

对外直接投资、结构转型与绿色全要素生产率

汪克亮,许如玉,赵斌

(中国海洋大学经济学院,山东青岛266100)

摘要:在理论分析基础上,基于2003—2017年中国省际面板数据,利用Global Malmquist-Luenberger(GML)生产率指数测算了各省份的绿色全要素生产率,并通过构建动态面板模型和面板门槛模型深入探讨对外直接投资(OFDI)、结构转型与绿色全要素生产率之间的关系。研究表明,OFDI对绿色全要素生产率的逆向技术溢出效应尚未显现;结构转型促进了绿色全要素生产率的提高;OFDI与结构转型对绿色全要素生产率存在协同提升效应。OFDI、结构转型对绿色全要素生产率的影响存在时空差异。进一步研究发现,当OFDI为门槛变量时,结构转型对绿色全要素生产率的影响起到先抑制后促进的作用。基于以上结论,中国应当深化对外开放,进一步实施“走出去”战略,优化产业结构,从而助推中国经济实现绿色转型。

关键词:对外直接投资(OFDI);结构转型;绿色全要素生产率;两步系统GMM方法;面板门槛模型

中图分类号:F830.91 **文献标识码:**A **文章编号:**1672-6049(2020)06-0074-12

一、引言

改革开放以来,中国经济建设取得了辉煌的成就,创造了举世瞩目的“增长奇迹”。然而,在经济高速增长的同时,能源短缺与环境污染问题也日益突出,严重制约了社会经济的可持续发展。数据表明:1978—2017年间,中国能源消费总量增加了7倍之多,并超过美国成为世界上最大的能源消费国。此外,作为二氧化碳排放量世界第一大国,中国每年向大气中排放的二氧化碳总量超过60亿吨,占全球二氧化碳总排放量的四分之一以上。除此之外,二氧化硫、氮氧化物以及烟粉尘等主要污染物排放总量都居于世界前列。随着中国经济进入高质量发展阶段,经济发展不仅要强调速度,更应该注重质量。要想突破当前的经济发展困境,实现绿色可持续发展,由过去粗放型经济发展方式向环境友好型、资源节约型发展方式转变,需要进一步提高绿色全要素生产率。新经济增长理论认为,全要素生产率是经济持续增长的来源和内生演化动力,且全要素生产率增长主要源自知识溢出和技术创新^[1]。事实上,对外直接投资(OFDI)作为国际技术溢出的一条重要渠道,已经被众多国内外学者的研究所证实^[2]。自从2000年提出“走出去”战略以来,中国OFDI发展迅速。截至2018年,中国OFDI流量已达到1430.4亿美元,位居全球第二位。中国OFDI在全世界的影响力不断扩大,已成为全球主要的投资国与世界经济发展的“引领者”。在此背景下,越来越多的本土企业利用自身比较优势将资本深入到国外技术清洁密集区,通过学习国外先进清洁技术,对本国经济绿色发展产生了一定的作用。与此同时,结构转型作为经济增长的重要独立源泉之一^[3],是当前中国经济发展亟待解决的问题和需要

收稿日期:2020-08-17;修回日期:2020-10-21

基金项目:国家自然科学基金资助项目“绿色发展视阈下的海洋经济效率:评价体系、影响因素及驱动政策”(71973131)

作者简介:汪克亮(1980—),男,安徽枞阳人,管理学博士,中国海洋大学经济学院教授,博士生导师,研究方向为区域创新与国际经济合作;许如玉(1996—),女,山东青岛人,中国海洋大学经济学院硕士研究生,研究方向为国际贸易理论与政策;赵斌(1993—),男,山东枣庄人,中国海洋大学经济学院博士研究生,研究方向为可持续发展。

实现的关键目标。根据“配第一克拉克”定理,世界上大多数国家的经济发展大致都经历了从第一产业为主到第二产业为主再向第三产业为主的转变阶段,在此过程中,人均收入也在逐步增加,中国当前也正经历着同样的产业结构转型阶段。据统计,近年来中国服务业发展迅速并于2013年首次超过工业,到2017年,服务业占GDP比重已达到51.6%,名副其实地成为中国第一大产业部门。众多研究表明,产业结构转型是助推经济高质量发展的重要力量^[4]。由上述研究可知,OFDI、结构转型均是助推经济高质量发展的重要驱动力量,那么OFDI、结构转型与绿色全要素生产率之间到底存在何种影响机制以及数量关系?两者是否存在相互依赖关系共同作用于绿色全要素生产率?回答上述问题,不仅可以进一步厘清OFDI、结构转型与绿色全要素生产率之间的关系,而且可以为提升中国绿色全要素生产率以及促进经济高质量发展提供重要的决策借鉴。

二、文献综述

自Solow^[5]的开创性研究以来,作为投入要素之外驱动经济增长的重要引擎,全要素生产率引起了学术界的广泛关注。为更加科学地衡量经济发展质量,越来越多的学者将能源与环境因素引入到全要素生产率的测度框架之中,建立绿色全要素生产率指标,并开展了一系列研究。考虑到本文的研究主题,我们将重点梳理OFDI、结构转型与绿色全要素生产率之间关系的相关文献。

(一) OFDI与绿色全要素生产率

关于OFDI与母国全要素生产率的关系研究主要围绕OFDI的逆向技术溢出效应展开,即母国跨国公司向技术密集型国家投资以获取先进的生产技术实现反向溢出,推动母国经济转型,从而促进全要素生产率的提高。Kogut and Chang^[6]最早通过研究日本在美国的投资证明了OFDI逆向技术溢出效应的存在性。此后,学者们相继发现OFDI能够产生逆向技术溢出效应,促进母国全要素生产率的提高^[7-8]。但是,也有学者提出相反的观点^[9-10]。此外,因受母国经济发展水平、技术水平等条件的影响,不同国家OFDI的逆向技术溢出效应会有所不同,即吸收能力存在差异性^[11]。就现有文献来看,国内外关于OFDI与绿色全要素生产率的研究尚处在起步阶段,相关文献较少。张健和李占风^[12]基于系统GMM方法,发现中国OFDI存在逆向绿色技术溢出效应,显著促进了绿色全要素生产率的增长;杨世迪等^[13]分别从线性角度和非线性角度证实OFDI有利于中国绿色全要素生产率水平的提升;朱文涛等^[14]将研究视角拓展到空间进一步证实了OFDI能够促进绿色全要素生产率的提高。

(二) 结构转型与绿色全要素生产率

有关结构转型与全要素生产率之间的研究,学者们持有两种不同的意见。一种是支持“结构红利”假说,认为结构转型可提高全要素生产率^[15-16]。另一种是反对“结构红利”,认为结构转型并不一定会导致全要素生产率的提高^[17-18]。面对当前经济增速放缓与环境污染问题突出的现状,“以环境换增长”的发展模式必须彻底改变,这就要求我们加快产业结构升级步伐,提高绿色全要素生产率,实现经济绿色转型。已有部分学者关注到结构转型与绿色全要素生产率之间的关系,但是相关文献并不多,需要进一步拓展。Shimada *et al.*^[19]指出产业结构调整与技术进步可通过减少污染排放,进而促进绿色经济增长;国内部分学者也得出了相同结论^[20-21]。但也有学者提出了相反观点,王兵等^[22]认为产业结构升级对于环境全要素生产率有显著的负影响。

综上所述,已有文献分别从OFDI与产业结构转型两个不同的视角深入考察了绿色全要素生产率的影响机制,并为推动中国经济绿色转型与高质量发展提供了具有重要启发意义的对策与建议。然而,尚未发现有文献深入探讨OFDI与结构转型之间的相互作用及其对中国绿色全要素生产率的影响。基于此,本文拟从如下三个方面对已有研究进行扩展:(1)将OFDI、结构转型与绿色全要素生产率纳入统一的分析框架之中,厘清三者之间的理论传导机制。(2)通过构建两步系统GMM方法在一定程度上克服变量间的内生性问题,并在基准回归基础上,进一步开展区域与时间异质性分析。(3)基于非线性视角,以OFDI为门槛变量,探讨结构转型对于中国绿色全要素生产率增长的影响,以期在扩大“走出去”战略背景下,实现结构转型对绿色全要素生产率达到配置最优。

三、理论机制与研究假说

(一) OFDI 对绿色全要素生产率的影响机制

OFDI 对母国绿色全要素生产率的影响机制可从以下三方面进行分析:

1. 投资动机

根据研究,企业 OFDI 动机可分为资源寻求型、市场寻求型、效率寻求型与技术寻求型四类^[23]。OFDI 的投资动机对于母国绿色全要素生产率的提升至关重要。如果跨国企业以效率和技术寻求为目的开展 OFDI,它们往往更倾向于向科技发展水平高、环境规制力度严格的发达国家投资,通过学习和引进东道国先进的生产和清洁技术,促进母国绿色全要素生产率的提高;如果企业以资源和市场寻求为目的,那么投资目标就转向环境规制门槛较低的欠发达国家,此时 OFDI 非但不能提升母国技术水平,甚至还可能导致技术外漏和人才流失,不利于母国绿色全要素生产率的增长。

2. 逆向技术溢出效应

OFDI 的逆向技术溢出是由东道国技术优势企业向投资国的技术扩散和转移,涉及母国企业、产业和国家 3 个层面的路径转移^[24]。从企业层面来看,母国公司在东道国投资建立跨国子公司,进而通过人员流动、示范模仿和产业关联效应等渠道实现逆向技术溢出。从产业层面来看,跨国母公司在掌握东道国先进技术之后,通过示范效应,引发国内其他竞争者对该公司先进技术的模仿与学习,又通过竞争效应激励其他市场参与者增加科研投入,提高自身的科技创新能力,从而使得整个产业的技术水平得到提升;从国家层面来看,在国民经济各部门中,各产业间的发展紧密相关,当母国某一产业率先通过 OFDI 取得技术进步,再通过产业关联效应将技术反向溢出到上下游的其他产业,引发所有产业的技术革命,提高整个国家的绿色全要素生产率。

3. 规模效应、技术效应与结构效应

本文借鉴傅京燕等^[25]的思路,OFDI 对母国绿色全要素生产率的影响也会通过规模、技术和结构三大效应实现。从规模效应来看,跨国公司通过“走出去”扩大生产规模的同时也增加了能源消耗,造成了更多污染物的产生与排放,不利于母国环境质量的提高;就技术效应和结构效应而言,OFDI 可引进东道国先进清洁技术来实现母国技术的进步与产业结构的升级,提高绿色全要素生产率。

综上所述,OFDI 对于母国绿色全要素生产率的影响机制存在不确定性与双重效应。基于此,本文提出第 1 个假说及两个竞争性子假说:

假说 1: OFDI 对母国绿色全要素生产率的影响具有双重效应。

假说 1.1: OFDI 可产生积极的逆向技术溢出效应,有利于母国技术进步,提高绿色全要素生产率。

假说 1.2: OFDI 过程中因受“挤出效应”、本国吸收能力等因素的制约,对母国绿色全要素生产率的提高产生阻碍作用。

(二) 结构转型对绿色全要素生产率的影响机制

就目前中国所处的发展阶段而言,产业结构合理化对经济增长的意义更为显著^[26]。本文以产业结构合理化作为结构转型的代理指标,研究其与绿色全要素生产率的互动机制。结构转型对母国绿色全要素生产率的影响机制可从以下几方面展开分析:

1. 技术进步、结构协调、要素配置效应

研究表明,技术进步是产业结构调整的根本途径^[27]。当某一产业部门首先取得技术进步后,通过产业关联效应向其他产业部门推广和扩散,促进其他产业的技术进步,一方面使得企业生产效率得以提高,另一方面清洁技术的应用减少了生产过程中的非期望产出,促进绿色全要素生产率的提升。结构协调理论认为,产业之间互相协调既包括产业间量的比例充分协调,也包括产业间质的联系的有机耦合^[28]。一个国家的经济增长速度与发展质量受到产业结构合理化的制约,当产业结构趋于合理化,适应市场需求的新产业兴起并合理有序地替代落后旧产业,引导市场供需平衡,实现经济、资源、环境的协调发展,从而提高绿色全要素生产率。根据资源配置理论,产业结构的合理化表示生产要素

在各产业部门之间的合理化配置,促使生产资源从低效率生产部门向高效率部门的流动,带动高科技产业的发展,淘汰落后产能,以实现绿色全要素生产率增长。

2. 服务业“成本病”与“离制造化”

服务业是衡量一个国家和地区综合竞争力和现代化水平的重要标志,但是发达国家在进入“服务经济”时代后,普遍出现了经济增长速度随着服务业比重的增加而放缓的趋势^[29],产生“服务业成本病”。放眼中国,近年来,中国经济 GDP 增速持续下降,而服务业比重持续上升,保持着较高的增长率。但是,中国服务业内部结构并不合理,传统服务业占比较高,而现代服务业发展后劲不足,效率低下,因此在中国服务业生产率相对滞后的情况下过度追求“退二进三”,可能会拖慢经济增长速度,阻碍生产率提升。作为“世界工厂”,制造业在中国占据举足轻重的地位,而随着国内原材料等投入要素价格上涨,不少本土制造企业为降低生产成本相继走出国门转向海外投资,使得国内的制造业份额减少而服务业发展不足,导致国内生产萎缩^[30],阻碍绿色全要素生产率的提高。

综上所述,结构转型对于绿色全要素生产率的影响机制存在不确定性与双重效应。基于此,本文提出第 2 个假说及两个竞争性子假说:

假说 2: 产业结构合理化对绿色全要素生产率具有双重效应。

假说 2.1: 产业结构合理化过程中加速要素合理化配置,调整产业布局,促进技术进步,从而促进绿色全要素生产率的提高。

假说 2.2: 过度追求经济结构的“服务化”,未实现服务业与制造业的协同发展,阻碍了绿色全要素生产率的提高。

(三) OFDI、结构转型的相互作用对绿色全要素生产率的影响机制

OFDI、结构转型的相互作用对绿色全要素生产率的影响机制可以从两方面来分析:

1. 基于投资动机视角

煤炭、石油等能源是企业生产与经济发展的基础保障,因投资母国的自然资源有限不能满足本国经济发展需要,跨国企业通过以资源寻求为目的开展的 OFDI 投资活动,缓解本国能源紧张问题,促使国内有限资源的合理高效配置;当国内市场竞争愈发激烈和市场容量趋于饱和迫使跨国公司打破贸易壁垒,走出国门以市场寻求为目的参与对外直接投资,为产品赢得海外新市场,并带动国内相关企业的发展,推动贸易结构的调整,实现国内产业结构的优化升级;效率寻求型 OFDI 利用国家之间资源禀赋、制度和市场环境的差异实现要素在世界范围内的合理化配置,以达到降低成本、提高生产效率等目的,推动传统产业的转型升级和新兴企业的发展;技术寻求型企业以获取发达国家核心技术为目标,通过深入发达国家高新技术密集型产业,并以不同渠道引进国内,带动产业的优化升级。基于不同动机的 OFDI,最终都可以通过带动国内经济结构的转型,进而对绿色全要素生产率产生影响。

2. 基于产业联动视角

根据边际产业扩张理论^[31],当一国进行对外直接投资时,应倾向于选择在本国处于比较劣势地位的产业。当某产业在国内丧失比较优势时,通过 OFDI 的产业转移效应转向发展中国家或欠发达地区,利用当地廉价劳动力和原材料培育新的竞争优势,为国内腾出资源和空间发展新兴产业,带动产业结构优化升级;跨国企业在对外直接投资过程中通过获取发达东道国先进生产和清洁技术,通过人员流动效应、示范效应和产业关联效应等方式实现反向溢出,提升母国科技创新水平,提高企业生产效率,进而推动产业结构升级,减少能源消费与污染排放,促进母国绿色全要素生产率水平的提高。

综上,本文提出第 3 个假说:

假说 3: OFDI、结构转型的相互作用会促进绿色全要素生产率的提升。

为了更加直观地表达 OFDI、结构转型与绿色全要素生产率之间的关系,我们画出了三者之间的理论传导机制图,如图 1 所示。

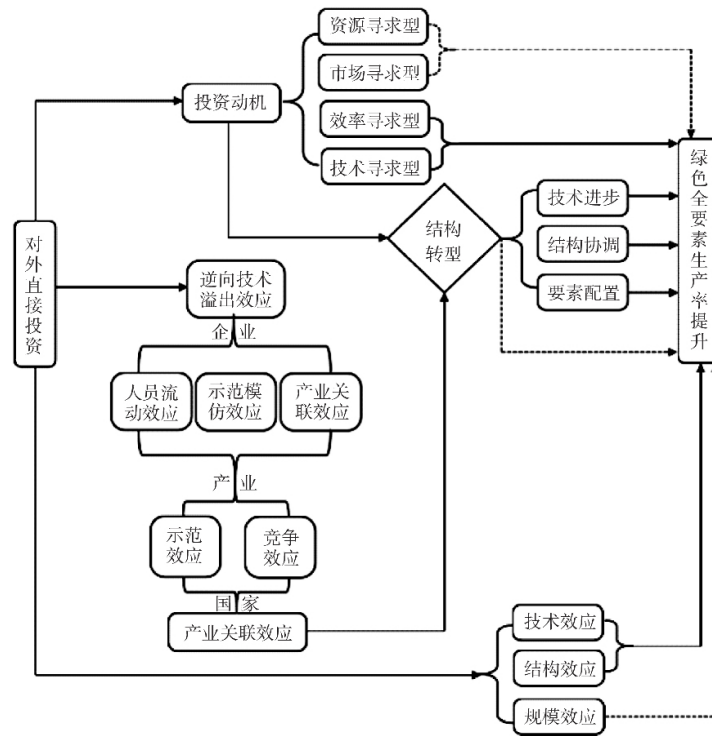


图1 OFDI、结构转型对绿色全要素生产率的理论传导机制

注: 图中实线代表正向促进作用, 虚线代表反向抑制作用。

四、研究设计

(一) 模型构建

1. 动态面板模型

本文构建动态面板数据模型分析 OFDI、结构转型对绿色全要素生产率的影响, 模型表示如下:

$$\ln GTFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln GTFP_{it-1} + \beta_2 \ln OFDI_{it} + \beta_3 \ln IND_{it} + \beta_4 (\ln OFDI_{it} \times \ln IND_{it}) + \beta_5 \ln ER_{it} + \beta_6 \ln UR_{it} + \beta_7 \ln GDP_{it} + \beta_8 \ln POP_{it} + \beta_9 \ln FDI_{it} + \beta_{10} TI_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 i 为省份, t 为年份; $GTFP_{it}$ 为当期绿色全要素生产率; $GTFP_{it-1}$ 为滞后一期绿色全要素生产率; $OFDI_{it}$ 为对外直接投资; IND_{it} 为结构转型; $OFDI_{it} \times IND_{it}$ 为对外直接投资与结构转型的交互项; ER_{it} 、 UR_{it} 、 GDP_{it} 、 POP_{it} 、 FDI_{it} 和 TI_{it} 分别为环境规制、城镇化水平、经济发展水平、人口密度、外商直接投资与交通基础设施; β_0 为常数项; μ_i 为不可观察到的地区效应; ε_{it} 为误差项。为了消除异方差, 本文对相关变量进行了对数化处理。由于变量间可能存在双向因果关系, 如果运用传统静态面板模型估计方法可能会造成估计结果的有偏和不一致, 而动态 GMM 估计能有效解决内生性和解释变量存在滞后项的模型估计问题。相较于差分 GMM, 系统 GMM 能够有效解决弱工具变量问题, 且 GMM 两步估计法得到的标准误能够显著降低小样本情况下的估计偏差。因此, 本文采用两步系统 GMM 方法估计模型。

2. 面板门槛模型

本文参考 Hansen^[32] 提出的方法, 以 OFDI 作为门槛变量, 进一步分析结构转型对母国绿色全要素生产率的门槛效应, 构建的面板门槛模型如下:

$$\ln GTFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln IND_{it} \cdot I(OFDI_{it} \leq \gamma_1) + \alpha_2 \ln IND_{it} \cdot I(OFDI_{it} > \gamma_1) + \alpha_3 control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, 被解释变量 $GTFP_{it}$ 为绿色全要素生产率; IND_{it} 为结构转型; $control$ 是控制变量; $I(\cdot)$ 为指示函数, 若满足括号中的条件, 则 $I = 1$, 反之 $I = 0$; $OFDI_{it}$ 为门槛变量; γ_1 为门槛值; α_0 为常数项; α_1 、 α_2 、 α_3 为对应变量的系数; ε_{it} 为误差项; 下标 i 代表省份, t 代表年份。

(二) 变量说明

1. 被解释变量: 绿色全要素生产率($GTFP$)

本文基于方向性距离函数,采用 GML 生产率指数测算中国各省份的绿色全要素生产率。将各省份视为不同的决策单元,分别以劳动、资本和能源消费量作为投入指标 x ,各省份国内生产总值代表期望产出 y ,各省份二氧化硫与化学需氧量表示非期望产出 b 。其中,资本投入是根据永续盘存法估算得到的资本存量,劳动投入为各省份年末就业人数;能源投入以各省份的能源消费总量来表示,并根据不同能源品种消费量统一折算为标准煤加总。

设研究时间跨度为 T (本文为 15 年),基于各省份第 t ($t = 1, 2, \dots, T$) 期的投入产出数据,构造生产可能集: $P^t(x^t) = \{(y^t, b^t) : x^t \text{ 生产 } (y^t, b^t)\}$ 。设全局生产技术集为 $P^G(x) = P^1(x^1) \cup P^2(x^2) \cup \dots, \cup P^T(x^T)$ 。根据 Oh^[33] 的做法, GML 生产率指数公式为:

$$GML_i^{t+1}(x^t, y^t, b^t; x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}) = \frac{1 + D^G(x^t, y^t, b^t; g)}{1 + D^G(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g)} \quad (3)$$

其中 i 为省份; $D^G(x^t, y^t, b^t)$ 为全局方向性距离函数。基于期望产出最大化,投入和非期望产出最小化的追求,定义方向向量 $g = (-x, y, -b)$ 。GML 指数大于 1、小于 1 和等于 1 分别表示绿色全要素生产率的提高、下降与不变。

2. 核心解释变量

(1) 对外直接投资 (OFDI): 根据相应年份的美元兑人民币汇率(年平均价)调整得到以人民币表示的存量数据。(2) 结构转型 (IND): 参考于春晖等^[26] 的研究,采用泰尔指数 (TL) 度量产业结构合理化。计算方法如下:

$$TL = \sum_{i=1}^n (Y_i/Y) \ln [(Y_i/L_i) / (Y/L)] \quad (4)$$

根据古典经济学假设,经济处在均衡状态下的 TL 指数为 0; TL 指数越大,则产业结构越不合理。

3. 控制变量: 环境规制 (ER)

以环境污染治理投资额与 GDP 之比来表示; 城镇化水平 (UR): 以地区城镇人口数占人口总数的比重来表示; 经济发展水平 (GDP): 以各省份的人均 GDP 来衡量经济发展水平; 人口密度 (POP): 以各省人口数与各省面积之比来表示; 外商直接投资 (FDI): 采用实际利用外商直接投资额并按历年人民币汇率的平均价格折算得到; 交通基础设施 (TI): 铁路与公路里程数之和与各省份国土面积之比来表示。

(三) 数据说明

考虑到样本数据的有效性和可得性,本文以 2003—2017 年为样本区间,选取中国 31 个省份为样本开展实证分析。2003—2017 年中国 OFDI 数据来自历年《中国对外直接投资统计公报》,其余相关变量数据来自相关年份的《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国环境统计年鉴》。各变量的描述性统计见表 1。

五、实证结果与分析

本文实证研究包括四部分: 第一部分,运用两步系统 GMM 估计方法对动态面板模型进行回归; 第二部分,分别基于东中西三大地区和以 2008 年为时间节点探讨 OFDI、结构转型对绿色全要素生产率影响的时空差异; 第三部分,采用变量滞后一期的方法检验回归结果的稳健性; 第四部分,利用面板门槛模型,以 OFDI 为门槛变量探讨结构转型影响绿色全要素生产率的非线性效应。

在做正式回归之前,本文采用方差膨胀因子与相关系数两种方法对文中主要解释变量进行了多重共线性检验,结果如表 2、表 3 所示。表 2 中显示各个变量的方差膨胀因子值均小于 10; 表 3 中各变量间的相关系数最大值为 0.853。以上检验表明变量之间的多重共线性处于

表 1 变量的描述性统计

变量	个数	最小值	最大值	平均值	标准差
lnGTFP	450	-0.120	0.120	0.008	0.039
lnOFDI	450	-4.612	9.458	3.863	2.372
lnIND	450	-4.079	-0.279	-1.650	0.751
lnER	450	-5.812	-3.163	-4.430	0.451
lnUR	450	-1.360	-0.110	-0.694	0.270
lnGDP	450	8.216	11.768	10.231	0.723
lnPOP	450	1.798	2.539	2.149	0.114
lnFDI	450	-0.007	7.722	5.088	1.651
TI	450	0.035	2.188	0.797	0.491

表 2 主要变量的方差膨胀因子

变量	VIF	1/VIF
lnOFDI	4.810	0.208
lnIND	2.980	0.335
lnER	1.300	0.769
lnUR	7.960	0.126
lnGDP	9.650	0.104
lnPOP	4.080	0.245
lnFDI	2.640	0.379
TI	2.480	0.403

可控范围之内,可以忽略多重共线性所导致的回归偏差问题。

(一) OFDI、结构转型影响绿色全要素生产率的效应分析

1. 基于全国整体样本的检验

由表 4 的估计结果可知, Sargan 检验的 p 值均大

于 0.1,说明不存在工具变量过度识别问题, AR(1) 和 AR(2) 检验表明随机误差项存在一阶自相关,但不存在二阶自相关,意味着模型的内生性问题得以解决。绿色全要素生产率的滞后一期项的影响系数均显著为正,说明绿色全要素生产率具有累积性和持续性的特点,进一步说明本文构建动态面板模型进行分析是必要的。因此,可以认为本文模型设置比较合理,估计结果值得信赖。

表 3 相关系数表

变量	lnGTFP	lnOFDI	lnIND	lnER	lnUR	lnGDP	lnPOP	lnFDI	TI
lnGTFP	1.000								
lnOFDI	-0.192	1.000							
lnIND	-0.212	-0.479	1.000						
lnER	-0.258	-0.007	0.141	1.000					
lnUR	0.014	0.654	-0.744	0.087	1.000				
lnGDP	-0.203	0.852	-0.585	0.142	0.853	1.000			
lnPOP	-0.012	0.656	-0.654	0.123	0.853	0.798	1.000		
lnFDI	0.088	0.632	-0.607	-0.212	0.612	0.593	0.532	1.000	
TI	0.057	0.591	-0.624	-0.189	0.558	0.599	0.528	0.693	1.000

表 4 总体样本系统 GMM 逐步回归估计结果

解释变量	被解释变量: lnGTFP							
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
L. lnGTFP	0.146*** (0.006)	0.156*** (0.012)	0.138*** (0.014)	0.111*** (0.029)	0.122*** (0.025)	0.133*** (0.028)	0.113*** (0.034)	0.077*** (0.025)
lnOFDI	-0.007*** (0.000)	-0.005*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.008*** (0.001)	-0.005*** (0.002)	-0.005*** (0.002)	-0.005*** (0.001)	-0.008*** (0.002)
lnIND	-0.014*** (0.002)	-0.013*** (0.004)	-0.016*** (0.003)	-0.018*** (0.005)	-0.015*** (0.005)	-0.020*** (0.005)	-0.016*** (0.004)	-0.011** (0.005)
lnOFDI* lnIND		0.000 (0.001)	0.001** (0.000)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.001 (0.001)	-0.001** (0.001)
lnER			-0.013*** (0.003)	-0.016*** (0.003)	-0.013*** (0.004)	-0.015*** (0.003)	-0.014*** (0.003)	-0.015*** (0.004)
lnUR				0.137*** (0.014)	0.194*** (0.029)	0.192*** (0.037)	0.186*** (0.052)	0.171*** (0.056)
lnGDP					-0.021*** (0.008)	-0.011 (0.009)	-0.014* (0.007)	-0.009 (0.006)
lnPOP						-0.090*** (0.024)	-0.044 (0.039)	-0.017 (0.026)
lnFDI							-0.013*** (0.003)	-0.010*** (0.003)
TI								-0.031*** (0.006)
常数项	0.008** (0.004)	0.007** (0.003)	-0.050*** (0.012)	0.051** (0.021)	0.306*** (0.104)	0.384*** (0.125)	0.382*** (0.141)	0.271* (0.150)
AR(1)	0.068	0.063	0.057	0.051	0.055	0.048	0.049	0.050
AR(2)	0.174	0.165	0.165	0.161	0.165	0.152	0.185	0.208
Sargan	0.879	0.906	0.890	0.882	0.918	0.870	0.961	0.949

注: (1) *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著; (2) 表中 AR(1)、AR(2) 与 Sargan 的值均为检验的 p 值。

由表 4 可知,核心解释变量中,OFDI 对绿色全要素生产率的影响系数显著为负,即 OFDI 增加会阻碍绿色全要素生产率的提高,假说 1.1 得以验证。这表明当前中国 OFDI 的逆向技术溢出效应尚未显现。其原因可能是中国 OFDI 起步较晚,发展体系尚不完善,当前 OFDI 主要流向低端服务业,整体处于低技术状态,企业无法从 OFDI 中获得足够先进的清洁生产技术,逆向技术溢出效应不明显;政府一味地扩大“走出去”规模,反而可能挤占了部分国内自由资金,产生“挤出效应”,从而导致国内资金

流动趋紧和创新所需的研发投入不足,同时因经济活动造成的污染物排放增多,不利于国内技术创新和绿色全要素生产率增长。结构转型,即产业结构合理化与绿色全要素生产率呈负相关。由于本文采用的泰尔指数是逆向指标,所以产业结构合理化促进了绿色全要素生产率的提升,假说 2.1 得以验证。这表明当产业结构合理化达到一定程度,各地区结合自身资源禀赋,协调发展,使得资源得以优化配置,产业间的耦合度提升,提高了绿色全要素生产率。表 4 中的数据呈现的是显著为正,意味着 OFDI 与结构转型的相互作用促进了绿色全要素生产率的提高,假说 3 得以验证。这表明,企业以 OFDI 为依托,将传统产业转移至海外的同时为本国新兴产业的发展腾出了空间和资源;通过向技术密集型东道国展开 OFDI 获得逆向技术溢出,显著促进了技术进步与企业管理水平的提高,进而带动产业结构优化升级,从而提升母国绿色全要素生产率。

在控制变量中,环境规制与绿色全要素生产率呈负相关,表明严格的环境规制增加了企业的环境治理成本,进而占用了企业在自主研发与科技投入方面的资金,阻碍了技术进步,最终影响到产出效率。城镇化水平与绿色全要素生产率呈正相关,说明人口城镇化可以促进绿色发展效率的提高。经济发展水平不利于绿色全要素生产率提高,表明单纯以资源消耗与环境破坏为代价的经济增长是环境质量恶化的推手。此外,随着人口密度的不断增大,在增加水、能源资源消耗的同时也造成大气、固体废弃物污染,阻碍绿色全要素生产率的提高。外商直接投资与绿色全要素生产率显著为负,发展中国家为了争夺 FDI 而降低环境规制底线,导致大量污染密集型资本的引入,验证了“污染避难所”假说。此外,中国政府在交通基础设施建设过程中对道路沿线生态环境的破坏与污染物的排放问题同样不容忽视。

2. 区域异质性分析

本文将 31 个省份划分为东部、中西部两大区域,进一步探讨 OFDI、结构转型与绿色全要素生产率之间的区域差异。由表 5 可知,无论是东部还是中西部地区,OFDI 均抑制了绿色全要素生产率的提升,这充分说明中国当前对外直接投资质量不高,逆向技术溢出效应尚未显现。相比之下,结构转型显著抑制了东部地区绿色全要素生产率提升,却明显改善中西部地区的绿色全要素生产率。主要原因可能是现阶段东部地区第三产业的整体发展质量依然不高,传统的餐饮、旅游业占据较高比重。而随着旅游业低效、粗放与高速发展,大量的能源消耗与碳排放造成了日益凸显的旅游环境问题^[34],且片面追求服务业发展而忽视制造业不但阻碍产业结构的合理化进程,更产生了“空心化”问题^[35]。而随着中西部地区环保意识的提高与产业结构调整引导,结构转型对绿色全要素生产率的提高起到了促进作用。OFDI 与结构转型的交互项系数为负,这表明可以通过 OFDI 实现产业结构合理化调整来提高绿色全要素生产率。但是,这一系数在中西部地区并不显著,这可能是因为中西部地区的经济发展相对滞后,OFDI 水平较低,对结构转型的促进作用不太明显,进而无法对绿色全要素生产率提升产生明显的促进作用。

3. 时间异质性分析

本文以 2008 年为时间节点探讨金融危机影响下的 OFDI、结构转型对绿色全要素生产率影响的时间差异。由表 6 可知,在 2003—2008 年期间,OFDI 阻碍了绿色全要素生产率提升,而 2008 年以后,OFDI 则显著促进了绿色全要素生产率的提高,这表明中国对外投资步伐并没有因金融危机而放缓。从国际层面看,为缓和金融危机,不少国家为吸引外资放宽管控,且许多国外优秀企业的资本大幅缩水,亟须资金补充,这为中国资本进入与国内企业开展跨国并购提供了机遇;就国内来说,中国企业对

表 5 分地区估计结果

解释变量	被解释变量: $\ln GTFP$	
	东部地区	中西部地区
$L. \ln OFDI$	0.027 (0.126)	0.144 *** (0.041)
$\ln OFDI$	-0.021 *** (0.006)	-0.008 *** (0.002)
$\ln IND$	0.018 * (0.010)	-0.027 *** (0.005)
$\ln OFDI \times \ln IND$	-0.007 *** (0.003)	-0.002 (0.002)
控制变量	控制	控制
常数项	0.077 *** (0.026)	-0.019 *** (0.006)
AR(1)	0.137	0.143
AR(2)	0.351	0.306
Sargan	1.000	0.996

注: (1) *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著; (2) 表中 AR(1)、AR(2) 与 Sargan 的值均为检验的 p 值。

发达国家的直接投资相对较少,而金融危机使得发达国家遭受重创,这客观上不会对中国 OFDI 总量产生较大影响。从结构转型来看,金融危机对中国的冲击较小,主要是由于当时的中国产业结构合理化水平已有很大的提升,产业结构的稳定性和抗风险能力明显增强。虽然受金融危机冲击淘汰了一大批低端产业和落后产能,但是这为新产业发展提供了更大的产业空间,有利于产业结构的升级。两个时间段内,OFDI 与结构转型的交互项回归系数均为正,表明 OFDI 确实可通过推进产业结构的转型实现绿色全要素生产率的提高。

4. 稳健性检验

为了避免因不可测量的误差而导致的估计结果的偏误,本文采取对各变量取滞后一阶的方式进行稳健性检验,结果如表 7 所示。可以发现,主要解释变量对绿色全要素生产率作用的方向和显著性并没有发生太大变化,因此可以判断上文的估计结果具有稳健性。

表 6 分时段估计结果

解释变量	被解释变量: lnGTFP	
	2003—2008	2009—2017
L. lnGTFP	0.550*** (0.070)	-0.043 (0.035)
lnOFDI	-0.016*** (0.003)	0.013* (0.006)
lnIND	0.004 (0.005)	-0.023* (0.012)
lnOFDI × lnIND	-0.006*** (0.002)	-0.000*** (0.003)
控制变量	控制	控制
常数项	-0.342** (0.135)	1.232*** (0.212)
AR(1)	0.115	0.013
AR(2)	0.891	0.190
Sargan	0.102	0.298

注: (1) *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著; (2) 表中 AR(1)、AR(2) 与 Sargan 的值均为检验的 p 值。

表 7 总体样本稳健性检验

解释变量	被解释变量: lnGTFP
L. lnGTFP	-0.049*** (0.008)
lnOFDI	-0.007*** (0.001)
lnIND	-0.002 (0.002)
lnOFDI × lnIND	-0.001*** (0.000)
控制变量	控制
常数项	0.022*** (0.003)
AR(1)	0.092
AR(2)	0.203
Sargan	0.860

注: (1) *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著; (2) 表中 AR(1)、AR(2) 与 Sargan 的值均为检验的 p 值。

(二) 结构转型与母国绿色全要素生产率的增长: 基于 OFDI 的门槛回归分析

为进一步探讨结构转型升级过程中 OFDI 发挥的非线性作用,本文基于面板门槛模型以 OFDI 为门槛变量深入研究结构转型对于绿色全要素生产率的影响。

1. 门槛效应检验

从表 8、表 9 与图 2 的门槛检验结果和门槛估计值中可以看到,OFDI 存在单一门槛,且门槛值为 1.4989。

表 8 门槛存在性检验

门槛变量	门槛数	F 值	P 值	BS 次数	临界值		
					1%	5%	10%
OFDI	单一门槛	37.870***	0.007	300	20.760	26.910	32.795
	双重门槛	16.290	0.203	300	20.847	24.080	31.935

注: p 值和临界值均为采用 bootstrap 模拟 300 次取得的结果。

2. 门槛回归结果分析

对面板门槛模型参数进行估计,结果如表 10 所示。

由表 10 可知,当 OFDI 水平低于门槛值 1.4989 时,其对结构转型的影响系数为正。鉴于上文所述,产业结构合理化是逆向指标,这表明 OFDI 不利于产业结构的转型升级。主要原因可能是:政府在追求 OFDI 总量增长的同时忽略了投资结构的优化和投资区位的合理布局,中国的 OFDI 多集中于发展中国家低端产业,从而抑制了 OFDI 对结构转型的影响;就投机动机来说,中国的 OFDI 主要是市场寻求型与资源寻求型,旨在缓解国内资源能源匮乏等问题,这在促进经济发展的同时,也固化了母国传统粗放型发展模式,导致污染排放增加,进一步阻碍了绿色全要素生产率的提高。当 OFDI 水平跨过门槛值之后,其对结构转型的作用由抑制转为促进。这说明随着 OFDI 的持续推进,跨国企业将国内高污染行业转移到国外的同时将资本深入到发达国家技术相对密集型和清洁生产型行业,引致了逆向技术溢出效应,提升了母国的自主研发能力和科技创新水平,进而提高母国的生产效率和能源效率,促进了绿色全要素生产率的提高。

六、结论与政策建议

本文基于 2003—2017 年中国 31 个省份的面板数据,运用两步动态系统 GMM 估计方法和面板门槛模型深入探讨了 OFDI、结构转型对中国绿色全要素生产率的影响。主要结论如下:(1) OFDI 对绿色全要素生产率的逆向技术溢出效应尚未显现;结构转型促进了绿色全要素生产率的提高;OFDI 与结构转型对绿色全要素生产率存在协同提升效应。(2) OFDI、结构转型对绿色全要素生产率的影响存在时空差异。(3) 进一步研究发现,当 OFDI 为门槛变量时,结构转型对绿色全要素生产率的影响起到先抑制后促进的作用。

基于本文的研究结果,笔者提出如下建议:(1) 提高绿色全要素生产率的本质在于技术进步,而提高技术水平可通过模仿领先技术和自主创新两种途径来实现。从获取的难度和效率来看,技术模仿比创新更具优势。技术模仿的渠道有引进 FDI 和鼓励国内企业 OFDI,但是通过 FDI 获取的更多的是丧失竞争优势的被发达国家所淘汰的落后技术,对于国内绿色全要素生产率的提高发挥的作用有限,而 OFDI 对先进技术的获取更具有针对性和主动性,因此,我们更应该将重点放在 OFDI 上,坚定不移地实施“走出去”发展战略,鼓励更多的国内企业走出国门,嵌入国际市场,学习先进科技,提高自身竞争力,带动母国绿色全要素生产率的提高。(2) 发挥 OFDI 对于绿色全要素生产率的作用不能盲目追求 OFDI 规模的扩大和增长速度,更应注重 OFDI 的质量和水平的提高,跨国企业在开展对外直接投资

表 9 门槛估计值和置信区间

门槛变量	门槛数	估计值	置信区间
OFDI	单一门槛	1.4989	[1.3813, 1.9507]

表 10 面板门槛模型的估计结果

解释变量	门槛变量: OFDI
lnER	-0.020*** (0.005)
lnUR	0.089** (0.036)
lnGDP	-0.040*** (0.009)
lnPOP	0.040 (0.055)
lnFDI	0.003 (0.003)
TI	-0.020* (0.011)
IND(OFDI ≤ 1.4989)	0.095*** (0.033)
IND(OFDI > 1.4989)	-0.002 (0.029)
常数项	0.306** (0.122)

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著。

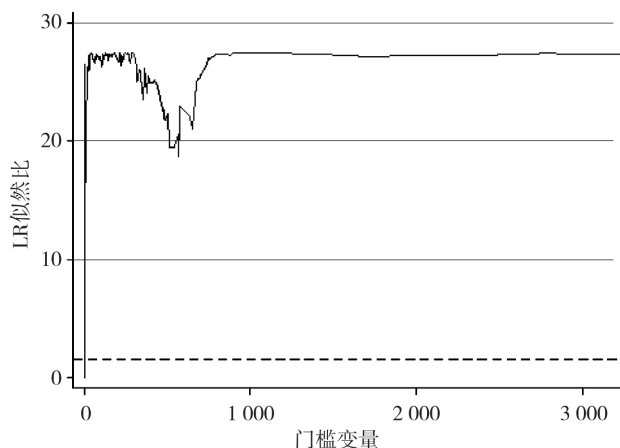


图 2 门槛存在性检验示意

过程中要实现投资动机从原来的以市场、资源寻求型为主转向效率和技术寻求型,完善市场机制,提高金融发展水平,为 OFDI 的逆向技术溢出效应的有效发挥营造良好的吸收消化环境。(3) 中国各地区要切实根据自身的实际发展情况,制定差异化的 OFDI 政策。如东部地区在推行 OFDI 更应注重向高技术的发达国家靠拢,从海外获取先进的绿色清洁技术,以推动国内产业结构优化调整;而对于中西部地区,要着力培育良好的吸收能力,这样才能有效发挥 OFDI 对于结构转型的正向技术溢出效应,从而促进绿色全要素生产率的提高。

参考文献:

- [1] 郑强. 对外直接投资促进了母国全要素生产率增长吗——基于金融发展门槛模型的实证检验[J]. 国际贸易问题, 2017(7): 131-141.
- [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): 61-68.
- [3] 李培林. 另一只看不见的手: 社会结构转型[J]. 中国社会科学, 1992(5): 3-17.
- [4] 刘赢时, 田银华, 罗迎. 产业结构升级、能源效率与绿色全要素生产率[J]. 财经理论与实践, 2018(1): 118-126.
- [5] SOLOW R M. Technical change and the aggregate production [J]. Review of economics statistics, 1957(39): 312-320.
- [6] KOGUT B, CHANGS J. Technological capabilities and Japanese foreign direct investment in the United States [J]. The review of economics and statistics 1991, 73(3): 401-413.
- [7] DRIFFIELD N, LOVE J H, TAYLOR K. Productivity and labor demand effects of inward and outward FDI on UK industry [J]. The manchester school, 2009, 77(2): 171-203.
- [8] 刘宏, 张蕾. 中国 ODI 逆向技术溢出对全要素生产率的影响程度研究[J]. 财贸经济, 2012(1): 95-100.
- [9] SHIREEN A. Innovation, productivity and foreign direct investment-induced R&D spillovers [J]. Journal of international trade & economic development, 2012, 21(5): 615-653.
- [10] 周游. 中国 OFDI 对国内全要素生产率影响的理论与实证分析[J]. 科技与管理, 2009(2): 46-49.
- [11] 李梅. 金融发展、对外直接投资与母国生产率增长[J]. 中国软科学, 2014(11): 170-182.
- [12] 张建, 李占风. 对外直接投资促进了中国绿色全要素生产率增长吗——基于动态系统 GMM 估计和门槛模型的实证检验[J]. 国际贸易问题, 2020(7): 159-174.
- [13] 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.
- [14] 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.
- [15] 余泳泽, 刘冉, 杨晓章. 中国产业结构升级对全要素生产率的影响研究[J]. 产经评论, 2016(4): 45-58.
- [16] BAUMAL W J. Macroeconomics of unbalanced growth: the anatomy of urban crisis [J]. American economic review, 1967, 57(3): 15-426.
- [17] PARTEKA A. Economic growth, structural change and quality upgrading in New Member States [J]. Departmental working papers, 2009, 10(27): 1-33.
- [18] 吕健. 产业结构调整、结构性减速与经济增长分化[J]. 中国工业经济, 2012(9): 31-43.
- [19] SHIMADA K, TANAKA Y, GOMIC K, et al. Developing a long-term local society design methodology towards a low-carbon economy: an application to shiga prefecture in Japan [J]. Energy policy, 2007, 35(9): 4688-4703.
- [20] 张治栋, 秦淑悦. 环境规制、产业结构调整对绿色发展的空间效应——基于长江经济带城市的实证研究[J]. 现代经济探讨, 2018(11): 79-86.
- [21] 朱风慧, 刘立峰. 中国产业结构升级与经济高质量发展——基于地级及以上城市经验数据[J]. 云南财经大学学报, 2020(6): 42-53.
- [22] 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.

- [23] DUNNING J H. Trade ,location of economic activity and the multinational enterprise: a search for an eclectic approach [J]. The theory of transnational corporations ,1993 (1) : 183 - 218.
- [24] 付海燕. 对外直接投资逆向技术溢出效应研究——基于发展中国家和地区的实证检验 [J]. 世界经济研究 ,2014 (9) : 56 - 61 + 67 + 88 - 89.
- [25] 傅京燕, 胡瑾, 曹翔. 不同来源 FDI、环境规制与绿色全要素生产率 [J]. 国际贸易问题 ,2018(7) : 134 - 148.
- [26] 干春晖, 郑若谷, 余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响 [J]. 经济研究 ,2011(5) : 4 - 16 + 31.
- [27] 李健, 徐海成. 技术进步与中国产业结构调整关系的实证研究 [J]. 软科学 2011(4) : 8 - 13 + 18.
- [28] 罗丽英, 尹娟娟. 产业结构合理化对中国环境技术效率的影响 [J]. 工业技术经济 ,2015(9) : 131 - 138.
- [29] 魏作磊, 刘海燕. 服务业比重上升降低了中国经济增长速度吗 [J]. 经济学家 2019(11) : 55 - 63.
- [30] 胡立君, 薛福根, 王宇. 后工业化阶段的产业空心化机理及治理——以日本和美国为例 [J]. 中国工业经济 2013 (8) : 122 - 134.
- [31] 刘祥生. 边际产业扩张理论介评及其启示 [J]. 国际贸易问题 ,1992(12) : 56 - 59.
- [32] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation ,testing and inference [J]. Journal of econometrics , 1999 93(2) : 345 - 368.
- [33] OH ,DH. A global Malmquist-Luenberger productivity index. Journal of productivity analysis ,2010(34) : 183 - 197.
- [34] 路小静, 时朋飞, 邓志伟, 李星明, 胡月. 长江经济带旅游业绿色生产率测算与时空演变分析 [J]. 中国人口·资源与环境 2019 29(7) : 19 - 30.
- [35] 刘志彪, 凌永辉. 结构转换、全要素生产率与高质量发展 [J]. 管理世界 2020(7) : 15 - 29.

(责任编辑: 黄明晴; 英文校对: 葛秋颖)

Outward Foreign Direct Investment (OFDI) , Structure Transformation and Green Total-Factor Productivity

WANG Keliang , XU Ruyu , ZHAO Bin

(School of Economics , Ocean University of China , Qingdao 266100 , China)

Abstract: On the basis of theoretical analysis , with China's inter-provincial panel data from 2003 to 2017 , the Global Malmquist-Luenberger (GML) productivity index is used to measure the green total-factor productivity of each province , and a dynamic panel model and a panel threshold model are built to explore deeply the relationship between OFDI , structure transformation and green total-factor productivity. The research results show that: (1) The reverse technology spillover effect of OFDI on green total-factor productivity has not yet appeared , structure transformation has promoted green total-factor productivity , and OFDI and structure transformation have a synergistic effect on green total-factor productivity. (2) There are temporal and spatial differences in the impact of OFDI and structure transformation on green total-factor productivity. (3) Further research has found that when OFDI is set as the threshold variable , the impact of structure transformation on green total-factor productivity shows the feature of “first restrained and then promoted”. Based on the above conclusions , China should deepen its opening to the outside world , further release its “Going Out” strategy , and optimize its industrial structure , so as to promote the green transformation of economy in China.

Key words: outward foreign direct investment (OFDI) ; structure transformation; green total-factor (productivity); two-step system GMM method; panel threshold model