0698	0.0432
$F$	1.71	1.73	1.79	5.76

注:括号内数值为标准误;\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著水平

资料来源:2010—2013 中国工业企业数据,使用 Stata13.1 估计整理得到

回归(1)~(3)中  $g$  的系数均为正,但并不显著,说明在不考虑时间维度的情况下,实验组企业的绿色全要素生产率的增长同样高于对照组企业,另外,时间虚拟变量  $t$  的估计系数在回归(1)~(4)中均为负,同样均不显著。说明,从时间维度来看,中国工业企业绿色全要素生产率也有增长的趋势。控制变量中出口对绿色全要素生产率的影响显著为负,说明出口会给国内企业带来环境负效应,特别是以加工贸易为主的出口结构使得出口的增长加剧了国内环境污染,从而不利于绿色全要素生产率的提高。企业的产出对绿色全要素生产率的影响显著为正,与预期相符。

#### 4. 滞后效应检验

结合前文理论分析可知,FDI 对绿色全要素生产率的影响可能存在滞后性和持续性,但持续时间的长短也有待进一步实证检验。一方面,本土企业对外资企业先进技术的吸收在达到一定程度后将趋于饱和,FDI 对本土企业技术水平的促进作用不再明显;另一方面,FDI 的流入往往会促使

企业扩大生产规模,当技术溢出效应减弱时,FDI 的规模效应对环境和绿色全要素生产率产生负向影响会更加凸显。通过以上分析,本文进一步检验了 FDI 对企业绿色全要素生产率滞后一年、滞后两年的影响,以分析 FDI 对企业绿色全要素生产率影响是否存在滞后性以及影响趋势,检验结果如表 5 所示。从表 5 中可以看出,企业在引入外资一年后,核心解释变量  $g \times t$  的系数为 0.0437(未控制固定效应)和 0.0434(增加固定效应),与表 4 中 FDI 流入当年的影响系数相比,有小幅度减小趋势,但均在 5% 的显著性水平下显著,说明 FDI 对企业绿色全要素生产率的影响确实存在滞后性,与假设  $H_2$  相符。企业在引入外资两年后,核心解释变量  $g \times t$  的系数为负,且在 10% 的显著水平下不显著,说明此时 FDI 对绿色全要素生产率不再具有持续的促进作用,可见,FDI 对企业绿色全要素生产率的影响是呈逐渐下降的趋势。

表 5 滞后效应检验结果

变量	滞后一年 (未控制固定效应)	滞后一年 (控制固定效应)	滞后两年 (未控制固定效应)	滞后两年 (控制固定效应)
$g \times t$	0.0437 ** (0.0190)	0.0434 ** (0.0154)	-0.0208 (0.0331)	-0.0215 (0.0330)
$g$	-0.0005 (0.0022)	-0.0004 (0.0041)	-0.0013 (0.0035)	-0.0041 (0.0103)
$t$	0.0108 (0.0121)	0.0174 (0.0147)	0.0582 ** (0.0250)	0.0585 ** (0.0250)
Constant	0.7952 *** (0.0475)	0.6632 *** (0.1137)	0.8303 *** (0.0618)	0.7778 *** (0.0765)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定	No	Yes	No	Yes
行业固定	No	Yes	No	Yes
区域固定	No	Yes	No	Yes
$N$	1100	1100	468	1100
$R^2$	0.0473	0.0697	0.0447	0.1113
$F$	7.64	17.51	3.34	1.84

注:括号内数值为标准误;\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著水平

资料来源:2010—2013 中国工业企业数据,使用 Stata13.1 估计整理得到

### 5. 区域异质性检验

进一步,本文分别检验了东部地区和中西部地区<sup>①</sup> FDI 对企业绿色全要素生产率的影响,回归结果如表 6 所示。从表 6 中可以看出,东部地区核心解释变量  $g \times t$  的系数在未控制固定效应时为 0.0517,控制固定效应之后系数变为 0.0521,均在 1% 的显著性水平下显著。而中西部地区核心解释变量  $g \times t$  的系数不论是否控制固定效应,均不显著。说明 FDI 主要促进了东部地区企业绿色全要素生产率的增长,与假设  $H_3$  相符。主要原因在于,一方面,东部地区企业的生产技术和污染处理水平均相对较高,对先进技术的吸收能力较强;另一方面,外资企业主要集中在东部地区,企业除了受到自身内部影响之外,还会受到同区位的外部影响,“邻居群体”也是企业分享信息、获得知识、提高技术

① 东部地区包括北京市、天津市、河北省、辽宁省、上海市、江苏省、浙江省、福建省、山东省、广东省和海南省;中西部地区包括山西省、内蒙古自治区、吉林省、黑龙江省、安徽省、江西省、河南省、湖北省、湖南省、广西壮族自治区、四川省、贵州省、云南省、陕西省、甘肃省、宁夏回族自治区、新疆维吾尔自治区。

的重要渠道(赵永亮等,2018)<sup>[53]</sup>,从而发挥正外部效应。而中西部地区外资企业较少,不利于发挥企业聚集效应的优势,不能享有企业聚集带来的技术知识溢出。另外,西部地区经济技术相对落后,部分企业的位置处于相对隔离区位,导致企业间的学习交流不通畅,不利于提高企业的绿色全要素生产率(赵永亮等,2014)<sup>[54]</sup>。从本文的区域异质性检验结果可以看出,应充分发挥东部地区 FDI 对企业绿色全要素生产率的正向积极作用,鼓励企业引进外资,特别是对拥有清洁生产技术资本引进,促进工业绿色转型。而中西部地区经济发展相对滞后,流入中西部地区的外资较少,资金缺口较大,从而导致其对外资的需求强于东部地区(朱东波和任力,2017)<sup>[1]</sup>。为了引进外资,地方政府可能会降低环境准入门槛,导致较多污染型外资流入,不利于企业绿色全要素生产率的提高和实现工业绿色转型发展。

表 6 区域异质性检验结果

变量	东部地区 (未控制固定效应)	东部地区 (控制固定效应)	中西部地区 (未控制固定效应)	中西部地区 (控制固定效应)
$g \times t$	0.0517 *** (0.0164)	0.0521 *** (0.0165)	0.0537 (0.0455)	0.0510 (0.0449)
$g$	-0.0007 (0.001) 2	-0.0010 (0.0031)	-0.0006 (0.0041)	0.0122 (0.0208)
$t$	0.0023 (0.1000)	-0.0065 (0.0134)	0.0384 (0.0207)	0.0239 (0.0353)
Constant	0.9151 *** (0.0406)	0.8612 *** (0.0612)	0.8655 *** (0.0954)	0.8521 *** (0.0936)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定	NO	Yes	NO	Yes
行业固定	NO	Yes	NO	Yes
区域固定	NO	Yes	NO	Yes
$N$	948	948	152	152
$R^2$	0.0375	0.0650	0.0969	0.2111
$F$	4.00	1.66	2.58	1.52

注:括号内数值为标准误;\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著水平

资料来源:2010—2013 中国工业企业数据,使用 Stata13.1 估计整理得到

## 6. 行业异质性检验

FDI 对企业绿色全要素生产率的影响往往存在行业异质性,因此本文进一步对前文四大类行业分别进行检验,结果如表 7 所示。从表 7 中可以看出,机械制造类和轻纺类企业的核心解释变量  $g \times t$  的系数分别为 0.0572 和 0.0593,且均在 5% 的显著性水平下显著,说明机械制造类和轻纺类企业引入外资会显著促进其绿色全要素生产率的提高。资源类和高耗能类企业的回归系数也为正,但并不显著,说明引入外资对这两类企业的绿色全要素生产率的提高并不明显,与假设  $H_4$  相符。这主要由于机械制造类企业多属于技术密集型和资本密集型企业,技术水平较高,对外资先进技术的学习、吸收能力较强,从而较显著地促进了绿色全要素生产率的提高。轻纺类工业属于劳动密集型的轻工业,资源消耗和污染排放较少,即非期望产出较少,再加上引入外资后,轻纺类企业通过模仿、学习外资企业带来的先进技术和管理经验,提高了自身的生产效率,期望产出增加,因此,企业的绿色全要素生产率会随着生产效率的提高而显著增加。而资源类和高耗能类行业长期以来的增长模式多是以牺牲资源和环境为代价的粗放型增长方式,引入外资的技术溢出效应不足以抵消其所带来的环境污染效应。可见,传统高投入、高污染、高能耗行业的外资流入并没有促进其绿色全要素生产率的提升,说明污染型外资更多集中在污染密集型行业,不利于工业绿色转型。因

此,就行业层面而言,引入外资对高技术密集度和低污染行业的绿色全要素生产率的促进作用更加明显,这些行业应起到“领头羊”的作用,应主动提升企业绿色全要素生产率。而资源类行业和高污染类行业应适当提高引入外资的环境准入门槛,增加环境规制政策以“去污存清”,鼓励清洁外资进入,实现工业的绿色转型(朱东波和任力,2017)<sup>[1]</sup>。

表 7 行业异质性检验结果

变量	机械制造类	轻纺类	资源类	高耗能类
$g \times t$	0.0572 ** (0.0272)	0.0593 ** (0.0232)	0.0387 (0.0460)	0.0340 (0.0382)
$g$	-0.0010 (0.0049)	-0.0013 (0.0048)	0.0014 (0.0100)	0.0151 (0.0114)
$t$	0.0133 (0.0237)	-0.0073 (0.0171)	-0.0173 (0.0087)	0.0417 (0.0324)
Constant	0.9450 *** (0.0558)	0.9118 *** (0.0732)	0.9033 *** (0.0337)	0.8319 *** (0.0953)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定	Yes	Yes	Yes	Yes
区域固定	Yes	Yes	Yes	Yes
$N$	414	368	138	180
$R^2$	0.0740	0.0736	0.1242	0.1139
$F$	1.62	1.51	0.95	1.35

注:括号内数值为标准误;\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著水平  
资料来源:2010—2013 中国工业企业数据,使用 Stata13.1 估计整理得到

### 7. 安慰剂检验

Abadie 等(2010)<sup>[55]</sup>首次将“安慰剂”方法应用于统计学检验,该检验的逻辑在于,若企业在 2011 年引入外资,那么在 2011 年之前,实验组与对照组的绿色全要素生产率的变化不应该有显著差异。因此,为了检验企业绿色全要素生产率的变化是由企业引进外资而非其他因素造成的,本文在进行安慰剂检验中分别假设引进外资事件发生在实际引入外资时间的前一年和后一年,即针对在 2011 年引进外资的企业,分别假设事件发生在 2010 年(前移一年)和 2012 年(后移一年),针对 2012 年引进外资的企业,分别假设事件发生在 2011 年和 2013 年,并重新进行回归,回归结果如表 8 所示。从表 8 中可以看出,引进外资的发生时间无论是前移一年还是后移一年,核心解释变量  $g \times t$  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,因此,更加有理由说明企业绿色全要素生产率的变化是对企业引进外资所做出的反应,双重差分捕捉到的 FDI 对企业绿色全要素生产率的影响是稳健的。

表 8 平稳趋势检验结果

引进外资发生时间	变量		
	$g \times t$	$g$	$t$
前移一年	-0.0089 (0.0098)	-0.0018 (0.0021)	0.0663 *** (0.0079)
后移一年	-0.0255 (0.0337)	0.0537 *** (0.0171)	0.0488 (0.0391)

注:括号内数值为标准误;\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著水平  
资料来源:2010—2013 中国工业企业数据,使用 Stata13.1 估计整理得到

## 五、研究结论与政策建议

本文利用2010—2013年中国工业企业的微观数据,探讨了FDI对企业绿色全要素生产率的影响。首先,本文采用ML指数法测算了环境约束下的工业企业绿色全要素生产率,并进一步采用倾向得分匹配法和双重差分法检验了FDI对企业绿色全要素生产率的净效应。研究结果显示:第一,部分典型高耗能、高排放行业的外资企业绿色全要素生产率高于内资企业,但整体上,内资企业的绿色全要素生产率的年均增速高于外资企业,内资企业的绿色全要素生产率呈现出明显的赶超态势。第二,总体而言,FDI对企业的绿色全要素生产率具有正向影响,即引入外资促进了企业绿色全要素生产率的增长。同时,滞后效应检验发现FDI对企业绿色全要素生产率的促进作用存在一定程度的持续性和滞后性,最终呈逐渐下降的影响趋势。第三,FDI对企业绿色全要素生产率的影响表现为不同的区域特征和行业特征。FDI主要促进了东部地区企业绿色全要素生产率的增长,而中西部地区的FDI流入并没有对企业的绿色全要素生产率产生显著促进作用。机械制造类工业和轻纺类工业的FDI对绿色全要素生产率的正向作用更为显著,而资源类和高耗能类行业的FDI对绿色全要素生产率的促进作用并不明显。

根据上述实证结果,本文综合考虑对外开放及资源环境的刚性约束,为进一步推动工业企业绿色全要素生产率增长和实现工业企业绿色转型发展,提出以下政策建议:

(1)在外资引进过程中,着力引进优质绿色外资,充分释放FDI对绿色全要素生产率的正效应,同时增强内资企业对绿色全要素生产率的推动作用。一方面,应注重转变引资模式,积极引导FDI从高污染、高能耗行业向低污染、低能耗行业转变,从初级产品加工向高技术、高附加值的产品加工转变。另一方面,应注重优化引资结构,着力引进清洁度较高、产业关联度较高的核心企业、龙头企业来推动国内产业链向上下游延伸,形成从龙头到配套企业的较为完整的产业链条,实现引资的经济利益与环境利益的双赢。另外,在关注FDI作用的同时,积极推进本土传统工业的“绿色”改造,引导内资企业通过自主研发提高减排技术。完善内资企业科研激励机制,培育和扶植具备科技竞争力的内资企业,给予高科技内资企业配套的研发支持。积极鼓励中小内资企业以特色产业集群的方式参与国际分工,使集群中的内资企业与外资企业之间形成紧密互补、内外衔接的清洁生产体系,增强FDI在国内的根植性及产业关联度,从而发挥内、外资企业对绿色全要素生产率的双重推动作用。

(2)地方政府应理性看待当前地区间的发展差异,全面考虑地区所处的发展环境,因地制宜的施行针对性的引资政策。在经济发展较快且FDI聚集程度较高的东部地区,应进一步提高对外开放水平,支持东部地区率先构建国际高标准投资环境,打造国际化、便利化的引资平台,通过灵活多样、高效便利的引资方式引进优质外资,使FDI的技术溢出效应发挥到最大。在投资环境尚待完善的中西部地区,根据2017年修订的《中西部地区外商投资优势产业目录》中指示,应立足基础产业、资源、劳动力等优势,支持地方特色、优势产业的发展 and 培育,适应外资产业转移新趋势,支持中西部地区承接外资产业转移,推动中西部地区外向型产业集群发展。同时,开展“飞地经济”合作模式,探索异地开发生态保护补偿机制,推进区域协同发展。

(3)在引进外资的过程中,各级政府应关注不同行业间技术水平和污染排放程度的异质性,给予合理的政策导向和行业导向。一方面,各级政府对环保、清洁型FDI应给予合理的优惠政策,积极引导经济效益与环境效益兼具的FDI流入知识技术密集、物质资源消耗少的战略新兴产业,如鼓励外资向我国高端装备制造业、信息技术产业、节能环保产业、新能源产业、新材料产业等产业的投资,提高FDI在新兴产业的投资比重,并带动本土相关新兴产业的孵化与成长。另一方面,对部分资源类行业及高耗能类行业,应进一步健全外资引入的环境监管机制,完善FDI准入负面清单制度,提高FDI的准入门槛,限制高污染FDI项目上马。同时明确环评、污染物排放等规范,取消行业排污特权,努力开发绿色生产流程,降低企业的排污密度,用环境容量要求倒逼高污染行业绿色转型。

参考文献

[1] 朱东波, 任力. 环境规制、外商直接投资与中国工业绿色转型[J]. 北京: 国际贸易问题, 2017, (11): 70 - 81.

[2] 陈超凡. 中国工业绿色全要素生产率及其影响因素——基于 ML 生产率指数及动态面板模型的实证研究[J]. 北京: 统计研究, 2016, (3): 53 - 62.

[3] 金碚. 大国筋骨: 中国工业化 65 年历程与思考[M]. 广州: 广东经济出版社, 2015.

[4] 朱平芳, 张征宇, 姜国麟. FDI 与环境规制: 基于地方分权视角的实证研究[J]. 北京: 经济研究, 2011, (6): 133 - 145.

[5] 李猛, 于津平. 东道国区位优势与中国对外直接投资的相关性研究——基于动态面板数据广义矩估计分析[J]. 上海: 世界经济研究, 2011, (6): 63 - 67.

[6] Kim, H., H. Lee, and J. Lee. Technology Diffusion and Host-Country Productivity in South-South FDI-Flows [J]. *Japan and the World Economy*, 2015, 33, (2): 1 - 10.

[7] Damijan, J. P., and M. Knell. How Important is Trade and Foreign Ownership in Closing the Technology Disparity? Evidence from Estonia and Slovenia [J]. *Review of World Economics*, 2005, 141, (2): 271 - 295.

[8] Keller, W., and S. R. Yeaple. Multinational Enterprises, International Trade, and Productivity Growth: Firm Level Evidence from the United States [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2009, 91, (4): 821 - 831.

[9] Kukulski, J., and M. Ryan. Investment History and Market Orientation Effects in the TFP-FDI Relationship [J]. *The World Economy*, 2011, 34, (4): 546 - 567.

[10] Copeland, B. R., and M. S. Taylor. North-South Trade and the Environment [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109, (3): 755 - 787.

[11] Girma, S., Y. Gong, and H. Gorg. Foreign Direct Investment, Access to Finance, and Innovation Activity in Chinese Enterprises [J]. *The World Bank Economic Review*, 2008, 22, (2): 367 - 382.

[12] Song, M., J. Tao, and S. Wang. FDI, Technology Spillovers and Green Innovation in China: Analysis Based on Data Envelopment Analysis [J]. *Annals of Operations Research*, 2015, 228, (1): 47 - 64.

[13] Yue, S., Y. Yang, and Y. Hu. Does Foreign Direct Investment Affect Green Growth? Evidence from China's Experience [J]. *Sustainability*, 2016, 8, (2): 2 - 14.

[14] 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]. 北京: 经济研究, 2010, (5): 95 - 109.

[15] 许和连, 邓玉萍. 外商直接投资导致了中国的环境污染吗? ——基于中国省际面板数据的空间计量研究 [J]. 北京: 管理世界, 2012, (2): 30 - 43.

[16] 李斌, 祁源, 李倩. 财政分权、FDI 与绿色全要素生产率——基于面板数据动态 GMM 方法的实证检验 [J]. 北京: 国际贸易问题, 2016, (7): 119 - 129.

[17] Kumar, N. V., and N. Sinha. Transition towards a Green Economy: Role of FDI [J]. *International Journal of Technology and Globalisation*, 2014, 7, (4): 288 - 306.

[18] 林进智, 郑伟民. FDI 促进内资技术创新产生溢出效应的实证研究 [J]. 北京: 科研管理, 2013, (11): 27 - 35.

[19] Wang, J. Y., and M. Blomström. Foreign Investment and Technology Transfer: A Simple Model [J]. *European Economic Review*, 1992, 36, (1): 137 - 155.

[20] 薛求知, 罗来军. 技术引入和技术学习——外资企业与内资企业技术空间博弈 [J]. 北京: 经济研究, 2006, (9): 75 - 84.

[21] 周材荣. FDI、产业聚集是否有助于国际竞争力提升——基于中国制造业 PVAR 模型的实证研究 [J]. 北京: 经济理论与经济管理, 2016, (10): 56 - 69.

[22] Daddi, T., M. R. D. Giacomo, and F. Testa. Cluster Approach and Eco-Innovation in Four Industrial Clusters of Tuscany Region (Italy) [J]. *Environmental Economics*, 2012, 3, (2): 26 - 34.

[23] Roca, J., E. Padilla, M. Farré, and V. Galletto. Economic Growth and Atmospheric Pollution in Spain: Discussing the Environmental Kuznets Curve Hypothesis [J]. *Ecological Economics*, 2001, 39, (1): 85 - 99.

[24] Yoon, S., and K. Nadvi. Industrial Clusters and Industrial Ecology: Building 'Eco-collective Efficiency' in a South Korean Cluster [J]. *Geoforum*, 2018, 90, (3): 159 - 173.

[25] Färe, R., S. Grosskopf, and C. A. P. Jr. Environmental Production Functions and Environment Directional Distance Functions [J]. *Energy*, 2007, 32, (7): 1055 - 1066.

[26] 王兵, 吴延瑞, 颜鹏飞. 环境管制与全要素生产率增长: APEC 的实证研究 [J]. 北京: 经济研究, 2008, (5): 19 - 32.

[27] Aitken, B. J., and A. E. Harrison. Do Domestic Firms Benefit from Direct Foreign Investment? Evidence from Venezuela [J]. *American Economic Review*, 1999, 89, (3): 605 - 618.

[28] 石大千, 杨咏文. FDI 与企业创新: 溢出还是挤出? [J]. 上海: 世界经济研究, 2018, (9): 120 - 134.



- [29] Rafindadi, A. A., I. M. Muye, and R. A. Kaita. The Effects of FDI and Energy Consumption on Environmental Pollution in Predominantly Resource-Based Economies of the GCC[J]. *Sustainable Energy Technologies and Assessments*, 2018, 25, (2) :126 - 137.
- [30] 开朋, 许和连, 艾洪山. 外商直接投资企业对内资企业的溢出效应: 对中国制造业企业的实证研究[J]. *北京: 管理世界*, 2008, (4) :58 - 68.
- [31] 李子豪, 刘辉煌. 外商直接投资、技术进步和二氧化碳排放——基于中国省际数据的研究[J]. *北京: 科学学研究*, 2011, (10) :1495 - 1503.
- [32] 余淑秀, 卢山冰. FDI、R&D 对中国汽车制造业技术创新能力的影响——加入滞后效应的考量[J]. *北京: 科研管理*, 2018, (11) :1 - 6.
- [33] 薛乔. 市场竞争结构, 技术差距与 FDI 关联溢出效应[D]. 长春: 吉林大学, 2017.
- [34] 聂飞, 刘海云. FDI、环境污染与经济增长的相关性研究——基于动态联立方程模型的实证检验[J]. *北京: 国际贸易问题*, 2015, (2) :72 - 83.
- [35] 严雅雪, 齐绍洲. 外商直接投资与中国雾霾污染[J]. *北京: 统计研究*, 2017, (5) :69 - 81.
- [36] 李国平, 杨佩刚, 宋文飞, 韩先锋. 环境规制、FDI 与“污染避难所”效应——中国工业行业异质性视角的经验分析[J]. *天津: 科学学与科学技术管理*, 2013, (10) :122 - 129.
- [37] Chung, Y. H., R. Färe, and S. Grosskopf. Productivity and Undesirable Outputs: A Directional Distance Function Approach[J]. *Journal of Environmental Management*, 1997, 51, (3) :229 - 240.
- [38] Hulten, C. R., E. Bennathan, and S. Srinivasan. Infrastructure, Externalities, and Economic Development: A Study of the Indian Manufacturing Industry[J]. *The World Bank Economic Review*, 2006, 20, (2) :291 - 308.
- [39] 陶攀, 刘青, 洪俊杰. 贸易方式与企业出口决定[J]. *北京: 国际贸易问题*, 2014, (4) :33 - 45.
- [40] 李磊, 冼国明, 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]. *北京: 经济研究*, 2018, (3) :142 - 156.
- [41] Cai, H., and Q. Liu. Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms[J]. *The Economic Journal*, 2009, 119, (537) :764 - 795.
- [42] Feenstra, R. C., Z. Li, and M. Yu. Exports and Credit Constraints under Incomplete Information: Theory and Evidence from China[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2014, 96, (4) :729 - 744.
- [43] 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]. *天津: 南开经济研究*, 2014, (1) :101 - 117.
- [44] Wang, Y., and Y. Yao. Sources of China's Economic Growth 1952 - 1999: Incorporating Human Capital Accumulation [J]. *China Economic Review*, 2003, 14, (1) :32 - 52.
- [45] 赵细康. 环境保护与产业国际竞争力[M]. 北京: 中国社会科学出版社, 2003.
- [46] 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]. *北京: 中国工业经济*, 2013, (4) :56 - 68.
- [47] 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]. *北京: 世界经济*, 2008, (8) :20 - 31.
- [48] 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]. *北京: 中国工业经济*, 2013, (4) :56 - 68.
- [49] 魏伟, 杨勇, 张建清. 内资企业实现技术赶超了吗? ——来自中国制造业行业数据的经验研究[J]. *北京: 数量经济技术经济研究*, 2011, (9) :19 - 33.
- [50] 张彩云, 吕越. 绿色生产规制与企业研发创新——影响及机制研究[J]. *北京: 经济管理*, 2018, (1) :71 - 91.
- [51] 郑强. 外商直接投资与中国绿色全要素生产率增长[D]. 重庆大学, 2017.
- [52] 夏业良, 程磊. 外商直接投资对中国工业企业技术效率的溢出效应研究——基于 2002—2006 年中国工业企业数据的实证分析[J]. *北京: 中国工业经济*, 2010, (7) :55 - 65.
- [53] 赵永亮, 葛振宇, 王亭亭. 市场相似性、企业海外集聚与出口市场边界扩展——基于出口市场选择的空间路径分析[J]. *北京: 国际贸易问题*, 2018, (6) :150 - 163.
- [54] 赵永亮, 杨子晖, 苏启林. 出口集聚企业“双重成长环境”下的学习能力与生产率之谜——新 - 新贸易理论与新 - 新经济地理的共同视角[J]. *北京: 管理世界*, 2014, (1) :40 - 57.
- [55] Abadie, A., A. Diamond, and J. Hainmueller. Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimating the Effect of California's Tobacco Control Program[J]. *Journal of the American Statistical Association*, 2010, 105, (490) :493 - 505.

# How does Foreign Direct Investment Affect the Green Total Factor Productivity of Enterprises? Empirical Analysis Based on Malmquist-Luenberger Index and PSM-DID Model

CUI Xing-hua, LIN Ming-yu

(School of Economics and Finance, Huaqiao University, Quanzhou, Fujian, 362021, China)

**Abstract:** At present, the extensive development mode of high consumption, high emission and high pollution has been difficult to sustain. Therefore, the green transformation and upgrading of industrial enterprises urgently need to be realized, and the impact of foreign direct investment (FDI) on the green total factor productivity of industrial enterprises cannot be ignored. On the one hand, the international technology spillover effect brought by FDI will provide a new power for the industrial restructuring and promote the growth of the total factor productivity of the host country. On the other hand, FDI also will bring environmental pollution problems to host countries. Therefore, under the new normal situation of China's economic development, it is of great practical significance to study the impact of FDI on green total factor productivity and green industrial transformation from the perspective of technology spillover effect and environmental pollution effect. Based on Malmquist-Luenberger (ML) index, we calculated the green total factor productivity of industrial enterprises, and further tested the net effect of FDI on the green total factor productivity of enterprises by using the propensity score matching (PSM) method and the difference-in-difference (DID) method.

Based on the existing research, this paper made a new expansion and extension from three aspects. Firstly, existing literatures mainly studied the impact of FDI on green total factor productivity from the macro level and the medium level, but this paper from the perspective of micro enterprises. In fact, the reason is that the investigation and study at the micro enterprise level can reveal the real impact of FDI on green total factor productivity in a more scientific way. Secondly, in terms of research methods, this paper combined ML index method, PSM and DID method to measured green total factor productivity of enterprises, tested the homogeneity of samples, confirmed the net effect of FDI on green total factor productivity of enterprises, and conducted placebo test on the results under the environmental constraints. Thirdly, in terms of research content, this paper further analyzes the influence characteristics of FDI on enterprises' green total factor productivity from multiple aspects, such as hysteresis effect, regional heterogeneity and industry heterogeneity. This paper supplements the existing literatures and provides references for industrial enterprises in different industries and regions in the process of green transformation.

The empirical results of this paper show that: (1) The difference of green total factor productivity between domestic enterprises and foreign enterprises in the same industry is obvious. The average value of green total factor productivity of some typical energy-consuming and high-emission industries is obviously higher than that of domestic enterprises, but the growth rate of green total factor productivity of domestic enterprises is higher than that of foreign enterprises. (2) On the whole, the introduction of foreign capital promotes the growth of industrial green total factor productivity, which is sustained and lagging, and eventually shows a downward trend. (3) The results of regional heterogeneity test show that FDI mainly promotes the growth of green total factor productivity of enterprises in the eastern region, while FDI does not significantly promote enterprises' green total factor productivity in the central and western regions. (4) The results of industry heterogeneity test show that FDI of machinery manufacturing industry and textile industry has a significant positive effect on green total factor productivity, while FDI of resource industry and energy-consuming industry has no obvious effect on green total factor productivity.

Based on the above empirical results, this paper comprehensively considers the rigid constraints of opening to the outside world and resources and environment, in order to further promote the growth of green total factor productivity of industrial enterprises and realize the development of green transformation. This paper puts forward three suggestions. Firstly, we should introduce high-quality green foreign capital and release the positive effect of FDI. Secondly, we should implement a differentiated regional investment policy. Third, differentiated industry investment policies also need to be implemented.

**Key Words:** foreign direct investment; green total factor productivity; malmquist-luenberger index; difference in difference method

**JEL Classification:** F21, D24, Q50

**DOI:** 10.19616/j.cnki.bmj.2019.03.003

(责任编辑: 闫梅)