

OFDI、环境规制与中国工业绿色全要素生产率

龚新蜀 李梦洁

(石河子大学经济与管理学院, 新疆 石河子 832003)

摘要: 本文选用方向距离函数和 ML 生产率指数, 测算了能源环境约束下 2003~2015 年我国省际层面工业绿色全要素生产率及其分解项, 并借助面板模型分析 OFDI、环境规制及两者合力作用对工业绿色全要素生产率的影响及其传导机制。研究发现: 绿色全要素生产率增长主要来源于绿色技术进步, 环境规制力度较高的地区对应较高的绿色全要素生产率增长率; OFDI 和环境规制均有利于绿色全要素生产率的提升, 符合“波特假说”, 同时环境规制能够促使 OFDI 发挥技术溢出与结构优化效应来改善绿色全要素生产率; 区域间 OFDI、环境规制及两者合力作用效应存在明显的“两极分化”现象, 政府应合理把握环境规制力度并向中等标准组看齐; 门槛检验显示, OFDI 的作用效应存在显著的环境规制、经济发展、对外开放和人力资本门槛。

关键词: 绿色全要素生产率; 环境规制; OFDI; 逆向技术溢出

中图分类号: F276.7

文献标识码: A

文章编号: 1006-1894 (2019) 01-0086-11

一、引言

我国经济社会“新常态”时代已拉开帷幕, “新常态”不仅注重经济发展速度的放缓, 更注重经济增长质量的提高(钟茂初等, 2015)。工业作为现代社会经济增长的核心产业, 也是造成环境恶化的主要来源, 因此, 工业绿色转型是实现经济工业化与绿色化和谐共赢的必然选择。工业绿色转型的本质是工业绿色全要素生产率(GTFP)的提升, 需要前沿的技术进步和健康的发展模式为支撑。随着国内技术的迅速进步, FDI 的技术溢出已无法满足国内企业需求, 通过 OFDI 获取海外前沿技术成为迫切选择(李国祥等, 2016)。

近年来, 我国环境劣化弊端凸显已成为社会经济稳步发展的制约因素。我国探索经济—贸易—环境和谐发展之路, 并将环境的整治列入国家发展战略当中, 探讨环境规制的波特效应将成为必要之举。“波特假说”认为, 环境规制可以通过创新

作者简介: 龚新蜀, 石河子大学经济与管理学院兵团屯垦经济研究中心主任, 教授, 博士生导师, 研究方向: 产业经济学与区域经济学; 李梦洁, 石河子大学经济与管理学院硕士研究生, 研究方向: 产业经济学。

基金项目: 国家社会科学基金项目“丝绸之路经济带战略框架下中国新疆与周边国家产业合作升级研究”(项目编号: 15BJL079); 国家社会科学基金项目“新丝绸之路经济带背景下新疆加工贸易转型升级研究”(项目编号: 15BJL074); 兵团屯垦经济研究中心重点项目“基于丝绸之路经济带产业协同效应的新疆产业空间布局优化研究”(项目编号: XJEDU020215C01)。

补偿效应弥补因遵循环境约束所花费的成本 (Porter, 1991), 进而改善 GTFP。然而, 随着环境标准的加强, 是否会对 OFDI 企业的母国企业 GTFP 造成影响? 能否达成环境质量与 GTFP 提升的“共赢”趋势呢? 而相关部门又应如何掌控对环境的规制力度, 实现母国企业 GTFP 的提升? 这将是本文重点探讨的内容, 也将成为今后研究的热点。

二、文献回顾和机制探讨

(一) 文献回顾

自索洛经济增长理论开创以来, 对于经济增长的思考往往忽略资源与环境的消耗, 这将传递不真实的经济社会发展效果评价, 不利于针对性政策的实施 (Hailu and Veeman, 2000)。由于环境问题对生产率的影响不容小觑, 部分学者在探讨全要素生产率时将能源投入与非合意产出纳入模型, 才有了绿色全要素生产率的定义。Chambers (1996) 运用方向距离函数 (DDF) 将非合意产出纳入 TFP 测算模型, 首次考虑了环境因素对生产率的约束作用。随后, 此方法在国内外得到广泛运用, TFP 的测算指数也逐渐以 ML 指数为主。Yörük 和 Zaim (2005)、Kumar (2006) 分别运用 OECD 国家、41 个发达国家和发展中国家的面板数据测算了 GTFP。Oh 和 Heshmati (2010)、Feng 和 Apostolos (2014) 在测算 OECD 国家的 TFP 时得出相同结论, 传统 TFP 与 GTFP 及来源分解项具有明显差异, 传统 TFP 存在不真实的技术变化率从而误导国家间生产绩效排名。王兵等 (2010)、宋长青等 (2014) 运用此方法测算省际 GTFP 发现, 传统 TFP 高估了生产率, 并且其结论支持“波特假说”。刘和旺和左文婷 (2016) 测算了我国省际 GTFP 并考察环境规制对其影响, 认为两者关系呈倒“U”型, 适宜的环境规制强度才能实现环境与效率的共赢。谌莹和张捷 (2016) 运用随机前沿模型, 根据碳排放强度分地区考察 GTFP、经济增长和碳排放的关系, 认为碳排放较低的地区对应较高的 GTFP。

伴随绿色工业革命的兴起, 国内学者对工业 GTFP 的研究成为主流, 但针对工业 GTFP 的研究多以浅显的测度方法及宽泛的影响因素分析为主。李斌等 (2013) 基于 SBM 函数和 ML 指数测度工业分行业的 GTFP, 结果表明工业 GTFP 出现一定程度的倒退。周五七和武戈 (2014)、陈超凡 (2016) 对工业 GTFP 及其分解项的影响因素进行分析, 得出一致的结论: 资本深化不利于改善 GTFP, OFDI 对工业 GTFP 的正向作用尚未发挥, 环境规制对工业 GTFP 的影响尚未越过“波特拐点”。原毅军和谢荣辉 (2015) 运用 ML 指数测度了我国省际工业 GTFP 及其分解项, 分析了 OFDI、环境规制及两者互动效果对工业 GTFP 的影响, 结果表明 OFDI 与环境规制具有促进工业 GTFP 增长的良性互动机制。

综观已有研究文献发现: 国外针对 GTFP 的研究较缺乏, 国内起步较晚, 自 21 世纪才开始接触 DDF 函数和 ML 指数的分析方法, 并且文献大多针对整体 GTFP 进

行分析,工业部门 GTFP 的文献更少。尽管有些学者对工业 GTFP 进行了详细讨论,但多数缺乏对某些重要变量与 GTFP 关系的全方位探讨,而单纯考虑 OFDI 与工业 GTFP 内在联系的文献基本没有,反映 OFDI、环境规制与 GTFP 三者关系的文献更是凤毛麟角;且大多采用传统测度方法,研究方法单一,未考虑非合意产出问题。已有文献对省际工业 GTFP 的分析均是以经济发展状况为原则进行区域划分,其实还可按照其他原则进行分地区细化探讨(湛莹和张捷,2016)。

基于上述几点,本研究运用 DDF 与 ML 指数对纳入了能源投入和非合意产出的工业 GTFP 进行重新测度,重点分析 OFDI 与环境规制对 GTFP 的作用效果,考察在环境规制影响下 OFDI 引致的 GTFP 提升效应;分别从静态和动态角度分析各变量对 GTFP 的影响;按照环境规制强度分地区探讨;深入考察环境规制及反映各地区吸收能力的宏观变量对 OFDI 引致的 GTFP 提升效应的门槛特征。

(二) 机制探讨

OFDI 和环境规制及两者互动效应对 GTFP 的传导机制是:在忽略环境规制的影响时,OFDI 通过逆向技术反馈、规模效应间接影响 GTFP,OFDI 投资动机对国内 GTFP 的提升有着决定性影响。控制其他因素不变,当企业以技术和效率寻求为主进行对外投资时,往往以环境管制严格的发达国家为目标,通过接触和模仿国外先进的生产技术,获取扩散效应带来的绿色技术溢出和学习效应带来的先进管理经验,通过传递效应促进母国企业绿色生产效率的提高。母国企业通过吸收前沿的技术和管理经验扩大生产规模,而大规模企业将会产生大量的污染排放,无益于 GTFP 的改善。当企业以市场和资源寻求为主进行投资时,往往将目标转向环境管制相对宽松的欠发达国家,此时很难产生环境技术外溢,反而出现技术外漏和人才流失现象,阻碍 GTFP 增长。基于上述机理,提出本文研究假说 1.1 和 1.2。

假说 1.1:控制其他因素不变,OFDI 对 GTFP 的作用效果为正。

假说 1.2:控制其他因素不变,OFDI 对 GTFP 的作用效果为负。

环境规制势必与国内 GTFP 存在关联,传统观点认为环境规制在增加企业成本优势的同时削弱其竞争优势,不利于 GTFP 提高;而“波特假说”认为,环境规制能够激发企业不断创新,提升其生产能力和资源合理配置水平,通过发挥成本优势或节能环保产品的差异化优势,获得补偿性收益来弥补因遵循约束条件所花费的成本,最终提升 GTFP。由此,提出本文研究假说 2。

假说 2:环境规制能迫使企业进行绿色技术革新,减少污染排放,并通过技术创新所得收益来补偿花费的环境约束成本。

在考虑环境规制的影响时,OFDI 将通过逆向技术反馈和产业结构优化效应影响 GTFP。环境规制迫使企业以技术和效率寻求为动机向环境管制严格的发达国家投资,学习前沿的绿色技术水平和管理经验,以逆向技术反馈的方式来适应国内的环境约

束条件,从而提高 GTFP。随着环境规制的提高,国内倾向于生产低污染的轻工业,减少高污染工业的生产,从而发挥产业结构优化效应来改善 GTFP。由此,提出本文研究假说 3。

假说 3: 在环境规制的影响下, OFDI 将更有效地发挥逆向技术反馈效应和产业结构优化效应对 GTFP 的提升作用,有益于 GTFP 的增加。

三、中国工业绿色全要素生产率的测度

(一) 测度方法

方向性距离函数(DDF)假定合意产出向最大化增加的同时非合意产出向最小化缩减。为顺应经济的绿色发展理念,本文运用 DDF,并在此基础之上构造 Malmquist-Luernberger (ML) 生产率指数来测度中国工业绿色全要素生产率,定义 t 至 $t+1$ 期间的 ML 生产率指数为:

$$ML_t^{t+1} = EFFCH_t^{t+1} \times TECH_t^{t+1} \quad (1)$$

ML 指数可分解为技术效率变化(EFFCH)和技术进步变化(TECH), EFFCH 表明内部生产效率的变化引起相应产出增长,主要由纯技术效率变化和规模效率变化指数组成, TECH 则表明产出增长主要来源于技术进步。当 ML、EFFCH 和 TECH 各自大于 1、等于 1 和小于 1 时,则判断为绿色全要素生产率、技术效率和技术进步各自增长、不变与倒退。

(二) 数据说明

本文选取 2003~2015 年我国 30 个省份^①的基础数据,数据来源于历年的《中国工业统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》以及《新中国 60 年统计资料汇编》、国家统计局数据库,部分缺失数据采用插值法填补。

(1) 要素投入指标。资本投入:采用工业固定资产净值替代固定资本存量;劳动投入:以工业从业人员年平均人数来衡量;能源投入:鉴于非期望产出主要源于能源的消费,选取能源消费总量来表示。

(2) 合意产出。在整个工业生产过程中,从中间投入到增加值部分的生产均会造成污染排放(董敏杰等,2012),故选用工业总产值来表示。

(3) 非合意产出。采用 CO_2 排放量表示非合意产出指标。根据 IPCC 制定的国家温室气体清单指南提供的计算方法,以煤炭、石油、天然气为基准估算 CO_2 排放量。

(三) 测度结果分析

运用 MAXDEA 软件对纳入了能源投入和非合意产出的 GTFP 进行测度,结果如表 1 所示。根据各省 2003~2015 年环境规制综合指数均值将全国划分为低 EREG

^① 考虑到数据的完整性与一致性,将西藏自治区、澳门特别行政区和台湾地区除外。

地区、中 *EREG* 地区、高 *EREG* 地区，^①从表 1 看出，各区域工业绿色全要素生产率增长率（ $\Delta GTFP$ ）的提升主要来源于技术进步变化率（ $\Delta GTECH$ ）的贡献，不同区域促进作用具有明显差异。其中，高 *EREG* 地区 $\Delta GTFP$ 显著高于低 *EREG* 地区和全国水平，这表明我国环境规制强度的增加对提高 *GTFP* 有积极影响。

表 1 分地区工业绿色全要素生产率年均增长率（2003~2015 年）

	$\Delta GTFP$	$\Delta GEFFCH$	贡献率 %	$\Delta GTECH$	贡献率 %
低 <i>EREG</i> 地区	0.1937	0.0016	0.0083	0.1896	0.9788
中 <i>EREG</i> 地区	0.2179	0.0654	0.3003	0.1436	0.6591
高 <i>EREG</i> 地区	0.4132	0.0992	0.2401	0.3119	0.7549
全国	0.2588	0.0642	0.2480	0.1998	0.7720

注：取各省份 2003~2015 年的平均值。

四、研究设计

（一）模型构建与说明

为了考察 *OFDI*、*EREG* 及 *OFDI* 通过环境规制对 *GTFP* 的影响，引入 *OFDI* 与 *EREG* 的交乘项代表两者合力，利用 2003~2015 年 30 个省份的面板数据构建实证模型，考虑了静态与动态面板模型，同时为了更具体地分析各环境规制水平、地区差异水平的宏观变量下 *OFDI* 对 *GTFP* 的影响，构建门槛面板模型。

1. 静态面板模型

$$\ln GTFP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln OFDI_{i,t} + \alpha_2 \ln EREG_{i,t} + \alpha_3 \ln OFDI_{i,t} \times \ln EREG_{i,t} + \alpha_4 \ln TC_{i,t} + \alpha_5 \ln SCAL_{i,t} + \alpha_6 \ln ENDO_{i,t} + \alpha_7 \ln ENER_{i,t} + \alpha_8 \ln INDUA_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \tag{2}$$

上式中，选取经过测度的 *GTFP* 作为被解释变量，即 *i* 省份 *t* 时间的 *GTFP*，*OFDI*_{*i,t*}、*EREG*_{*i,t*}、*TC*_{*i,t*}、*SCAL*_{*i,t*}、*ENDO*_{*i,t*}、*ENER*_{*i,t*} 和 *INDUA*_{*i,t*} 分别表示 *i* 省份 *t* 时间的对外直接投资、环境规制、技术水平、规模结构、禀赋结构、能源结构和产业结构， $\varepsilon_{i,t}$ 为误差项。

2. 动态面板模型

传统静态模型无法规避变量间内生性问题，而系统 GMM 通过将因变量的一阶差分滞后项作为工具变量引入方程，能有效处理结果偏差，在静态模型基础之上构建系统 GMM 动态面板模型（SYS-GMM）。

$$\ln GTFP_{i,t} = \kappa_1 \ln GTFP_{i,t-1} + \kappa_2 \ln OFDI_{i,t} + \kappa_3 \ln EREG_{i,t} + \kappa_4 \ln OFDI_{i,t} \times \ln EREG_{i,t} + \kappa_5 \ln TC_{i,t} + \kappa_6 \ln SCAL_{i,t} + \kappa_7 \ln ENDO_{i,t} + \kappa_8 \ln ENER_{i,t} + \kappa_9 \ln INDUA_{i,t} + \xi_i + \mu_{i,t} \tag{3}$$

① 低 *EREG* 地区包括新疆、青海、甘肃、江西、陕西、安徽、贵州、山西、广东，年均环境规制综合指数小于 800；中 *EREG* 地区包括北京、重庆、上海、吉林、广西、天津、宁夏、内蒙古、河南、云南、福建、浙江，年均环境规制综合指数为 800~820；高 *EREG* 地区包括辽宁、黑龙江、湖北、山东、江苏、河北、湖南、四川、海南，年均环境规制综合指数为 820 以上。

3. 门槛面板模型

为了具体分析 $OFDI$ 对 $GTFP$ 的促进作用是如何随着 $EREG$ 的变化而变化的, 本文设定了非线性门槛模型。与此同时, 考虑到我国幅员辽阔, 区域间发展明显不均衡, 主要体现在经济发展、对外开放以及人力资本水平等体现地区吸收能力的宏观环境变量的不平衡性, 除 $EREG$ 水平以外, 还分别探究各宏观变量将如何影响 $OFDI$ 对 $GTFP$ 正向作用的发挥。

针对以上情况, 参照 Hanson (1999)^① 门槛面板回归分析模型, 将环境规制强度 ($EREG$)、经济发展水平 ($PGDP$)、对外开放水平 ($TRADE$) 和人力资本水平 ($PEDU$) 分别引入模型, 构建门槛模型如下:

$$\begin{aligned} \ln GTFP_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln OFDI_{i,t} + \beta_1 \ln OFDI_{i,t} \times \ln EREG_{i,t} + \beta_2 \ln TC_{i,t} + \beta_3 \ln SCAL_{i,t} \\ & + \beta_4 \ln ENDO_{i,t} + \beta_5 \ln ENER_{i,t} + \beta_6 \ln INDUA_{i,t} + \omega_1 \ln OFDI_{i,t} \times I(W_{i,t} \leq \gamma) \\ & + \omega_2 \ln OFDI_{i,t} \times I(W_{i,t} > \gamma) + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

式中, $W_{i,t}$ 为门槛变量, γ 为对应的门槛值, $I(\cdot)$ 为一个示性函数。通过对比门槛变量 $W_{i,t}$ 与门槛值 γ 的相对大小, 将观测值划分为不同的区间, 而不同的区间对应不同的回归系数 ω_1 和 ω_2 。

(二) 指标说明与数据处理

1. 对外直接投资 ($OFDI$)。为核心自变量, $OFDI$ 逆向技术反馈效应对 $GTFP$ 的影响是本文研究的核心内容之一, 因此选用 $OFDI$ 逆向技术溢出额来代替。参照 Lichtenberg 和 Potterie (2001)^② 测度法估算 $OFDI$ 逆向技术溢出额, 其公式为:

$$S_t^{fo} = \sum_j \frac{OFDI_{jt}}{Y_{jt}} S_{jt}, \quad S_{it}^{fo} = S_t^{fo} \times \frac{OFDI_{it}}{\sum_i OFDI_{it}} \quad (5)$$

S_t^{fo} 和 S_{it}^{fo} 分别表示全国和省级 $OFDI$ 逆向技术溢出额, $OFDI_{jt}$ 是我国当期对东道国 j 的投资存量, Y_{jt} 为 j 国当期 GDP, S_{jt} 代表当期东道国 j 的研发资本支出, $OFDI_{it}$ 表示我国 i 省份当期对外直接投资量, 依据投资排名及数据的可获取性, 选取 13 个国家作为我国主要投资东道国。^③ $OFDI_{jt}$ 、 $OFDI_{it}$ 数据来源于 2003~2015 年《中国对外直接投资统计公报》, 将美元换算为以 2003 年为基期价格的人民币, Y_{jt} 与 S_{jt} 原始数据均来源于世界银行数据库。

2. 环境规制水平 ($EREG$)。参考李梦洁和杜威剑 (2014) 的构建方法, 选取二氧化硫去除率、工业废水排放达标率、工业固体废物综合利用率、工业烟尘去除率、工业粉尘去除率, 使用改进的熵值法确定各指标不同的权重以构造环境规制综合指

① Hansen, B. E. Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference [J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2).

② Lichtenberg F. R., Potterie, B. P. Does Foreign Direct Investment Transfer Technology across Borders [J]. The Review of Economics and Statistics, 2001, 83(3).

③ 分别为巴西、德国、俄罗斯、法国、韩国、荷兰、加拿大、美国、日本、瑞典、新加坡、意大利。

数,原始数据来自《中国环境统计年鉴》。

3. 控制变量。技术水平选用规模以上工业企业 R&D 内部支出额来衡量;规模结构选用工业增加值与 GDP 之比来表示;禀赋结构选取资本劳动比来衡量,资本以固定资产投资净值来表示,劳动力用工业企业从业人员年均人数来表示,探究资本深化对 *GTFP* 的影响;能源结构以煤炭消费量与能源消费总量之比来代替,煤炭消费量以标准煤为单位;产业结构合理化既反映了资源有效利用状况,又是产业结构变迁程度的衡量指标,借鉴于春晖等(2011)的做法,选用泰尔指数来衡量,考察产业结构合理化对 *GTFP* 的影响。原始数据来源于《中国工业统计年鉴》、《中国统计年鉴》和《中国能源统计年鉴》。

4. 门槛变量。经济发展水平(*PGDP*)选用各省历年人均 GDP 来衡量;对外开放水平(*TRADE*)使用外贸依存度代替;人力资本水平(*PEDU*)沿用岳书敬和刘朝明(2006)的计算思路,以测度的平均受教育年限来表示。原始数据来源于《中国统计年鉴》和《中国人口与就业统计年鉴》。

五、实证结果及分析

(一) 基本回归结果分析

为初步评估样本回归模型的稳健性,进行混合、随机和固定效应回归,通过 STATA13.0 实现。

回归结果见表 2-I,各模型回归系数大多较为显著,且系数符号与预期结果较为一致,整体而言模型具有较强的稳健性。从 *EREG* 的结果来看,我国 *EREG* 水平能够显著提高 *GTFP*,表明严格而合理的 *EREG* 能够激发企业创新动力,通过创新补偿效应最终改善 *GTFP*,结果符合“波特假说”,验证了假说 2。在 *OFDI* 方面,*OFDI* 对 *GTFP* 有明显推动作用,意味着企业对外直接投资有效发挥了逆向技术溢出效应,所带来的前沿绿色技术和生产管理模式改善了 *GTFP*,验证了假说 1.1。从 *EREG* 与 *OFDI* 的互动效果来看,*OFDI* 在 *EREG* 的作用机制下对 *GTFP* 具有显著推动作用,验证了假说 3。

(二) 内生性问题处理与稳健性检验

1. 内生性问题处理

考虑到全局样本两方面的内生性问题,即因变量关联关系导致的结果偏倚;遗漏变量问题,选取与 *GTFP* 相关但与其他变量不相关的独立变量作为工具变量。选用 *OFDI* 一阶和两阶滞后值作为工具变量对全局样本进行 2SLS 回归,结果见表 2-II。*EREG*、*OFDI* 及两者合力对 *GTFP* 均为正向影响,与表 2-I 结论一致,表明我国整体环境规制水平尚且合理,*EREG*、*OFDI* 及两者合力对 *GTFP* 的提升具有重要影响,在考察了模型的内生性以后结果依然显著。

表 2 回归结果

解释变量	I 基本回归			II 2SLS 回归	III 稳健性检验一		IV 稳健性检验二
	OLS	FE	RE		2003~2008 年	2009~2015 年	
ln $EREG$	0.0069*** (2.80)	0.0017* (1.47)	0.0066*** (2.69)	0.0179*** (0.42)	0.0067** (2.69)	0.0031*** (1.49)	0.0011** (1.23)
ln $OFDI$	0.0241*** (2.66)	0.0182* (1.99)	0.0232*** (2.56)	0.0428** (0.32)	0.0045*** (0.62)	0.0039** (0.79)	0.0156* (0.94)
ln $EREG$ ln $OFDI$	0.006*** (2.88)	0.0040*** (2.41)	0.0044*** (2.95)	0.0074*** (0.43)	0.0003*** (1.92)	0.0039** (2.58)	0.0029** (1.27)
ln $TECH$	0.0062** (2.19)	0.0031 (1.68)	0.0061*** (3.61)	0.0045** (1.87)	0.0019** (1.44)	0.0042*** (0.93)	0.0021 (0.09)
ln $SCAL$	-0.0701* (-1.41)	-0.06817** (-0.83)	-0.0713** (-2.32)	-0.0901* (-1.56)	-0.0345** (-0.43)	-0.1360** (-1.77)	-0.2175* (-1.29)
ln $ENDO$	-0.0035 (-0.66)	-0.033 (-1.23)	-0.0012 (-0.32)	-0.0025** (-1.09)	-0.0050 (-0.99)	-0.0018* (-1.06)	-0.0014** (-0.17)
ln $ENER$	-0.0359 (-1.55)	-0.1648** (-2.33)	-0.0422 (-1.35)	-0.0312 (-0.88)	-0.0699*** (-2.69)	-0.0822* (-1.58)	-0.7166*** (-12.66)
ln $INDUA$	0.0239 (0.98)	0.0599** (2.56)	0.0362 (1.69)	0.0006** (0.04)	0.0365** (1.32)	0.02814* (0.48)	0.0756* (1.76)
R^2	0.67	0.60	0.87	0.99	0.68	0.41	—
观测值	390	390	390	390	180	210	390
Sargan	—	—	—	—	—	—	25.1775 (p=0.5651)

注：括号内为 t 统计量，***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。下同。GMM 结果省略了 $GTFP$ 的滞后一期项，影响系数为 0.4169，且通过显著性水平为 5% 的检验。

2. 稳健性检验

(1) 由于样本跨度 13 年，考虑到期间经贸发展与生态环境保护制度的各类变革对研究结论的影响，将样本拆分为 2003~2008 年与 2009~2015 年两个子样本分别进行稳健性检验。表 2-III 中两个子样本 $OFDI$ 、环境规制及两者交乘项的回归系数均显著为正，与表 2-II 结论一致。因此，可以忽略各相关制度的改革对结果的影响，结论依然稳健。

(2) 为进一步检验结果的稳健性，在静态估计基础上，构造动态模型考察 $GTFP$ 的提升是否与前期活动有关。通过引入 $GTFP$ 与 $OFDI$ 的滞后两阶和更高阶作为方程工具变量进行估计。由表 2-IV 中系统 GMM 估计结果可知，Sargan 检验 $p=0.5651 > 0.05$ ，接受原假设，表明工具变量的选取有效，且 $GTFP$ 与其滞后一期高度正相关，说明两期 $GTFP$ 之间有正向传递作用，当期 $GTFP$ 的绿色生产管理方式的积累会形成对后期持续不断的推动作用，形成 $GTFP$ 与环境质量的良性循环。

(三) 分地区样本再估计

为了更细致地讨论不同环境规制背景下 $OFDI$ 、 $EREG$ 及两者合力对 $GTFP$ 的影响效果，本文按照 $EREG$ 强度的高低将全国样本划分为 3 个区域，见表 3-I。

分地区控制 $EREG$ 指标发现，在低 $EREG$ 地区， $EREG$ 对 $GTFP$ 的负向影响较

表 3 分地区回归与门槛参数估计结果

解释变量	I 分地区样本回归结果			II 门槛模型参数估计结果			
	低 <i>EREG</i> 地区	中 <i>EREG</i> 地区	高 <i>EREG</i> 地区	环境规制水平	经济发展水平	对外开放水平	人力资本水平
$\ln OFDI-1$	—	—	—	0.0138** (1.2988)	0.0146** (2.0679)	0.0116** (1.4743)	0.0155* (2.2401)
$\ln OFDI-2$	—	—	—	0.0241* (1.9413)	0.0235** (2.453)	0.0199** (2.1653)	0.0079** (1.044)
$\ln OFDI-3$	—	—	—	0.0136** (1.1569)	0.0167** (2.1566)	0.0096*** (1.0298)	—
$\ln EREG$	-0.0011*** (-0.18)	0.0112** (1.33)	-0.1042** (-1.16)	—	—	—	—
$\ln OFDI$	0.0366*** (1.57)	0.0446* (1.66)	-0.0200* (-1.04)	—	—	—	—
$\ln EREG \ln OFDI$	-0.1221** (-1.69)	0.0099*** (1.68)	-0.0024*** (0.86)	-0.0041*** (-1.856)	-0.0035*** (-2.8669)	-0.0029** (-2.2456)	-0.0052** (-2.0553)
R^2	0.3962	0.4572	0.7980	—	—	—	—
个体固定效应检验	固定	随机	固定	—	—	—	—
<i>Hausman</i>	Chi-sq=15.18 (p=0.0000)	Chi-sq=8.55 (p=0.0000)	Chi-sq=55.03 (p=0.0000)	—	—	—	—
观测值	130	143	117	390	390	390	390

为显著, *EREG* 对 *GTFP* 的影响还处于遵循成本的负效应阶段, 尚未越过“波特拐点”后的创新补偿效应; 在忽略 *EREG* 的影响时, *OFDI* 对低 *EREG* 地区的 *GTFP* 影响具有正效应; 当考虑 *EREG* 的中介效应时, *OFDI* 尚未发挥逆向技术反馈和产业结构优化作用。这表明 *EREG* 较低时, 对外直接投资以资源和市场寻求为主要动机, 缺乏绿色发展的生产理念, 环境技术反馈作用尚未发挥, 不利于绿色生产效率的提升。

在中 *EREG* 地区, *EREG* 对 *GTFP* 的影响越过了“波特拐点”, 在 *EREG* 的调节作用下, *OFDI* 也发挥出对 *GTFP* 的正效应; 在高 *EREG* 地区, 随着 *EREG* 强度的提升, 这种影响则会相反, 此时, 在 *EREG* 的影响下, 即使 *OFDI* 通过技术引进和学习, 也尚未弥补其遵循成本的损耗, 至少在我们的研究阶段 (2003~2015 年) 如此。

通过分地区研究发现, 随着地区 *EREG* 水平的提升, *OFDI* 对 *GTFP* 的影响系数增加, *EREG* 能够显著提升 *GTFP*, 两者交互作用对 *GTFP* 的影响也由负转为正, 但当规制强度超过企业所能承受的程度, 则会阻碍 *GTFP* 增长, 两者呈倒“U”型关系。换言之, 适宜的环境规制水平能实现环境质量与产出的共赢。

(四) 门槛检验与结果分析

门槛面板估计通过自主抽样 300 次得出 10% 的临界水平下的 F 值, 得知人力资本存在单个门槛值 (9.65), 其余变量均为双重门槛, 其中, 环境规制门槛值 (899.65、916.75)、经济发展门槛值 (3,144.99、3,576.84) 和对外开放门槛值 (0.19、0.25) 的两槛值之间间隔均较小。表 3-II 模型参数估计结果中, 当 *EREG* 水平低于

899.65 时, 系数值为 0.0138; 处于 899.65~916.75 区间时, 系数值为 0.0241; 当 *EREG* 水平超过 916.75 时, 系数值为 0.0136。环境规制对 *OFDI* 的作用效应呈倒“U”型, 即存在最优区间, 当环境规制水平在合适的范围内, *OFDI* 才能发挥技术反馈作用, 与前文结论一致。经济发展与对外开放对 *OFDI* 引起的 *GTFP* 提升效果亦呈倒“U”型分布, 这表明, 当经济发展水平和对外开放程度较低时, *OFDI* 处于起步探索阶段, 对 *GTFP* 的带动作用有限, 当达到适宜的程度, 对外投资走向成熟, 会带动 *GTFP* 的增长。人力资本对 *OFDI* 的作用效果呈递减趋势, 一方面, *OFDI* 主要以资源、市场寻求为动机, 发展速度已远远滞后人力资本水平提升程度; 另一方面, 我国高层次人才比重偏低, 不能高效吸收 *OFDI* 逆向溢出的绿色技术, 两者的脱节是导致这一现象的主要原因。

六、结论与启示

本文对 2003~2015 年我国 30 个省份的工业面板数据进行了剖析, 主要结论如下: 第一, *GTFP* 增长率主要依赖于技术进步变化, 高 *EREG* 水平地区对应较高 *GTFP* 增长率。第二, 全国样本估计中, *OFDI*、*EREG* 及其合力作用对 *GTFP* 有显著的正向作用, 符合“波特假说”。第三, 分区样本估计中, *OFDI*、*EREG* 及两者合力作用带来的 *GTFP* 变化具有区域异质性, 呈现“两极分化”现象。*EREG* 过高和过低的地区均不利于 *GTFP* 的改善。GMM 结果表明, *GTFP* 的增长受前期积累的示范作用影响, 形成了持续性推动效果。第四, 门槛面板估计结果表明, *OFDI* 的作用效应存在显著的环境规制、经济发展、对外开放和人力资本门槛。

研究结论对于加快推进我国工业绿色转型升级具有重要的政策意义。政府应以中度管制为标准, 因地制宜地进行环境管制, 应避免以往“关停并转”的状态, 可给予减排奖励、税收减免等资金支持, 并通过市场引导实现环境与生产率共同进步; 各地应鼓励企业以技术、效率寻求对外投资建厂, 更要因势利导, 匹配自身特有资源, 承接国际适宜的绿色创新性技术与产品, 提升人才质量, 强化地区吸收能力, 有效发挥环境规制与对外投资的良性互动效应, 实现我国工业绿色转型升级。

参考文献:

- [1] Chambers, R. G., et al. Productivity Growth in APEC Countries[J]. Pacific Economic Review, 1996, 1(3).
- [2] Feng, G., Serletis, A. Undesirable Outputs and a Primal Divisia Productivity Index Based on the Directional Output Distance Function[J]. Journal of Econometrics, 2014, 183(1).
- [3] Hailu, A., Veeman, T. S. Environmentally Sensitive Productivity Analysis of the Canadian Pulp and Paper Industry, 1959~1994: An Input Distance Function Approach[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2000, 40(3).
- [4] Kumar, S. Environmentally Sensitive Productivity Growth: A Global Analysis Using Malmquist - Luenberger index[J]. Ecological Economics, 2006, 56(2).
- [5] Oh, D. H., Heshmati, A. A Sequential Malmquist-Luenberger Productivity Index: Environmentally Sensitive

- Productivity Growth Considering the Progressive Bature of Technology[J]. Energy Economics, 2010, 32(6).
- [6] Porter, M. E. America's Green Strategy[C]. Scientific American, 1991.
- [7] Yörük, B. K., Zaim, O. Productivity Growth in OECD Countries: A Comparison with Malmquist Indices[J]. Comparative Economics, 2005, 33(2).
- [8] 陈超凡. 中国工业绿色全要素生产率及其影响因素 [J]. 统计研究, 2016, 33(3).
- [9] 湛莹, 张捷. 碳排放、绿色全要素生产率和经济增长 [J]. 数量经济技术经济研究, 2016, (8).
- [10] 董敏杰等. 中国工业环境全要素生产率的来源分解 [J]. 数量经济技术经济研究, 2012, (2).
- [11] 干春晖, 郑若谷. 改革开放以来产业结构演进与生产率增长研究 [J]. 中国工业经济, 2009, (2).
- [12] 李斌等. 环境规制、绿色全要素生产率与中国工业发展方式转变 [J]. 中国工业经济, 2013, (4).
- [13] 李国祥等. 对外直接投资、环境规制与国内绿色技术创新 [J]. 科技管理研究, 2016, 36(13).
- [14] 李梦洁, 杜威剑. 环境规制与就业的双重红利适用于中国现阶段吗? [J]. 经济科学, 2014, (4).
- [15] 刘和旺, 左文婷. 环境规制对我国省际绿色全要素生产率的影响 [J]. 统计与决策, 2016, (9).
- [16] 宋长青等. 中国绿色全要素生产率测算及分解: 1985~2010[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2014, (3).
- [17] 王兵等. 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).
- [18] 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 [J]. 国际贸易问题, 2015, (8).
- [19] 岳书敬, 刘朝明. 人力资本与区域全要素生产率分析 [J]. 经济研究, 2006, (4).
- [20] 钟茂初等. 环境规制能否倒逼产业结构调整——基于中国省际面板数据的实证检验 [J]. 中国人口资源与环境, 2015, 25(8).
- [21] 周五七, 武戈. 低碳约束的工业绿色生产率增长及其影响因素实证分析 [J]. 中国科技论坛, 2014, (8).

OFDI, Environmental Regulation and China's Industry Green Total Factor Productivity

GONG Xinshu LI Mengjie

Abstract: This paper adopts the direction distance function and ML productivity index to measure the green total factor productivity green total factor productivity and its decomposition at the provincial level in China from 2003 to 2015 when considering the constraint of energy and environment. The panel model is used to analyze OFDI, environmental regulation and effects of their common forces on industrial green total factor productivity and its transmission mechanism. The results show as follows. Firstly, green total factor productivity growth rate mainly comes from the contribution of technological progress rate. The region with higher environmental regulation intensity corresponds to higher green total factor productivity growth rate. Secondly, for the whole country, OFDI and environmental regulation have a significant effect on the promotion of green total factor productivity, in line with the "Porter hypothesis", while considering the constraints of environmental regulation OFDI is conducive to play the reverse technology spillover effect and the optimization of the industrial structure then improve the green total factor productivity. Thirdly, OFDI, environmental regulation and the effect of combing forces have obvious "polarization" phenomenon, and the government should reasonably grasp the environmental regulation and make the environmental regulation in line with the moderate standard area. Fourthly, the effect of OFDI has significant environmental regulation, economic development, opening degree and human capital threshold of OFDI.

Keywords: green total factor productivity; environmental regulation; OFDI; reverse technology spillover

(责任编辑: 张建华)