

中国对外直接投资推动绿色全要素生产率提升的路径： 一个多重中介模型的检验

田洪刚,刘亚丽

(济南大学商学院,山东济南250002)

摘要: 中国 OFDI 对 GTFP 提升是否具有驱动作用,通过何种路径驱动及是否存在区域异质性问题亟待厘清。首先系统阐述了 OFDI 通过技术进步、产业结构优化两大中介提升绿色全要素生产率的机制,然后构造了包含两个独立中介的中介模型,最后采用 2008—2016 年的省际面板数据进行了实证测度。研究结果表明:在全国层面,OFDI 分别经由技术进步、产业结构优化两大路径显著促进了 GTFP 的提升,其中,产业结构优化中介效应小于技术进步中介效应。在区域层面,OFDI 提升 GTFP 的路径则存在明显的区域异质性,东部地区和中部地区 OFDI 主要通过产业结构中介效应提高 GTFP,东部地区直接效应不显著,中部地区直接效应大于中介效应。西部地区 OFDI 主要通过完全中介效应提升 GTFP。基于以上研究结论,提出对策建议:加大 OFDI 输出量,充分发挥其中介效应;精确研判区域差异,因区施策;优化和完善产业结构。

关键词: OFDI; GTFP; 技术进步; 产业结构优化; 多重中介模型

中图分类号: F279 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-6049(2020)02-0084-13

一、问题的提出

改革开放四十余年,我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,经济增长方式由粗放式向集约式转变,因此,经济转型升级是未来发展的必然选择。工业绿色转型依赖于绿色技术进步^[1],是国家经济转型的方向。其中,对外直接投资(OFDI)能够提高工业绿色创新效率^[2-3],是实现工业绿色转型的重要手段。早在 21 世纪初,我国通过制定“十五”计划,启动“走出去”战略,开始鼓励和支持具备比较优势的企业对外投资。据《2018 年中国对外直接投资统计公报》显示,2018 年,中国对外直接投资流量为 1 430.4 亿美元,列居世界第二位。在理论和实证层面,OFDI 和国内绿色全要素生产率的关系问题引起学界广泛讨论。

随着我国经济发展步入新常态,我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。为此,政府强调转变经济增长方式,主张“青山绿水就是金山银山”。OFDI 能否通过技术进步和产业结构优化的多重中介效应,提升绿色全要素生产率?另外,由于不同地区的 OFDI 输出量、技术水平、产业结构存在差别,总体中介效应、特定中介效应和对比中介效应是否存在区域差异?上述问题是本文研究的核心问题。本文研究主要有以下两方面的创新:一是

收稿日期:2020-02-01;修回日期:2020-03-10

基金项目:国家社会科学基金一般项目“中国制造业转型升级与碳效率优化的耦合研究”(15BJY076);山东省社会科学规划研究项目“新旧动能转换下工业互联网平台培育研究”(19CDNJ18)

作者简介:田洪刚(1985—),男,山东潍坊人,博士,济南大学商学院讲师,研究方向为产业组织和平台经济学;刘亚丽(1995—),女,山东聊城人,济南大学商学院硕士研究生,研究方向为制造业转型升级。

在已有研究的基础上,阐述了 OFDI 通过多重中介效应驱动绿色全要素生产率提升的传导路径;二是运用省际面板数据,对 OFDI 引发的技术进步和产业结构升级的多重中介效应进行了分区域测度。

二、文献综述

OFDI 对绿色全要素生产率的影响一直是学界和决策层重点关注的问题。在理论研究方面,基于短期静态和长期动态的不同视角,OFDI 对绿色全要素生产率的提升存在有利、不利、不确定影响这三种争论。“有利说”强调 OFDI 通过技术溢出、产业结构优化提高了母国的全要素生产率。周力和庞辰晨^[4]强调 OFDI 通过优化母国产业结构和逆向技术溢出降低了母国的资源消耗及污染排放。叶娇和赵云鹏^[5]指出中国企业对外直接投资通过正向技术溢出效应提高了企业全要素生产率。韩玉军和王丽^[6]利用动态面板数据实证分析发现,OFDI 逆向技术溢出每增加 1%,能源利用效率就上升 0.06%。从长期来看,OFDI 对国内绿色全要素生产率具有促进作用,且具有边际效应递增的特征^[2-3]。Piper *et al.*^[7]研究发现新兴经济体的企业管理者利用对外直接投资,学习和吸收国际先进知识及技术,显著提高了子公司的创新绩效。龚新蜀等^[8]认为中国 OFDI 通过结构轻量化、规模经济、资源配置三种集聚效应显著促进了工业绿色创新效率。Driffield *et al.*^[9]指出无论是技术寻求型 OFDI 还是效率寻求型 OFDI 都能促进母国全要素生产率的增长。Herzer^[10]研究发现德国企业对外直接投资与本国全要素生产率存在显著的正相关关系。Yang *et al.*^[11]指出中国台湾地区对外投资活动正向促进了该地区技术进步和技术效率。部分学者指出中国 OFDI 技术溢出效应与绿色全要素生产率的关系明显的区域差异。国内学者李梅和柳士昌^[12]采用我国省级面板数据实证分析发现,OFDI 技术溢出呈现出明显地区差异。东部地区逆向技术溢出效应明显。不同行业和地区的 OFDI 逆向技术溢出效应存在明显差异。另外,我国 OFDI 存在显著的学习效应。朱文涛等^[13]采用 2003—2015 年中国 29 个省份面板数据实证分析发现,OFDI 逆向技术溢出能够显著促进绿色全要素生产率的增长,且存在明显的区域差异。王恕立等^[14]利用中国 2004—2013 年省际面板数据实证分析发现,OFDI 显著提升了我国总体和东部地区的绿色全要素生产率。

然而,部分学者提出了不同的观点。“不利说”指出二者存在负相关关系。Bitzer and Kerekcs^[15]指出国家平均对外投资存量与生产率负相关。“不确定说”认为 OFDI 并不存在明显的技术溢出,因此,无法提高母国全要素生产率。OFDI 渠道溢出的国际研发资本无助于国内绿色创新效率的提升^[16-17],甚至阻碍了区域绿色全要素生产率的提升^[18]。Vahter and Masso^[19]从产业和企业两层面发现 OFDI 不存在明显的技术溢出。

目前,鲜有文献清晰刻画出 OFDI 驱动绿色全要素生产率提升的传导路径。以上既有研究给本文以启发,OFDI 影响绿色全要素生产率提升的内在机理到底是怎样的?以此为基础,本文以技术进步和产业结构优化作为中介变量,利用多重中介模型厘清和测度 OFDI 提升绿色全要素生产率的传导路径、效应大小及区域差异,对 OFDI 和绿色全要素生产率的关系进行再探讨。

三、传导机制与研究假设

(一) 传导机制之一: OFDI→技术进步→绿色全要素生产率提升

中国的 OFDI 主要包括对发展中国家的顺梯度投资和对发达国家的逆梯度投资。中国逆梯度 OFDI 具体分为资产追求型和市场追求型。前者以获得研发技术和先进管理经验等稀缺资源为目的。新兴工业化国家利用国际投资促使研发资金和技术人员流动,促进本国技术进步^[20-21]。OFDI 通过改变母国熟练和非熟练劳动力构成、技术溢出影响母国的技术进步^[22]。中国企业采用跨国并购或合作设厂等方式,引进或获取发达国家的节能环保技术,提升自身的绿色技术水平。后者倒逼海外企业加大研发投入以增强或保持其在东道国的竞争优势。海外市场的竞争效应传导到国内,使得国内企业同样偏重技术进步投入,进而提高全行业技术进步水平^[23]。市场竞争还淘汰低效率企业,利用“优胜劣汰”提升全行业资源利用效率和技术水平^[24]。东道国对节能环保的需求和绿色科技的追求,引导企业提高环保管理能力和绿色技术水平^[25]。根据上述分析提出本文的第一个假设:

假设 1: OFDI 通过技术进步的中介效应,优化生产要素配置,提高绿色全要素生产率。

(二) 传导机制之二: OFDI→产业结构优化→绿色全要素生产率提升

伴随着中国企业对外投资全球化战略的不断深化,我国通过顺梯度投资推动制造业转型升级,提高新兴产业占比,优化产业结构,促进了国内工业绿色创新效率的提升。中国顺梯度 OFDI 具体分为资源寻求型和效率寻求型。对外投资对象是资源丰富的发展中国家。国内企业通过资源寻求型 OFDI 方式,将“三高一低”工业企业转移到具备资源优势 and 成本优势的发展中国家。比较劣势的“边际产业”转移后,有利于集中资源大力发展绿色环保的新兴产业^[26]。相对落后的生产能力转移到国外后,国内工业结构中原材料和劳动密集型产业占比下降,而资本和技术密集型产业占比上升^[27],优化了产业结构。顺梯度 OFDI 将低端生产环节转移后,把释放的生产要素投入到研发设计等环节,有效提升了工业企业的创新水平^[28]。例如,华为、小米将核心研发机构保留在国内,利用东南亚廉价劳动力完成组装环节,推动了国内工业绿色转型。龚新蜀等^[8]指出中国工业利用 OFDI 将低附加值环节转移到国外,能够集聚资源并利用集约生产优势,向研发设计等高附加值环节攀升,带动国内工业绿色经济效率提升。综合以上分析提出本文的第二个假设:

假设 2: OFDI 通过产业结构优化中介效应驱动绿色全要素生产率提升,即 OFDI 通过产业转移、培育新兴产业等方式,提高资源配置效率,减少污染等非期望产出,提升绿色全要素生产率。

综合上述分析,OFDI 可通过技术进步(途径 1)和产业结构优化(途径 2)两种途径来共同促进绿色全要素生产率的提升,具体如图 1 所示。

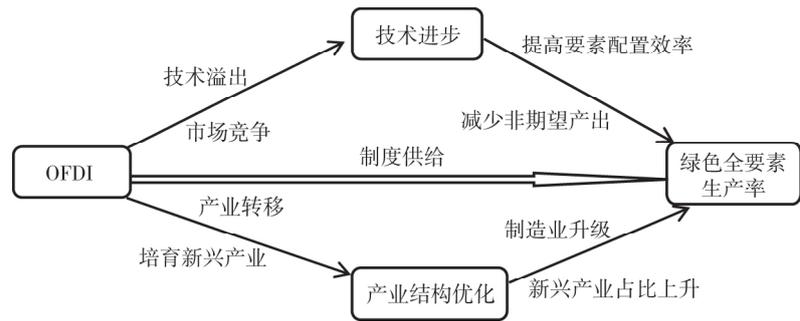


图 1 OFDI 驱动绿色全要素生产率提升的传导路径

四、模型设定、变量选择和数据说明

(一) 模型设定

根据上述假设,借鉴 Baron and Kenny^[29]、柳士顺和凌文轻^[30]、方杰等^[31]的研究方法,图 2 的多重中介模型刻画了 OFDI 对绿色技术全要素生产率提升的影响路径。

在图 2 所示的多重中介模型中, Y 代表绿色全要素生产率, X 代表 OFDI。 M_1 和 M_2 是中介变量,分别代表技术进步和产业结构优化。在该模型中,存在三类中介效应^[30-31]: (1) 特定路径中介效应: a_1b_1 、 a_2b_2 , 两者分别代表技术进步中介效应、产业结构优化中介效应的大小。(2) 总体中介效应: $a_1b_1 + a_2b_2$, 即上述两种中介效应大小之和。(3) 对比中介效应: $a_1b_1 - a_2b_2$, 反映上述两种中介效应之间的差异。

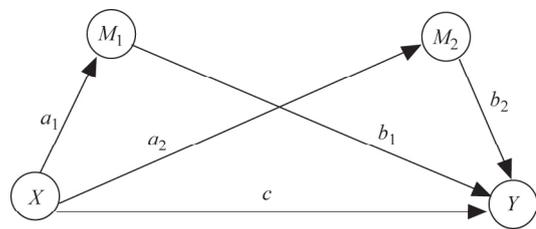


图 2 链式多重中介模型

另外,除了上述中介效应之外,OFDI 对绿色技术全要素生产率提升还存在直接作用,图中的 c 代表直接效应。根据 OFDI 对绿色全要素生产率影响的理论分析及多重中介模型,本文设定如下基本计量模型,用于检验 OFDI 对绿色技术全要素生产率的影响。

$$GTFP_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 OFDI_{it} + \eta_3 W + \mu_i + b_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $GTFP_{it}$ 为被解释变量,表示省份 i 在第 t 年的绿色全要素生产率; $OFDI_{it}$ 为核心解释变量,表示省份 i 在第 t 年的对外直接投资; W 为控制变量,包含了独立于 OFDI 对绿色全要素生产率提升产生影响的若干变量。 μ_i 表示不可观测的地区变量个体固定效应; b_i 为不可观测的时间变量固定效应, ε_{it}

为随机扰动项。

根据已有研究和上述假设,OFDI可能通过技术进步、产业结构优化两大路径驱动绿色全要素生产率提升。为检验技术进步和产业结构优化在OFDI促进绿色全要素生产率提升过程中的中介作用,本文借助多重中介模型,设定如下计量模型:

$$Tech_{it} = \beta_0 + \beta_1 OFDI_{it} + \varepsilon_1 X' + \mu'_i + b'_i + \varepsilon'_{it} \quad (2)$$

$$IS_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 OFDI_{it} + \varepsilon_2 X'' + \mu''_i + b''_i + \varepsilon''_{it} \quad (3)$$

$$GTFP_{it} = \phi_0 + \phi_1 OFDI_{it} + \phi_2 Tech_{it} + \phi_3 IS_{it} + \varepsilon_3 X + \mu_i + b_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中 $Tech_{it}$ 和 IS_{it} 为中介变量,表示省份 i 在第 t 年的技术进步和产业结构优化。式(2)~(4)列出了OFDI通过技术进步($Tech_{it}$)和产业结构优化(IS_{it})两个中介变量、两条中介路径驱动绿色全要素生产率提升的回归方程。 X' 和 X'' 为控制变量,包含了独立于OFDI对绿色全要素生产率提升产生影响的若干变量。 μ'_i 和 μ''_i 表示不可观测的地区变量的个体固定效应; b'_i 和 b''_i 为不可观测的时间变量固定效应。根据多重中介模型,特定路径的中介效应分别为 $\beta_1\phi_2$ 、 $\gamma_1\phi_3$;总体中介效应为 $\beta_1\phi_2 + \gamma_1\phi_3$;对比中介效应分别为 $\beta_1\phi_2 - \gamma_1\phi_3$,直接效应为 ϕ_1 。结合式(1)~(4)通过依次检验回归系数对多重中介效应进行判定。因变量绿色全要素生产率和自变量OFDI间的相关关系,通常既存在直接效应,又存在中介效应。若式(1)中系数 φ_1 显著为正,则表明存在总体效应,该效应在理论上等于直接效应和中介效应之和;若式(4)中系数 ϕ_1 显著,表明存在直接效应。若特定中介效应 $\beta_1\phi_2$ 显著为正,表明在OFDI对绿色全要素生产率提升影响中技术进步起到正向中介作用;同理,若 $\gamma_1\phi_3$ 显著为正,说明产业结构优化变量起到正向中介作用。在控制变量相同的条件下,上述两者之和为总体中介效应。

(二) 变量处理说明

1. 被解释变量

绿色全要素生产率($GTFP$)。国内外学者关于绿色创新效率的测算并未达成统一的意见,一般在投入产出效率模型中纳入资源环境变量予以计算^[17]。借鉴杜龙政等^[32]关于GTFP的测算方法,本文选取投入变量为资本存量、劳动力、能源要素。鉴于基期和折旧率不同会导致永续盘存法估算的资本存量存在较大差异,本文借鉴涂正革^[33]、庞瑞芝和李鹏^[34]的数据处理方法,采用平减后的固定资产投资额作为资本的近似估计。劳动力投入指标采取当年年末的就业人数。各省每年能源消费量,由每年消耗的八种能源(煤炭、焦炭、原油、燃料油、汽油、煤油、柴油、天然气)根据《综合能耗计算通则》(GB/T 2589-2008)能耗折算系数转换成统一单位进行加总得出,单位为“万t标准煤”。产出变量分为期望产出变量与非期望产出变量。本文选用各省GDP,并以2000年为基期予以平减,表征期望产出变量。本文使用各省每年的碳(C)排放量,刻画非期望产出。碳排放计算公式如下:

$$CO_2 = \sum_{i=1}^8 CO_{2i} = \frac{\sum_{i=1}^8 E_i \times NCV_i \times CEF_i \times COF_i \times 44}{12} \quad (5)$$

其中 NCV 代表平均低位发热量, CEF 代表碳排放量, COF 代表氧化率。三类系数来源于《综合能耗计算通则》(GB/T 2589-2008)和《省级温室气体清单编制指南》(发改办气候(2011)1041号)。本文采用DDF-GML方法测算各省份的MI指数。假设基期2000年的绿色全要素生产率为1,则2001年的绿色全要素生产率等于1乘以2001年的MI值,以此类推,计算出所有省份的绿色全要素生产率。使用软件Ma×DEA 7.0进行数据测算。

2. 核心解释变量

对外直接投资水平($OFDI$)。对外直接投资数据来源于商务部历年公布的《中国对外直接投资统计公报》,其中,省级层面对外直接投资额分对外直接投资存量和对外直接投资流量两类数据。借鉴聂名华和齐昊^[35]的相关研究,同时考虑到流量统计口径、短期口径波动大和人口数量差异的问题,本文采用人均对外投资存量衡量地区对外投资水平。

3. 中介变量

(1) 技术进步(*Tech*)。国内外学者通常用专利数、研发投入、R&D 内部支出占地区生产总值的比重^[36]等指标衡量技术进步。本文考虑到 *OFDI* 变量对企业技术进步的影响更多体现在研发投入上,故采用规模以上工业企业 R&D 经费内部支出占主营业务收入的比重来衡量技术进步。(2) 产业结构优化(*IS*)。已有研究通常用第三产业增加值与第二产业增加值比率^[37]、新技术产业总产值与工业总产值比重^[38]、三产增加值^[39]来衡量产业优化与升级。本文选取各地区第二产业增加值占该地区 GDP 的比重衡量产业结构优化。

4. 控制变量

考虑到众多微观和宏观变量是影响地区绿色全要素生产率的重要变量。借鉴已有研究,本文设置如下控制变量:(1) 开放程度(*NX*):各地区出口额占 GDP 比重。(2) 研发人员(*RDp*):采用规模以上企业研发人员全时当量。(3) 工业企业规模(*Escale*):规模以上企业平均资产。(4) 工业企业国有化程度(*Degreeen*):规模以上工业中国有控股企业资产占全部企业总资产比重。(5) 地区基础设施状况(*Base*):地区邮电业务总量占 GDP 比重。(6) 地区技术市场活跃程度(*Temarker*):技术市场成交额占 GDP 比重。(7) 投资力度(*Fasset*):各地区社会固定资产投资占该地区 GDP 比重。(8) 人均教育水平(*EDU*):人口素质会对经济产生重要影响,本文采用人均教育水平计算公式^①来衡量各地的人均受教育水平。

由于方程(1)~(4)中被解释变量受不同因素的影响,借鉴已有研究并依据多重中介模型的内在要求,式(1)和式(4)选取(1)、(5)、(6)作为控制变量,式(2)选取(2)、(3)、(4)、(5)作为控制变量,式(3)选取(2)、(3)、(5)、(7)、(8)作为控制变量,在此基础上,对各模型进行估计。

五、描述性统计、计量结果及分析

(一) 描述性统计

鉴于对外直接投资、科技创新活动与企业规模相关,样本研究对象主要为各省规模以上的工业企业。受 2008 年金融危机的影响,《中国科技统计年鉴》中区域工业统计口径有所变化,因此,样本时间以 2008 年为初始年份。研究数据来源于历年及各省份统计年鉴等,个别缺失值采用线性插值法补充。本文以中国大陆的 30 个省级行政区为样本^②,采用 2008—2016 年的面板数据进行实证检验。样本数据主要来源于《中国对外直接投资统计公报》《中国工业统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国科技统计年鉴》和各省统计年鉴。各变量相关指标如表 1 所示。

表 1 变量统计指标

变量	观测值	均值	标准误	最小值	最大值
<i>GTFP</i>	270	0.901 694 1	0.166 278 3	0.661 883 8	1.401 36
<i>OFDI</i>	270	0.015 447 4	0.036 229 2	0.000 051 9	0.347 332 4
<i>Tech</i>	270	0.011 430 8	0.010 404 8	0.003 106 2	0.075 18
<i>IS</i>	270	0.467 510 2	0.081 212 6	0.192 622	0.590 454 3
<i>NX</i>	270	0.298 179 7	0.354 194	0.032 146 9	1.697 647
<i>RDp</i>	270	0.001 03	0.001 119 1	0.000 017 3	0.005 434 4
<i>Escale</i>	270	3.161 587	2.207 52	0.604 440 3	12.902 3
<i>Degreeen</i>	270	0.583 644	0.188 920 8	0.172 908 7	0.913 191 8
<i>Base</i>	270	0.046 513 4	0.025 475 4	0.014 347 9	0.118 990 1
<i>Temarket</i>	270	0.010 581 9	0.023 527 5	0.000 185 7	0.153 529 9
<i>Fasset</i>	270	0.720 146 2	0.247 225 8	0.240 293 1	1.612 535
<i>EDU</i>	270	8.967 935	1.121 423	6.901 843	19.748 55

本文运用 Stata12 统计软件,根据经济理论和 Hausman 检验结果选择固定效应模型对全国和东、中、西部分区域进行回归分析。

①人均受教育水平 = 未受教育人口占比 × 0 + 小学文化人口占比 × 6 + 初中文化人口占比 × 9 + 高中文化人口占比 × 12 + 大学专科及以上人口占比 × 16。

②由于西藏自治区的数据不完整,且在 *OFDI* 方面代表性不强,故本文的研究将西藏自治区剔除。

(二) 全国层面中介效应分析

本文先从全国层面考察 OFDI 对绿色全要素生产率提升的经济效应。表 2 中回归 (1) ~ (4) 分别为对应模型 (1) ~ (4) 的回归结果, 回归 (1) 中, OFDI 的系数为 0.680, 且在 1% 的水平上显著, 说明 OFDI 显著促进了绿色全要素生产率提升, 其中, 中介效应和直接效应情况, 需要根据先前给出的计算方法并结合表 2 中回归 (2) ~ (4) 的结果来分析。

1. 特定路径的中介效应分析

用路径 1 表示“OFDI→技术进步→绿色全要素生产率提升”; 路径 2 表示“OFDI→产业结构优化→绿色全要素生产率提升”。从路径 1 看, OFDI 经由技术进步 (Tech) 的中介效应为回归 (2) 中 OFDI 的系数 (0.031) 与回归 (4) 中 Tech 的系数 (4.244) 的乘积^①, 该值为 0.132, 且在 5% 的水平上显著。这意味着 OFDI 通过促进技术进步这一途径对绿色全要素生产率提升产生了正向影响, OFDI 每增加 100 万美元, 通过该途径会促进绿色全要素生产率提升 0.132 个百分点。从路径 2 看, OFDI 经由产业结构优化 (IS) 的中介效应为 0.037^②, 且在 10% 的水平上显著。这意味着 OFDI 通过推动产业结构优化对绿色全要素生产率提升产生正向影响, OFDI 每增加 100 万美元, 通过该途径会促进绿色全要素生产率提升 0.037 个百分点。

2. 总体中介效应分析

将上述特定中介效应加总可得到总体中介效应为 0.169 (0.132 + 0.037), 且在 10% 的水平上显著。说明 OFDI 通过技术进步、产业结构优化两条路径对绿色全要素生产率产生总体正向影响, OFDI 每增加 100 万美元, 通过两个中介促进绿色全要素生产率提升 0.169 个百分点。

3. 对比中介效应分析

前文分析表明, OFDI 经由技术进步、产业结构优化两条路径对绿色全要素生产率提升产生的中介效应分别为 0.132 和 0.037, 在总体中介效应中占比分别为 78% 和 22%。路径 1 的中介效应比路径 2 的中介效应大 0.095。对比可知, 经由产业结构优化产生的中介效应要远低于通过技术进步产生的中介

表 2 全国层面中介效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	GTFP	Tech	IS	GTFP
OFDI	0.680*** (0.125)	0.0310*** (0.00371)	-0.236*** (0.0751)	0.466*** (0.144)
NX	0.193*** (0.0430)	-0.00542*** (0.00134)		0.240*** (0.0457)
RDp		1.180*** (0.244)	-16.52*** (5.323)	
Escale		0.000926*** (9.77e-05)	-0.00580** (0.00257)	
Degreeen		0.00470** (0.00208)		
Base	-0.375*** (0.110)	0.0275*** (0.00496)	-0.512*** (0.109)	-0.322*** (0.109)
Temarket	2.501*** (0.526)			2.141*** (0.535)
Fasset			-0.0872*** (0.0130)	
edu			-0.0130*** (0.00281)	
IS				-0.156* (0.0815)
Tech				4.244** (2.047)
Constant	0.825*** (0.0182)	0.00441*** (0.00156)	0.710*** (0.0276)	0.840*** (0.0546)
Observations	270	270	270	270
R-squared	0.298	0.789	0.476	0.331
Number of ID	30	30	30	30

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著; 括号内为对应的 *t* 值; 数据由作者整理所得。

① 下文分区域回归中 OFDI 经由技术进步的中介效应的计算步骤相同。

② 表 1 回归 (3) 中 OFDI 的系数 (-0.236) 与回归 (4) 中 IS 的系数 (-0.156) 的乘积。下文分区域回归中 OFDI 经由产业结构优化的中介效应的计算步骤相同。

效应。

4. 直接效应分析

回归(4)中 *OFDI* 的系数为 0.466,反映了 *OFDI* 对绿色全要素生产率提升的直接效应,表明 *OFDI* 每增加 100 万美元,将直接促进绿色全要素生产率提升 0.466 个百分点。对于全国层面的绿色全要素生产率提升而言,*OFDI* 的直接效应要大于中介效应。直接效应还可以通过回归(1)中 *OFDI* 的系数(0.680,*OFDI* 对绿色全要素生产率提升影响的总效应)减去刚得到的总体中介效应(0.169)的值来估算,结果为 0.511,该值与回归(4)中的 0.466 差异不大,差异主要是由扰动项及控制变量选择误差导致。这说明除经由技术进步、产业结构优化两条路径产生的正向中介效应,*OFDI* 也会对绿色全要素产生直接效应。

以上中介效应在全国层面上验证了 *OFDI* 可以经由技术进步、产业结构优化两大途径促进绿色全要素生产率提升,其中,产业结构优化这一中介效应尤其显著。剔除以上两种中介效应后,*OFDI* 本身对绿色全要素生产率提升的直接促进作用仍十分明显。由于不同地区经济发展水平和产业结构不同、环境污染情况及 *OFDI* 输出量都有所差异,因此,有必要分区域^①考察 *OFDI* 对绿色全要素生产率提升的中介效应是否存在显著区域异质性。

(三) 分区域中介效应分析

表 3 至表 5 分别给出了东、中、西部分区域的中介模型回归结果,下面将分别予以分析。

1. 东部地区中介效应分析

表 3 给出了以东部地区 11 个省市为样本的回归结果,从回归(1)可以看出,东部地区 *OFDI* 的回归系数为 0.518,且在 1% 的水平上显著,说明 *OFDI* 对东部地区绿色全要素生产率提升有显著的促进作用,从系数大小可以看出其作用程度小于全国水平。结合多重中介模型的回归结果,可以分析东部地区的中介效应情况。

从数值上看,第一条路径,*OFDI* 经由技术进步(*Tech*)的中介效应为 0.017(0.0219 × 0.775),但

表 3 东部地区中介效应回归结果

变量	(1) <i>GTFP</i>	(2) <i>Tech</i>	(3) <i>IS</i>	(4) <i>GTFP</i>
<i>OFDI</i>	0.518*** (0.186)	0.0219*** (0.00393)	-0.299*** (0.0489)	0.314 (0.225)
<i>NX</i>	0.142** (0.0699)	-0.00453*** (0.00164)		0.201*** (0.0741)
<i>RDp</i>		0.632** (0.280)	-19.44*** (3.617)	
<i>Escale</i>		0.00149*** (0.000153)	0.000253 (0.00205)	
<i>Degreeen</i>		0.00597 (0.00429)		
<i>Base</i>	-0.468* (0.277)	0.0134 (0.00880)	-0.250** (0.112)	-0.245 (0.306)
<i>Temarket</i>	2.794*** (0.985)			3.051** (1.195)
<i>Fasset</i>			-0.0621*** (0.0168)	
<i>edu</i>			-0.0157*** (0.00186)	
<i>IS</i>				-0.662** (0.262)
<i>Tech</i>				0.775 (4.567)
<i>Constant</i>	0.811*** (0.0588)	0.00948*** (0.00239)	0.686*** (0.0233)	1.047*** (0.164)
<i>Observations</i>	99	99	99	99
<i>R-squared</i>	0.270	0.923	0.800	0.336
<i>Number of ID</i>	11	11	11	11

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著;括号内为对应的 *t* 值;数据由作者整理所得。

^①根据《中国统计年鉴》行政区域划分,东部地区包括辽宁、河北、北京、天津、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东、海南;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南;西部地区包括内蒙古、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、四川、重庆、云南、广西、贵州。

在统计上不显著; 第二条路径, *OFDI* 由产业结构优化 (*IS*) 的中介效应为 $0.198 ((-0.299) \times (-0.662))$, 且在 5% 的水平上显著。这意味着 *OFDI* 通过推动产业结构优化对绿色全要素生产率提升产生正向影响, *OFDI* 每增加 100 万美元, 通过该途径会促进绿色全要素生产率提升 0.198 个百分点。从回归结果来看, 虽然 *OFDI* 对中介变量技术进步的作用系数都不显著, 但从回归 (2) 中可以看出, *OFDI* 能够显著促进技术进步, 且在 1% 的水平上显著。

回归 (4) 中 *OFDI* 对绿色全要素生产率提升的影响系数为 0.314, 在统计上不显著。说明 *OFDI* 与绿色全要素生产率提升正相关, 但通过除产业结构优化外的其他途径并没有显著提升绿色全要素生产率。对于上述结果, 可能的原因是东部地区是改革开放先行区, 积极参与并融入全球化竞争, 主要通过推动产业结构优化, 促进本地区绿色全要素生产率提升。

2. 中部地区中介效应分析

表 4 给出了中部地区 9 个省份样本的回归结果, 从回归 (1) 可以看出, 中部地区 *OFDI* 的回归系数为 5.894, 且在 1% 的水平上显著, 说明中部地区 *OFDI* 显著促进了本区域绿色全要素生产率的提升, 且作用程度超过全国水平。结合多重中介模型回归结果, 可以分析中部地区的中介效应情况。

第一, 特定路径的中介效应分析。从路径 1 看, *OFDI* 经由技术进步 (*Tech*) 的中介效应为 0.222 ($(-0.0279) \times (-7.968)$), 但在统计上不显著, 说明中部省份 *OFDI* 通过激励企业加大研发强度提升绿色全要素生产率的作用不明显。从路径 2 看, *OFDI* 经由产业结构优化 (*IS*) 的中介效应为 $1.786 ((-7.765) \times (-0.23))$, 且在 1% 的水平上显著, 表明 *OFDI* 通过推动产业结构优化这一路径对绿色全要素生产率产生正向影响。

第二, 总体中介效应分析。将上述特定中介效应相加可得总体中介效应为 2.008 (0.222 + 1.786)。由于技术进步中介效应不显著, 导致总体中介效应在统计上不显著。

第三, 直接效应分析。回归 (4) 中 *OFDI* 的系数为 9.033, 反映了

OFDI 对绿色全要素生产率提升的直接效应, *OFDI* 每增加 100 万美元, 将直接促进绿色全要素生产率提升 9.033 个百分点。对于中部地区的绿色全要素生产率提升来说, *OFDI* 的直接效应要远大于中介效应。直接效应还可以通过回归 (1) 中 *OFDI* 的系数 (5.894, *OFDI* 对绿色全要素生产率提升影响的

表 4 中部地区中介效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>GTFP</i>	<i>Tech</i>	<i>IS</i>	<i>GTFP</i>
<i>OFDI</i>	5.894*** (1.209)	-0.0279 (0.0412)	-7.765*** (2.009)	9.033*** (1.235)
<i>NX</i>	0.538*** (0.129)	-0.0213*** (0.00394)		0.369*** (0.119)
<i>Degreeen</i>		-0.00152 (0.00312)		
<i>RDp</i>		2.821*** (0.785)	47.28 (32.78)	
<i>Escale</i>		0.000571*** (0.000135)	-0.0256*** (0.00955)	
<i>Base</i>	0.0200 (0.170)	0.0389*** (0.00590)	-0.728* (0.369)	0.303* (0.162)
<i>Temarket</i>	3.593*** (0.880)			3.629*** (0.761)
<i>Fasset</i>			-0.0907 (0.0608)	
<i>edu</i>			0.0474** (0.0216)	
<i>IS</i>				0.230*** (0.0719)
<i>Tech</i>				-7.968** (3.382)
<i>Constant</i>	0.727*** (0.0222)	0.00713** (0.00279)	0.231 (0.181)	0.678*** (0.0577)
<i>Observations</i>	72	72	72	72
<i>R-squared</i>	0.608	0.660	0.666	0.719
<i>Number of ID</i>	8	8	8	8

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著; 括号内为对应的 *t* 值; 数据由作者整理所得。

总效应) 减去刚得到的总体中介效应(2.008) 的值来估算, 结果为 3.886, 该值与回归(4) 中的 9.003 差异较大, 差异主要是由扰动项、控制变量选择误差及技术进步中介变量不显著导致。这说明除经由产业结构优化路径产生的正向中介效应, *OFDI* 也会对绿色全要素产生直接效应。

以上对中介效应的分析结果表明, 就中部地区而言, *OFDI* 通过优化产业结构提升绿色全要素生产率的中效应明显。剔除以上两种中介效应后, *OFDI* 本身促进绿色全要素生产率提升的直接效应十分显著。对于这一结果, 可能的原因是中部地区自然资源丰富, 存在大量的“三高一低”产业, 而地方政府能够调整产业结构以提升绿色全要素生产率, 并解决资源开发过度和环境保护的问题。

3. 西部地区中介效用分析

表 5 给出了西部地区 9 个省份样本的回归结果, 从回归(1) 可以看出, 西部地区 *OFDI* 的回归系数为 2.041, 且在 1% 水平上显著, 说明西部 *OFDI* 显著促进了本区域绿色全要素生产率的提升, 但作用程度低于全国水平。基于表 4 并结合多重中介模型可以分析西部地区的中介效应情况。

第一, 特定路径的中介效应分析。从路径 1 看, *OFDI* 经由技术进步(*Tech*) 的中介效应为回归(2) 中 *OFDI* 的系数(0.079 8) 与回归(4) 中 *Tech* 的系数(7.481) 的乘积, 该值为 0.597, 且在 1% 的水平上显著。这意味着 *OFDI* 通过促进技术进步这一途径对绿色全要素生产率提升产生了正向影响, *OFDI* 每增加 100 万美元, 通过该途径会促进绿色全要素生产率提升 0.597 个百分点。从路径 2 看, *OFDI* 经由产业结构优化(*IS*) 的中介效应为 0.507, 且在 1% 水平上显著。这意味着 *OFDI* 通过推动产业结构优化对绿色全要素生产率提升产生正向影响, *OFDI* 每增加 100 万美元, 通过该途径会促进绿色全要素生产率提升 0.037 个百分点。

第二, 总体中介效应分析。将上述特定中介效应相加可得到总体中介效应为 1.104(0.597 + 0.507), 且在 1% 的水平上显著。说明 *OFDI* 通过技术进步、产业结构优化两条路径对绿色全要素生产率提升产生总体正向影响, *OFDI* 每增加 100 万美元, 通过两个中介促进绿色全要素生产率提升 1.104 个百分点。

第三, 对比中介效应分析。前文分析表明, *OFDI* 经由技术进步、产业结构优化两条路径对绿色全要素生产率提升产生的中介效应分别为 0.597 和 0.507, 在总体中介效应中占比分别为 54% 和 46%。

表 5 西部地区中介效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>GTFP</i>	<i>Tech</i>	<i>IS</i>	<i>GTFP</i>
<i>renOFDI</i>	2.041 *** (0.570)	0.079 8 *** (0.027 9)	-2.336 *** (0.639)	0.493 (0.650)
<i>NX</i>	0.387 *** (0.065 3)	-0.007 25 *** (0.002 48)		0.438 *** (0.062 8)
<i>RDp</i>		4.732 *** (1.575)	-120.7 *** (36.82)	
<i>Escale</i>		0.000 226 (0.000 153)	0.000 592 (0.003 91)	
<i>Degreeen</i>		0.006 10* (0.003 65)		
<i>Base</i>	-0.190 (0.118)	0.018 3 *** (0.006 63)	-0.216 (0.160)	-0.270 ** (0.110)
<i>Temarket</i>	0.804 (0.624)			0.798 (0.602)
<i>Fasset</i>			-0.082 4 *** (0.017 7)	
<i>edu</i>			0.040 0 *** (0.011 8)	
<i>IS</i>				-0.217* (0.111)
<i>Tech</i>				7.481 *** (2.811)
<i>Constant</i>	0.856 *** (0.012 7)	0.001 23 (0.002 89)	0.274 *** (0.097 6)	0.899 *** (0.070 6)
<i>Observations</i>	99	99	99	99
<i>R-squared</i>	0.462	0.383	0.548	0.555
<i>Number of ID</i>	11	11	11	11

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著; 括号内为对应的 *t* 值; 数据由作者整理所得。

路径1的中介效应比路径2的中介效应大0.09。对比可知,经由产业结构优化产生的中介效应要低于通过技术进步产生的中介效应。

第四,直接效应分析。回归(4)中OFDI的系数为0.493,在统计上不显著。说明OFDI与绿色全要素生产率提升正相关,但通过除产业结构优化外的其他途径并没有显著推动绿色全要素生产率提升。

以上对中介效应的分析结果表明,就西部地区而言,OFDI经由技术进步和宏观调控产业结构能够十分显著地促进绿色全要素生产率提升。此外,OFDI本身促进绿色全要素生产率提升的直接效应并不明显。对于这一结果,可能的原因是西部地区生产要素禀赋相对匮乏,具有相对较多的生态功能区,政府OFDI主要在于获取先进技术,优化产业结构,促进该区域绿色全要素生产率提升。

综上所述,全国和分区域中介效应存在明显异质性(如表6所示)。从全国层面看,OFDI经由两大路径显著促进了绿色全要素生产率提升,中介效应强度由高到低依次为路径1、路径2。从东部地区看,各省份OFDI主要通过产业结构中介效应促进绿色全要素生产率,而直接效应不显著。从中部地区看,各省份OFDI亦主要通过产业结构中介效应促进绿色全要素生产率,且直接效应大于中介效应。从西部地区看,OFDI主要通过完全中介效应促进绿色全要素生产率提升,且直接效应在统计上不显著。具体结果如表6所示。

(四) 内生性检验

依据已有研究和经济理论,OFDI、技术进步、二次产业占GDP比重与绿色全要素生产率可能存在内生关系,导致模型中OFDI、技术进步和产业结构均可能内生于绿色全要素生产率提升,即前一期绿色全要素生产率提升,使得OFDI增加、研发强度增加、二次产业增加值占比降低,导致模型参数估计不准确。为了解释解释变量和被解释变量间的内生性问题,本文加入工具变量,对(1)~(4)重新回归估计,以提高估计效率和检验以上回归结果的稳健性。在模型参数估计过程中,本文将OFDI、技术进步(Tech)和产业结构(IS)作为内生解释变量,其滞后一期作为工具变量,并假设控制变量作为自身IV式工具变量。OFDI通过技术进步(Tech)和产业结构(IS)两个中介,促进了绿色全要素生产率的提升,只是数值大小和显著水平与正文回归结果存在一定差异。另外,东部、中部和西部地区的稳健性检验结果与上回归结果类似(如需具体回归结果,可向作者索取)。综上所述,本文对特定路径效应、总体效应、直接效应和对比中介效应的测度具有一定的可信性。

六、结论与政策建议

(一) 结论

针对OFDI是否会提升绿色全要素生产率,以及通过何种路径驱动绿色全要素生产率提升的问题,本文首先分析了OFDI对绿色全要素生产率提升作用的机制,并在此基础上提出两个假设,即OFDI通过技术进步中介效应提高绿色全要素生产率;OFDI通过产业结构优化中介效应提升绿色全要素生产率。根据假设,论文构造了包含两个独立中介——技术进步、产业结构优化的多重中介模型,在OFDI、两个中介变量之外,加入开放程度、工业企业规模等控制变量,采用2008—2016年省际面板数据,从全国层面和东、中、西部分区域对OFDI驱动绿色全要素生产率提升的中介效应进行了实证测度。主要得出如下结论:

1. 从全国层面看,论文验证了OFDI通过两大中介显著促进了绿色全要素生产率提升。首先,OFDI促进了技术进步,技术进步又促进了绿色全要素生产率提升,技术进步中介效应值为0.132;其

表6 全国和分区域中介效应汇总结果

		全国层面	东部地区	中部地区	西部地区
特定路径	路径1	0.132**	0.017	0.222	0.597***
中介效应	路径2	0.037*	0.198**	1.786***	0.507*
	总体中介效应	0.680***	0.518***	5.894***	2.041***
	直接效应	0.466***	0.314	9.033***	0.493
	对比中介效应	(1) > (2)	(2) > (1)	(2) > (1)	(1) > (2)

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著;数据由作者整理所得。

次,OFDI促进了产业结构的优化,产业结构优化又促进了绿色全要素生产率提升,产业结构优化中介效应值为0.037;最后,总体中介效应为0.680。

2. 从分区域层面看,OFDI对绿色全要素生产率提升的影响呈现出显著的区域异质性。东部区域产业结构优化中介效应显著,而技术进步中介效应不显著。通过产业结构优化的中介效应值为0.198,总体中介效应值为0.518。中部地区产业结构优化中介效应和间接效应显著,但技术进步效应不显著,其中,产业结构优化中介效应值为1.786,间接效应值为9.033,总体中介效应值为5.894。西部地区则存在完全中介效应显著,其中,技术进步中介效应值为0.597,产业结构优化中介效应值为0.507,总体中介效应值为2.041。

3. 从控制变量回归结果看,开放程度、地区基础设施状况、地区技术市场活跃程度是促进绿色全要素生产率提升的重要因素。未来中国经济转型过程中,应加大开放力度、完善基础设施、提高技术市场活跃度,以进一步提升绿色全要素生产率。

(二) 政策建议

当前,生态破坏、环境污染和能源利用效率低仍是制约我国经济持续、健康发展的重要外部要素。如何实现环境保护和绿色全要素生产率提升“齐头并进”是政府和社会组织在制定OFDI相关政策时需关注的重要问题。结合研究结论以及我国经济发展现状,提出以下针对性政策建议:

1. 加大OFDI输出量,充分发挥OFDI通过技术进步、产业结构优化对绿色全要素生产率提升的正向效应。当前我国绿色全要素生产率提升面临严峻考验:一方面,国内经济改革进入“深水区”,强调保速增效、绿色发展,有效破解制约经济高质量发展的生态包袱过重;另一方面,部分发达国家以环境保护的名义,不断向中国等发展中国家施压,以打压中国经济,抑制中国的崛起。面对复杂的国内外局势,中国政府应清醒意识到改革开放四十余年的高速发展所积累的巨额“生态债务”,在工业化中后期阶段不宜以牺牲环境换增长。应制定合理的经济发展战略规划,完善OFDI相关政策,通过适宜的OFDI提高企业技术进步和产业结构优化,化解生态危机,实现生态保护和绿色全要素生产率提升协调发展的良性循环。

2. 研判区域差异,制定适合本区域的OFDI策略,持续推动本区域经济的可持续发展。由于中国疆域较大,加之受资源禀赋、地理位置、产业结构、政策导向等因素影响,导致东、中、西部存在明显区域差异。东部地区较早参与国际竞争,能够快速引进、消化、吸收国外先进技术,且产业更新换代快,高新技术产业和服务业占GDP比重已超过工业,能够较为迅速响应消费者对环保、绿色产品的需求,应偏重技术寻求型对外直接投资。中部地区自然资源丰富、工业基础相对较好,中度和重度污染行业占比较大,应偏重资源寻求型对外直接投资。西部地区生态环境脆弱,工业基础薄弱,对国家优惠政策依赖度大,经济发展和环境保护协调发展将存在一定难度。政府在制定OFDI政策时,应充分考虑区域差异,在保持和促进本地区经济持续增长的同时要防止该地区的环境污染恶化。

3. 优化和完善产业结构,通过产业结构优化,提高绿色全要素生产率。从回归结果及中介效应的测度看,OFDI经由产业结构优化是驱动经济发展的最优路径。应充分挖掘和利用OFDI推动产业结构优化的作用。通过勒令整改等强制性措施,淘汰高能耗的落后企业,重点调控中度和重度污染产业,摒弃传统“三高—低”的粗放型生产模式,培育可持续、清洁的产业结构。OFDI输出以国家重大战略需求为导向,抢占未来产业发展制高点,推动产业结构转型与升级,从源头上解决环境污染与绿色全要素生产率提升不协调的问题。

参考文献:

- [1] KARAKAYA E, HIDALGO A, NUUR C. Diffusion of eco-innovations: a review[J]. Renewable and sustainable energy reviews, 2014, 33: 392-399.
- [2] 胡琰欣, 屈小娥, 董明放. 中国对外直接投资的绿色生产率增长效应——基于时空异质性视角的经验分析[J]. 经济

- 学家 2016(12):63-70.
- [3]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.
- [4]周力,庞辰晨. 中国对外直接投资的母国环境效应研究——基于区域差异的视角[J]. 中国人口·资源与环境 2013(8):133-141.
- [5]叶娇,赵云鹏. 对外直接投资与逆向技术溢出——基于企业微观特征的分析[J]. 国际贸易问题 2016(1):134-144.
- [6]韩玉军,王丽. OFDI 逆向技术溢出对中国能源利用率的影响[J]. 经济问题 2016(3):95-101.
- [7]PIPER O P, WU J, WANG C. Outward FDI, location choices and innovation performance of emerging market enterprises [J]. Research policy 2018 47(1):232-240.
- [8]龚新蜀,李梦洁,张洪振. OFDI 是否提升了中国的工业绿色创新效率——基于集聚经济效应的实证研究[J]. 国际贸易问题 2017(11):129-139.
- [9]DRIFFIELD N, LOVE J H, TAYLOR K. Productivity and labour demand effects of inward and outward foreign direct investment on UK industry [J]. Manchester school, 2009 77(2):171-203.
- [10]HERZER D. Outward FDI, total factor productivity and domestic output: evidence from Germany [J]. International economic journal, 2012 26(1):155-174.
- [11]YANG S, CHEN K, HUANG T. Outward foreign direct investment and technical efficiency: evidence from Taiwan's manufacturing firms [J]. Journal of Asian economics 2013 27:7-17.
- [12]李梅,柳士昌. 对外直接投资逆向技术溢出的地区差异和门槛效应——基于中国省际面板数据的门槛回归分析[J]. 管理世界 2012(1):21-32.
- [13]朱文涛,吕成锐,顾乃华. OFDI、逆向技术溢出对绿色全要素生产率的影响研究[J]. 中国人口·资源与环境 2019(9):63-73.
- [14]王恕立,王许亮,滕泽伟. 中国双向 FDI 的生产率效应研究——基于资源环境约束的视角[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报) 2017(5):65-78.
- [15]BITZER J, KEREKES M. Does foreign direct investment transfer technology across borders? New evidence [J]. Economics letters, 2008 100(3):355-358.
- [16]宋维佳,杜泓钰. 自主研发、技术溢出与我国绿色技术进步[J]. 财经问题研究 2017(8):100-107.
- [17]罗良文,梁圣蓉. 国际研发资本技术溢出对中国绿色创新效率的空间效应[J]. 经济管理 2017(3):23-35.
- [18]郑强,冉光和. 中国双向 FDI 的绿色生产率溢出效应——基于动态面板模型的实证检验[J]. 统计与信息论坛, 2018(6):55-62.
- [19]VAHTER P, MASSO J. Home versus host country effects of FDI: searching for new evidence of productivity spillovers [J]. Social science electronic publishing 2005 53(2):165-196.
- [20]CONCEICAO P, HEITOR M V, VIEIRA P S. Are environmental concerns drivers of innovation? Interpreting Portuguese innovation data to foster environmental foresight [J]. Technological forecasting and social change, 2006 73(3):266-276.
- [21]LI J, STRAGE R, NING L, et al. Outward foreign direct investment and domestic innovation performance: evidence from China [J]. International business review, 2016(5):1010-1019.
- [22]揭水晶,吉生保,温晓慧. OFDI、逆向技术溢出与我国技术进步——研究动态及展望[J]. 国际贸易问题 2013(8):161-169.
- [23]潘雄锋,闫竊博,王冠. 对外直接投资、技术进步与绿色全要素生产率提升的传导路径研究[J]. 统计研究 2016(8):30-36.
- [24]王文,孙早,牛泽东. 产业政策、市场竞争与资源错配[J]. 经济学家 2014(9):22-32.
- [25]李霞. 中国对外投资的环境风险综述与对策建议[J]. 中国人口资源与环境 2015(7):62-67.
- [26]陈俊聪,黄繁华. 对外直接投资与贸易结构优化[J]. 国际贸易问题 2014(3):113-122.
- [27]张纪凤,宣昌勇. 新常态下江苏对外直接投资促进产业升级研究[J]. 江苏社会科学 2015(5):265-271.

- [28] 罗军,冯章伟. 制造业对外直接投资与全球价值链地位升级[J]. 中国科技论坛, 2018(8): 76-82.
- [29] BARON R M, KENNY D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. Journal of personality and social psychology, 1986, 51(6): 1173-1182.
- [30] 柳士顺,凌文铨. 多重中介模型及其应用[J]. 心理科学, 2009(2): 433-435.
- [31] 方杰,温忠麟,张敏强,等. 基于结构方程模型的多层中介效应分析[J]. 心理科学进展, 2014(3): 530-539.
- [32] 杜龙政,赵云辉,陶克涛,等. 环境规制、治理转型对绿色竞争力提升的复合效应——基于中国工业的经验证据[J]. 经济研究, 2019(10): 106-120.
- [33] 涂正革. 环境、资源与工业增长的协调性[J]. 经济研究, 2008(2): 93-105.
- [34] 庞瑞芝,李鹏. 中国新型工业化增长绩效的区域差异及动态演进[J]. 经济研究, 2011(11): 36-47.
- [35] 聂名华,齐昊. 对外直接投资能否提升中国工业绿色创新效率? 基于创新价值链与空间关联的视角[J]. 世界经济研究, 2019(2): 113-124+139.
- [36] 黄清煌,高明. 环境规制对绿色全要素生产率提升的数量和质量效应——基于联立方程的检验[J]. 经济学家, 2016(4): 53-62.
- [37] 原毅军,谢荣辉. 环境规制的产业结构优化效应研究——基于中国省际面板数据的实证检验[J]. 中国工业经济, 2014(8): 57-69.
- [38] 肖兴志,李少林. 环境规制对产业升级路径的动态影响研究[J]. 经济理论与经济管理, 2013(6): 102-112.
- [39] 张娟. 资源型城市环境规制的绿色全要素生产率提升效应及其传导机制——基于创新补偿与产业结构升级的双重视角[J]. 中国人口·资源与环境, 2017(10): 39-46.

(责任编辑:王顺善;英文校对:葛秋颖)

Path of China's Outward Direct Investment to Promote Green Total Factor Productivity: A Test of a Multiple Intermediary Model

TIAN Honggang, LIU Yali

(Business School, Jinan University, Jinan 250002, China)

Abstract: Whether China's OFDI plays a driving role in promotion of GTFP? Which path to drive and whether there is regional heterogeneity need to be clarified? This paper first systematically elaborates the mechanism by which OFDI promotes green total factor productivity through technological advancement and industrial structure optimization, and then constructs an intermediary model that includes two independent intermediaries. After that, it adopts inter-provincial panel data from 2008 to 2016 to make empirical measurements. The results of this study indicate that OFDI has significantly promoted GTFP through technological advancement and industrial structure optimization at the national level and the mediation effect of industrial structure optimization is less than that of technological progress. At the regional level, there is obvious regional heterogeneity in the path of OFDI promoting GTFP. In the eastern and central regions, OFDI improves GTFP mainly through the intermediary effect of industrial structure. The direct effect is not significant in the eastern regions, the direct effect is greater than the intermediary effect in the central regions. OFDI in the western region promotes GTFP mainly through complete inter-mediation. Based on the above research conclusions, OFDI output should be increased to give full play to its intermediary effect. Meanwhile, regional differences should be accurately judged and policies should be adopted according to different regions to optimize and perfect the industrial structure.

Key words: OFDI; GTFP; technological progress; industrial structure optimization; multiple intermediary models