

# 环境承载力对中国对外直接投资的影响研究

韩家彬, 石 宁

(辽宁工程技术大学 工商管理学院, 辽宁 葫芦岛 125100)

**摘要:** 基于2004~2016年中国部分省级面板数据, 分析了环境承载力对中国对外直接投资的影响。样本回归结果显示: 环境承载力与中国对外直接投资呈显著负相关关系, 表明环境承载力的减弱会促进中国进行对外直接投资; 环境承载力变化对中国对外直接投资的影响具有地区差异性, 对西部的影响显著大于东部和中部地区。门槛回归模型的结果表明, 环境承载力对对外直接投资存在单一门槛效应, 随着环境承载力的减弱, 其对对外直接投资的影响力会增强。

**关键词:** 环境承载力; 对外直接投资; 门槛回归

[中图分类号] F125.4 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4034 (2019) 02-0103-13

## 引 言

实施“走出去”战略以来, 中国对外直接投资 (Outward Foreign Direct Investment, OFDI) 迅速发展。根据《中国对外直接投资统计公报》, 2005~2015年, 中国对外直接投资额由122.6亿美元增长到1456.7亿美元, 增长了12倍, 在全球的排名也由第17位上升到第2位; 在这10年间, 中国的投资存量由572.0亿美元增加到10978.6亿美元, 占比份额由全球第24位升至全球第8位。2017年全年, 中国境内投资者共对全球174个国家和地区的6236家境外企业新增非金融类直接投资, 累计投资1200.8亿美元, 企业共完成并购项目341起, 实际交易总额962亿美元。

鉴于对外直接投资在我国经济增长中的巨大推动作用, 越来越多的学者对影响中国对外直接投资的因素进行了研究, 包括: 东道国综合国力提升 (张新乐等,

[收稿日期] 2018-04-03

[基金项目] 中国博士后基金项目“结构型社会资本对环境灾民生计脆弱性影响机制研究”(2015M581576); 教育部人文社会科学规划基金项目“不完全契约视角下农地确权对兼业农民非农就业的影响机制研究”(17YJAZH028); 辽宁省社会科学基金重点项目“土地确权影响辽宁农村劳动力非农就业问题研究”(L16ASH002); 辽宁省社会科学基金一般项目“新型城镇化进程中辽宁省农业劳动力转移机制研究”(L16BJL005)。

[作者简介] 韩家彬 (1978~), 男, 山东泰安人, 辽宁工程技术大学工商管理学院副教授, 博士后, 研究方向: 发展经济; 石宁 (1993~), 女, 辽宁铁岭人, 辽宁工程技术大学工商管理学院硕士研究生, 研究方向: 贸易经济。

2007)、中国产业结构调整(赵春明和解亮品, 2015)、制度距离(祁春凌和邹超, 2013)、人民币汇率(李小萌等, 2017)、技术进步(李洪亚和宫汝凯, 2016)和中国综合国力的提升(邱立成和王凤丽, 2008)等。已有的研究从不同视角探讨了影响中国对外直接投资的发展因素, 但忽略了一个可能影响中国对外直接投资的潜在重要因素——环境承载力。

环境承载力(Environmental Carrying Capacity, ECC)是指在一定时期内, 在维持相对稳定的前提下, 环境资源所能容纳的人口规模和经济规模的大小。环境承载力可以从不同的渠道影响我国的对外直接投资。从成本角度看, 环境承载力的减弱提高了我国政府的环境管制力度, 包括收取排污费, 要求企业增加购置治污设备或进行环保技术革新, 这些治理措施都会增加企业的生产成本。为了节省成本、保持企业产品的市场竞争力, 部分企业试图在环保标准较低的国家或地区进行投资。从资源角度看, 环境承载力下降使得企业用于生产的自然资源得不到有效供给, 为了寻找稳定的资源供给源, 为国内工业发展提供资源支持, 保障战略性产业得以发展, 国内资源依赖型企业选择对外直接投资, 在资源富集区设立工厂或子公司, 整合和利用当地廉价的矿产、石油以及劳动力等资源。

环境承载力是否会影响中国的对外直接投资? 是促进还是抑制了中国的对外直接投资? 为回答这些问题, 笔者基于2004~2016年中国部分省级面板数据, 分析了中国环境承载力对对外直接投资的影响。

## 一、文献综述

传统的国际直接投资理论, 主要是从发达国家的层面来阐释一国对外直接投资的动因与条件, 如 Hymer (1976) 的垄断优势理论、Kojima (1978) 的边际产业理论、Vernon (1966) 的产品生命周期理论、Buckley 和 Casson (1976) 的内部化理论、Dunning (1977) 的折衷理论等。Dunning (1988) 的投资发展周期论、Cantwell 和 Tolentino (1990) 的技术创新和产业升级理论、Louis (1983) 的小规模技术理论以及 Sanjaya (1983) 技术地方化理论, 则主要研究了发展中国家对发达国家的对外直接投资行为。

影响中国对外直接投资的因素研究, 大致可以分为两个方面: 从东道国的视角来看, 东道国较高的法制化程度和较高的民主化程度分别促进和阻碍中国企业的对外直接投资(徐旻懋和姜建刚, 2014), 东道国的金融体系和法律起源对中国对外直接投资区位选择具有显著影响(景红桥和王伟, 2013), 张慧和黄建忠(2014)在其研究中发现东道国的市场规模、技术水平和商业环境对我国对外直接投资区位分布具有显著的正向影响; 从母国的视角来看, 政府扶持政策(杨英和任荣明, 2015)、所有制改革(李洪亚和董建功, 2017)、出口、能源需求(黄静波和张安民, 2009)都与中国对外直接投资额呈正相关, 蔡之兵和祖强(2012)发现GDP增长、财政收入增长和公司规模扩大都能促进中国对外直接投资额增长。

还有一部分学者认为除以上因素外, 环境变化也可以影响一国的对外直接投资

行为。自 Walter 和 Ugelow (1979) 提出“污染天堂假说”后, Dean (1992)、Copeland 和 Taylor (1995) 指出一些国家将污染密集型产业转移到环境标准更为宽松的发展中国家, 以降低污染处理费用与治理成本。除此之外, 朱婕和任荣明 (2015)、许晓芹和廉晓梅 (2017) 分别基于中国省级与韩国各道(市)的面板数据进行研究, 发现环境污染对 OFDI 具有明显的正向效应。同时, 环境规制能有效促进中国 OFDI 的绿色技术创新(贾军等, 2017)。Naughton (2014) 发现当母国的环境管制超过一定界限时, 其对本国企业对外直接投资的作用由促进变为抑制。尹飞霄和朱英明 (2017) 研究发现正式环境规制对 OFDI 具有显著的负向作用, 但非正式环境规制对 OFDI 具有显著的正向作用。

本研究与现有文献的不同之处在于: 第一, 探究环境承载力对中国对外直接投资的影响, 而现有研究则大多从经济增长、东道国和母国国家综合实力、技术进步和产业结构等角度解释我国对外直接投资问题; 第二, 分析了我国环境承载力对 OFDI 的影响, 而现有文献则多探究环境变化对外商直接投资 (Foreign Direct Investment, FDI) 流入的影响; 第三, 中国地区间环境承载力、OFDI 差异较大, 笔者细致分析了不同地区环境承载力与 OFDI 的关系, 使回归结果更具稳健性; 第四, 以环境承载力作为门槛变量, 就环境承载力对对外直接投资的门槛效应进行验证分析。

## 二、影响机制分析

中国企业对外投资不仅包括对欧美等发达国家的上行投资, 也包括对非洲等发展中国家的平行和下行投资, 具有“二元性”特征。建立在垄断优势的传统投资理论很难解释不具有竞争优势的中国企业的对外投资行为, 许多学者开始尝试用新视角来解释中国对外投资行为。

### (一) 环境承载力、企业生产成本与中国对外投资

在中国外向型经济发展过程中, 政府通过对生产要素市场干预, 保持出口产品的国际竞争力, 但同时也造成中国能源和各种矿产资源的过度消耗, 严重破坏和污染了中国土地、能源、水和大气等资源, 甚至威胁到居民的身体健康。为加强环境保护, 1989 年中国政府通过了《环境保护法》, 随后又陆续出台了一系列相关政策, 党的十九大报告提出的“坚持人与自然和谐共生”“建设美丽中国”的奋斗目标, 更是将环境保护提到一个新的历史高度。随着国家环保法规的健全、对违法行为处罚力度的加大以及“建设美丽中国”理念的深入人心, 在生产技术水平不变的情况下, 企业生产成本(包括企业新增生产设备、缴纳排污费、进行研发投入、创新生产方法和工艺等)必然大幅上升。以新古典经济学派为代表的传统主流观点认为, 环境规制所取得的社会效益是以增加企业的私人成本和减少企业利润为代价的, 严苛的环境规制会削弱企业的竞争力, 阻碍地区经济发展(何玉梅和罗巧, 2018)。很多学者基于发达国家企业层面数据验证发现, 强制性的环境规制会导致企业竞争力下降(Shadbegian & Gray, 2005; Norsworthy et al., 1979; Repetto et al., 1997)。在这种背

景下,中国一些企业为了寻求利润、保持国际竞争力,将在不同环境规制的国家间进行生产投资的重新布局。

环境规制不仅使得产品的生产地发生变动,也推动了环保技术的创新和采用。虽然环保技术创新能够使企业主动应对环保标准的挑战,但一方面,技术创新需要较大的资本投入,必然造成企业生产成本上升,企业将不得不在环保技术创新与企业海外迁移之间作出抉择;另一方面,技术创新需要很长周期,同时面临很大的不确定性和失败风险,技术创新虽会给企业带来收益,但由于绩效的提升具有时间上的滞后性,会增加企业的“时间”成本。Lanoie等(2008)的研究表明,虽然环境规制通过创新对经营绩效有间接的积极效应,但同时环境规制对经营绩效有直接的负效应,且后者产生的影响大于前者,技术创新并不能补偿企业对环境规制的遵循成本。因此,随着中国环保标准的提升,中国很多企业为了保持产业国际竞争力,尝试在环保标准较低的国家或地区进行生产投资。由此,笔者认为环境承载力减弱增加了企业的生产成本,从而促进了中国对外直接投资。

## (二) 环境承载力、资源稀缺与对外直接投资

资源导向型对外直接投资始于19世纪末,发达国家为保障国内的资源需求,以寻求石油或矿产等自然资源为目标驱动(李磊和郑昭阳,2012),采取直接投资方式在资源富集区设立工厂或子公司,整合和利用当地廉价的矿产、石油以及劳动力等资源。目前中国的自然资源严重不足,一部分如水、土壤等自然资源被污染,还有一部分资源被快速的工业化进程所占有,如农业用地改为建筑用地,余下的能用来供给人们生活的自然资源变得极度匮乏。为保护稀缺的资源,提高环境资源承载能力,中国政府逐步提高资源使用标准和开采税率,提高环保标准。为突破资源匮乏瓶颈,国内企业开展对外直接投资,在全球范围内寻找稳定的供给源,设法获取对中国经济发展至关重要的石油、天然气、森林、矿产等资源,对资源充裕国家进行直接投资,以保障得到更有效的资源供给(宋勇超,2013),使国内一些因资源短缺而无法发展的瓶颈产业得到发展(潘素昆和袁然,2014)。矿产资源方面,中国矿产资源的对外投资由2002年的石油、天然气开采拓展到黑色金属矿等领域,2017年,矿产资源型对外直接投资占中国对外投资存量的8.7%。农业资源方面,中国水土污染日益严重,土壤侵蚀总面积占普查范围总面积的31.1%,全国耕地质量总体水平偏低。2016年,中国农业领域对外直接投资的流量金额为32.9亿美元,同比增长27.8%。这推动我国涉农企业积极寻找国外优质的资源,发展资源寻求型对外直接投资。随着中国环境承载力的下降,水、耕地和各类矿产资源日益稀缺,导致资源依赖型企业不得不积极到国外寻求发展空间。因此,笔者认为环境承载力的减弱,自然资源的稀缺,导致了企业生产要素供给不足,从而促进了中国对外直接投资。

综上所述,随着中国环境污染的加剧和自然资源的过度开发利用,中国环境

承载力逐步减弱。在这种背景下中国政府不断提高环境规制，这势必加大企业的生产成本，促使企业在不同环境管制的国家间进行生产投资的重新布局，同时自然资源的匮乏也促使企业发展资源导向型对外直接投资。由此提出研究假说：随着中国环境承载力的逐步减弱，中国的对外投资额将增加。

### 三、计量模型与实证研究

#### (一) 环境承载力的测算

回归模型中主要的解释变量为环境承载力（ECC）。参考秦成等（2011）、雷勋平和邱广华（2016）等学者的研究并根据数据的可获得性，从经济、资源和环境三个方面构建环境承载力评价体系。其中，经济子系统主要考察经济发展水平以及与资源协调发展情况，资源子系统主要考察各地区生产生活资料的供给以及经济社会发展对资源的利用与消耗情况，环境子系统主要考察各地区污染排放和污染治理等情况。

表1 环境承载力指标评价体系

目标层	准则层	指标层	指标属性
环境承载力	经济子系统	单方水 GDP（元/立方米）	正向
		经济密度（万元/平方千米）	正向
		第三产业比重/%	正向
		城市居民人均可支配收入/元	正向
		农村居民人均可支配收入/元	正向
	资源子系统	人均水资源量/立方米	正向
		人均耕地面积/平方米	正向
		单位粮食产量（公斤/公顷）	正向
		造林总面积/千公顷	正向
		人口密度（人/平方千米）	负向
		万人拥有卫生机构床位数（张/万人）	正向
		单位地区生产总值能耗（吨标准煤/万元）	正向
	环境子系统	工业废水排放总量/万吨	负向
		工业废气排放总量/亿标立方米	负向
		工业二氧化硫排放总量/万吨	负向
		工业烟（粉）尘排放量/万吨	负向
		工业固体废物产生量/万吨	负向
		生活垃圾无害化处理率/%	正向

参考李影（2015）的研究，对样本省份的环境承载力进行测算。由于所选指标代表的含义不同，单位不同，笔者首先采用直线方法中的阈值法分别对正、负向指标进行标准化处理，其中各正向指标标准化为： $(\text{原值}-\text{最小值}) / (\text{最大值}-\text{最小值})$ ，各负向指标标准化为： $(\text{最小值}-\text{原值}) / (\text{最大值}-\text{最小值})$ ，然后将样本省、市、自治区同年度所有正向和负向指标的结果进行加总，得到同年度省、市、自治区环境承载力测算值，结果如表2所示。

表2 样本省、市、自治区环境承载力核算结果

省、市、自治区	2004年	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年	2010年	2011年	2012年	2013年	2014年	2015年	2016年
北京	3.123	3.541	3.669	3.905	4.197	4.299	4.372	4.768	5.087	5.423	5.506	5.701	6.320
天津	2.042	2.270	2.490	2.703	2.913	3.071	3.343	3.600	3.844	4.043	4.201	4.409	4.746
河北	-0.455	-0.567	-0.657	-0.457	0.042	0.148	0.150	-0.722	-0.182	-0.103	0.149	0.936	1.532
山西	0.161	-0.330	0.108	0.198	0.572	1.023	0.873	0.552	0.916	1.169	1.385	1.777	2.076
内蒙古	1.819	1.274	1.164	1.532	1.911	2.494	2.224	2.339	2.732	3.183	2.861	3.300	3.463
辽宁	1.352	0.822	0.718	0.783	0.869	1.115	1.645	1.651	2.027	2.384	1.901	2.354	3.116
吉林	2.177	1.948	1.734	1.835	2.073	2.140	2.609	2.631	2.935	3.379	3.313	3.857	4.296
黑龙江	1.374	1.256	1.118	1.141	1.450	2.141	2.510	2.514	2.787	3.082	3.333	3.941	4.092
上海	1.716	1.923	2.375	2.721	2.902	3.068	3.295	3.252	3.779	4.182	4.632	5.052	5.545
江苏	0.010	-0.246	-0.034	0.314	0.615	0.807	0.948	0.993	1.414	1.683	1.741	2.123	2.972
浙江	1.070	1.026	1.257	1.350	1.560	1.836	1.995	2.264	2.697	2.888	3.164	3.567	4.275
安徽	0.308	0.097	0.286	0.559	0.682	0.896	1.013	1.214	1.529	1.909	2.010	2.375	2.634
福建	1.290	1.354	1.194	1.397	1.595	1.742	1.959	2.151	2.531	2.628	2.739	3.268	3.816
江西	0.702	0.735	0.799	1.122	1.542	1.677	1.824	1.659	2.106	2.210	2.379	2.684	3.204
山东	0.318	-0.202	0.009	0.274	0.516	0.824	0.854	0.829	1.362	1.500	1.434	1.711	2.384
河南	-0.289	-0.641	-0.561	-0.362	0.377	0.700	0.723	0.707	1.085	1.288	1.538	1.925	2.543
湖北	1.154	1.187	0.702	1.062	1.380	1.556	1.773	1.673	2.127	2.616	2.844	3.190	3.638
湖南	0.501	0.413	0.697	0.771	1.135	1.361	1.787	2.238	2.700	2.778	3.140	3.668	4.268
广东	0.028	-0.180	-0.008	0.122	0.337	0.675	0.970	1.295	1.670	1.876	2.013	2.704	3.417
广西	0.170	0.136	0.342	0.356	0.698	0.903	1.120	1.608	1.931	2.301	2.440	2.857	3.269
海南	1.789	1.829	1.876	2.018	2.213	2.377	2.478	2.938	3.139	3.414	3.517	3.646	3.999
重庆	0.754	0.890	0.661	1.632	1.867	2.020	2.473	2.712	2.975	3.267	3.441	3.737	4.052
四川	0.439	0.453	0.342	0.848	1.684	1.824	1.728	1.798	2.037	2.355	2.476	3.210	4.008
贵州	1.371	1.482	1.204	1.592	1.890	2.179	2.226	1.911	2.229	2.351	2.691	3.257	3.330
云南	1.876	1.884	1.226	2.037	2.384	2.608	2.728	2.148	2.440	2.623	2.772	3.215	3.404
陕西	1.137	0.689	0.946	0.908	1.289	1.733	1.836	1.935	2.165	2.375	2.535	2.905	3.101
甘肃	1.668	1.279	1.136	1.253	1.453	1.657	1.742	1.683	1.993	2.150	2.554	2.936	3.240
青海	3.236	3.573	2.975	3.063	2.828	3.216	2.979	3.183	3.453	3.282	3.756	3.662	3.969
宁夏	2.310	2.434	2.405	2.169	2.271	2.277	2.694	2.483	2.764	3.199	3.347	3.486	3.665
新疆	2.551	2.476	2.224	2.373	2.616	3.026	3.040	3.083	3.019	3.014	3.230	3.875	3.810

## (二) 变量描述

本文的被解释变量为本研究所选取的中国30个省、市、自治区的非金融类对外直接投资流量(*OFDI*), 2004~2016年部分省、市、自治区(海南、重庆、贵州、青海和宁夏)对外直接投资额为0, 结合面板数据要求, 用非常小的数据(0.000 001)对缺失数据进行补充。

此外, 借鉴尹飞霄和朱英明(2017)的研究, 选取劳动力成本(*WAGE*)、贸易成本(*TC*)、市场化程度(*MD*)、研发水平(*RD*)、外商直接投资额(*IFDI*)和GDP增长率(*GDPR*)作为回归模型中的控制变量。其中, 劳动力成本用各地区职工年均名义工资与居民消费价格指数所得出的实际工资之比来表示; 贸易成本用交通运输、仓储和邮电业增加值占GDP的比重衡量; 市场化程度用各地区国有及国有控股企业固定资产投资与该地区全社会固定资产投资的比值表示; 研发水平用各地区R&D经费支出占该地区GDP的比重表示; 外商直接投资额用中国各地区

外商直接投资流量来表示；GDP增长率由本年和上一年的GDP计算获得。

研究选取的时间段为2004~2016年，数据主要来源于《中国对外直接投资公报》《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国国土资源统计年鉴》《中国农村统计年鉴》和《中国能源统计年鉴》。

表3 变量的描述性统计

变量	样本容量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>OFDI</i>	390	111 438.3	290 974.300	0	2 396 772
<i>ECC</i>	390	2.053	1.263	-0.722	6.320
<i>WAGE</i>	390	37 560.22	19 247.32	11 301.24	121 054.2
<i>TC</i>	390	0.054	0.016	0.022	0.104
<i>MD</i>	390	0.311	0.106	0.114	0.609
<i>RD</i>	390	0.010	0.005	0.001	0.026
<i>IFDI</i>	390	93 910.37	145 264.2	700	879 868
<i>GDPR</i>	390	0.147	0.069	-0.224	0.323

此外，笔者对模型的多重共线性进行了检验，结果如表4所示。由模型中解释变量的Pearson相关系数可知，变量之间不存在高度相关性，尤其是核心解释变量与各控制变量之间的相关系数都在可接受范围内，不会对实证检验结果造成影响。

表4 解释变量间的Pearson相关系数

变量	<i>ECC</i>	<i>WAGE</i>	<i>TC</i>	<i>MD</i>	<i>RD</i>	<i>IFDI</i>	<i>GDPR</i>
<i>ECC</i>	1.000						
<i>WAGE</i>	0.658	1.000					
<i>TC</i>	-0.295	-0.342	1.000				
<i>MD</i>	0.004	-0.362	0.269	1.000			
<i>RD</i>	-0.008	0.289	-0.178	-0.443	1.000		
<i>IFDI</i>	0.141	0.490	-0.310	-0.468	0.646	1.000	
<i>GDPR</i>	-0.224	-0.343	0.173	0.189	-0.122	0.095	1.000

### (三) 模型设定与回归分析

为了验证环境承载力与中国对外直接投资的关系，参考郑展鹏和刘海云（2012）的计量模型，基于中国省际面板数据，采用如下模型对理论假设进行经验验证。

$$\ln OFDI_{it} = \alpha + \beta ECC_{it} + \lambda_i Z_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中， $i$ 和 $t$ 分别代表地区和时间； $\alpha$ 为常数项； $\beta$ 为解释变量的系数； $Z_{it}$ 为影响中国对外直接投资的其他控制变量，包括劳动力成本、贸易成本、市场化程度、研发水平、外商直接投资额和GDP增长率； $\lambda_i$ 为各控制变量的系数； $\mu_{it}$ 为不可观测的地区效应； $\varepsilon_{it}$ 为随机扰动项。

为了消除异方差问题的影响，对所有变量取对数。首先进行了普通最小二乘法回归（Ordinary Least Square, OLS）。采用Hausman检验来区分固定效应模型（Fixed Effect, FE）与随机效应模型（Random Effect, RE），检验在1%的显著性水平下拒绝了随机效应模型，因此回归应选择固定效应模型。由于对外直接投资额与环境承载力之间可能存在潜在的反向因果关系，模型中可能存在变量内生性问题。为控制面板数据模型中潜在的内生性问题，笔者采用系统广义矩估计（Generalized

Method of Moments, GMM) 方法对计量模型进行修正, 用被解释变量的滞后一期作工具变量, 同时利用 Arellano 和 Bover (1995) 提出的检验方法来判断模型是否存在二阶序列自相关以及工具变量是否整体有效。由表 5 可知, 二阶序列自相关回归 (AR (2)) 检验结果对应的 P 值为 0.20, 大于 0.1, 说明所采用的计量模型不存在二阶序列自相关。Sargan 检验的 P 值为 0.81, 大于 0.1, 表明模型不能拒绝“工具变量不存在过度识别”的原假设, 即笔者选取的工具变量是合理的。OLS 分析、FE 分析以及 GMM 分析的结果一并在表 5 中列出。

表 5 环境承载力与中国对外直接投资的回归结果

模型	OLS	FE	GMM
$\ln OFDI (t-1)$	—	—	0.363 *** (8.67)
$ECC$	-0.827 *** (-3.87)	-1.088 *** (-4.09)	-0.425 * (-1.80)
$\ln WAGE$	5.390 *** (10.26)	6.075 *** (9.56)	2.466 *** (4.04)
$\ln TC$	1.586 ** (2.17)	4.550 *** (4.96)	-0.078 (-0.10)
$\ln MD$	0.063 (0.10)	-0.083 (-0.11)	-0.122 (-0.20)
$\ln RD$	-0.255 (-0.89)	-0.200 (-0.65)	0.565 ** (2.21)
$\ln FDI$	0.912 *** (4.29)	1.453 *** (3.61)	0.248 (1.22)
$\ln GDP$	0.333 ** (2.01)	0.439 *** (2.66)	0.055 (0.49)
Cons	-50.24 *** (-11.22)	-53.465 *** (-11.45)	-18.835 *** (-3.94)
Hausman	—	28.11 [0.00]	—
Wald Chid	475.25 [0.00]	—	694.12 [0.00]
F 统计量	—	71.67 [0.00]	—
AR (2) -P 值	—	—	0.20
Sargan test -P 值	—	—	0.81
N	390	390	360

注: 圆括号中为 t 统计值, 方括号中为 P 值; “\*\*\*” “\*\*” “\*” 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平上显著。下表同。

由表 5 所示的样本回归结果可知, 环境承载力对中国的对外直接投资的影响力系数显著为负, 表明随着中国环境承载力的减弱, 中国的对外直接投资额在增加。环境承载力减弱, 一方面, 意味着政府的管制力度加大, 治理措施包括收取排污费、要求企业增加购置治污设备和技术等, 这些都会增加企业的生产成本, 促使企业投资于环境规制水平较低的其他国家或地区; 另一方面, 意味着地区自然资源严重短缺, 企业



被限制采用特定要素投入组合, 为了保持生产力和竞争力, 通过海外投资的方式寻找稳定而充足的资源供给源。

由表 5 的回归结果还可以得知: 劳动力成本的提高显著正向影响中国的对外直接投资, 表明寻求低廉的劳动力成本可能是中国对外直接投资的动机之一。贸易成本和研发水平对中国对外直接投资的影响不确定。市场化程度负向影响中国对外直接投资。结合该指标的设定, 回归结果表明随着中国对外投资主体呈多元化发展的趋势, 民营企业在对外投资占比中不断提升。中国外商直接投资的回归结果表明吸引外资可促进中国对外直接投资, 这和杨校美 (2015) 的研究结果一致, 即外商直接投资能够通过溢出效应, 促进中国的对外直接投资。GDP 的增长率对中国对外直接投资起推动作用。此外, OFDI 滞后项的回归系数显著为正, 说明滞后一期 OFDI 对当期 OFDI 有正向影响。对外直接投资是一个连续的动态过程, 因此不可忽略其滞后项效应, 否则可能造成模型估计结果有偏。

中国不但东、中和西部地区间自然条件差距较大, 而且不同地区间的 OFDI 也处于不同的发展阶段。笔者根据经济发展的不同水平将所选取的 30 个省级样本分为东部地区、中部地区和西部地区, 分别进行回归分析, 结果如表 6 所示。由表 6

表 6 分区域回归结果

模型	东部		中部		西部	
	RE	GMM	FE	GMM	FE	GMM
$\ln OFDI (t-1)$	—	0.210*** (5.58)	—	0.212*** (5.49)	—	0.418*** (5.44)
<i>ECC</i>	-0.767*** (-3.84)	-0.172* (-1.86)	-0.398* (-1.74)	-0.165 (-0.64)	-1.758** (-2.10)	-1.208* (-1.66)
$\ln WAGE$	5.077*** (7.54)	3.591*** (8.46)	2.453*** (3.66)	2.387*** (2.96)	5.952*** (3.79)	3.377** (2.32)
$\ln TC$	-1.214 (-1.33)	-1.061 (-1.22)	0.016 (0.02)	-0.346 (-0.41)	8.033*** (4.58)	1.141 (0.94)
$\ln MD$	-0.631 (-1.09)	-0.279 (-0.79)	-1.097* (-1.84)	-0.623 (-1.08)	-5.243* (-1.66)	-2.301 (-1.13)
$\ln RD$	0.513* (1.80)	0.065 (0.46)	0.122 (-0.48)	0.260 (-0.84)	-0.525 (0.66)	0.167 (0.23)
$\ln FDI$	0.196 (0.84)	-0.588*** (-4.11)	1.286*** (2.89)	0.384 (0.78)	3.100*** (2.94)	0.590 (0.99)
$\ln DPGR$	0.390 (1.56)	0.159 (1.19)	0.133 (1.32)	0.074 (0.89)	0.475 (-0.85)	-0.270 (-0.70)
<i>Cons</i>	-44.961*** (-7.32)	-25.005*** (-6.64)	-28.685*** (-5.85)	-19.425*** (-3.27)	-60.109*** (-5.87)	-21.019** (-2.99)
<i>Hausman</i>	7.98 [0.34]		24.23 [0.00]		39.93 [0.00]	
<i>Wald chid</i>	315.88 [0.00]	1 603.89 [0.00]	—	466.62 [0.00]	—	149.46 [0.00]
<i>F</i> 统计量			70.79 [0.00]		19.95 [0.00]	
<i>AR(2)-P</i> 值	—	0.13	—	0.11	—	0.34
<i>Sargan test-P</i> 值	—	70.554 [0.24]	—	91.356 [0.07]	—	57.943 [0.85]
<i>N</i>	169	156	117	108	104	96

可知, AR (2) 对应的 P 值均大于 0.1, 说明模型不存在二阶序列自相关。Sargan 检验的 P 值均大于 0.05, 表明模型工具变量选取合理。三个地区的环境承载力影响力系数都显著为负, 这和所有样本的回归结果一致, 进一步证明了环境承载力对对外直接投资具有负向影响。西部地区的回归系数明显大于东部和中部地区, 表明环境承载力对对外直接投资的影响具有明显的地区差异特征, 对西部地区的影响显著大于东部和中部地区。

(四) 门槛效应回归

由以上研究可知, 环境承载力与中国对外直接投资呈负相关, 即随着中国环境承载力的减弱, 中国的对外直接投资额在增加。但这种影响大小是否连续? 是否存在拐点? 笔者将利用门槛模型加以探究。

本文的模型构建于 Hansen (1999) 的面板数据门槛模型的基础之上, 其给出的基本方程为:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1 x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2 x_{it} I(q_{it} > \gamma) + e_{it} \quad (2)$$

式 (2) 中,  $i$  表示地区,  $t$  表示年份,  $q_{it}$  为门槛变量,  $\gamma$  为未知门槛,  $e_{it} \sim iid(0, \delta^2)$  为随机扰动项,  $I(\cdot)$  为指标函数。

笔者选用 Stata15.0 软件进行分析, 采用 F 统计量和似然比检验来确定面板门槛模型的门槛值, 分析结果如表 7 所示。在进行单一门槛检验时, P 值为 0.05, 小于 0.1, 表明环境承载力在 10% 的显著性水平下存在单一门槛效应, 之后再对模型进行双重门槛检验, P 值为 0.70, 大于 0.1, 表明环境承载力不存在双重门槛效应。

表 7 门槛分析结果

门槛变量	门槛类型	F 统计量	P 值	自主抽样次数
环境承载力	单一门槛	25.04	0.05	500
	双重门槛	6.44	0.70	500

利用 Stata15.0 软件得到单一门槛值 3.164, 置信区间为 [2.330, 4.632]。依据环境承载力的门槛值将环境承载力分为两个区间, 研究不同环境承载力水平对中国对外直接投资的影响。此时估计的面板模型为:

$$\ln OFDI_{it} = \alpha + \beta_1 ECC_{it} (ECC_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 ECC_{it} (\gamma_1 < ECC_{it}) + \lambda_i Z_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式 (3) 中,  $q_{it}$  为环境承载力  $ECC_{it}$ ,  $\gamma_1$  为模型设定的单一门槛值。门槛回归结果如表 8 所示。

从表 8 的回归结果可以看出, 在控制了其他控制变量的情况下, 不同的环境承载力对对外直接投资的影响力不同。当环境承载力小于 3.164 时, 环境承载力对对外直接投资的影响为 -1.649; 当环境承载力大于 3.164 时, 环境承载力对对外直接投资的影响为 -1.202, 以上回归结果均在 1% 的水平上统计显著。这说明, 环境

表 8 面板门槛模型估计结果

门槛变量	ECC
$ECC_{it} \leq \gamma_1$	-1.649*** (-4.65)
$\gamma_1 < ECC_{it}$	-1.202*** (-3.84)
$\ln WAGE$	5.960*** (9.42)
$\ln TC$	4.443*** (4.86)
$\ln MD$	-0.306 (-0.42)
$\ln RD$	-0.218 (-0.71)
$\ln FDI$	1.491*** (3.73)
$\ln GDP$	0.394** (2.38)
Cons	-53.034*** (-11.42)
F 统计量	64.24 [0.00]
N	390

承载力对中国对外直接投资的影响存在单一门槛效应。在环境承载力较强时,环境承载力的减弱首先会使企业更多的考虑在国内区域间转移,或是新增生产设备,进行研发投入,创新生产方法和工艺来应对环境管制,此时环境承载力对 OFDI 的影响力较小;随着环境承载力的逐步减弱,企业因环境规制而产生的成本迅速上升,因此企业更多地考虑通过对外直接投资转移生产至环境规制较低的国家或地区,此时环境承载力对对外直接投资的影响力较强。

#### 四、结论和建议

中国提出“走出去”战略以来,对外直接投资迅速发展。国内外学者对此进行了大量研究,并提出各种影响其发展的因素。虽然这些解释各有侧重,但都忽视了另外一个可能影响中国对外直接投资的重要因素——环境承载力。为了分析中国环境承载力与对外直接投资的关系,笔者基于所选取的中国 30 个省、市、自治区 2004~2016 年的面板数据,对环境承载力和中国对外直接投资的理论假设进行了分析和验证。

所有样本的分析结果显示,环境承载力对中国对外直接投资具有显著负向影响,表明环境承载力减弱对中国企业的生产造成了一定的成本压力,企业为了节省生产成本并保持国际竞争力,尝试在环境规制较为宽松的国家或地区进行生产投资。同时,环境治理还包括对资源的保护和限定使用,这使得企业不能及时有效地获得生产所需的要素从而转向资源丰富的国家或地区寻求资源补给。除此之外,回归结果显示中国的 OFDI 呈现出较强的动态特征,前期的 OFDI 对当期的 OFDI 影响较大,并且相对稳定。分区域样本的回归结果和所有样本一致,表明了环境承载力减弱能够促进中国对外直接投资,并且地区间差异明显,环境变化对西部地区对外直接投资的影响大于东部和中部地区。另外,环境承载力与中国对外直接投资的负相关关系属于非线性变化。笔者以环境承载力作为门槛变量建立门槛回归模型,结果表明,环境承载力对外直接投资存在单一门槛效应,随着环境承载力的减弱,其对对外直接投资的影响力会增强。

根据以上结论,提出如下建议:在中国环境承载力较差的情况下,一方面,要提高国民环保意识,增加政府环境治理的资本投入,减轻企业环保压力,促进人与自然、社会、经济的和谐发展;另一方面,部分企业可以通过转移工厂或资本至自然资源相对充裕的国家或地区,得到相应的要素供给,同时维持企业的生产规模和效率,保持企业的国际竞争力,而且可以带动国内一些相关设备和零部件出口。此外,由于各地区的经济发展不平衡,自然条件差距较大,OFDI 发展阶段也不相同,部分控制变量的影响系数符号在不同样本中也不相同,因此中国政府应鼓励企业在“走出去”的过程中,根据不同地区经济发展阶段的特征,因地制宜,采取不同的策略。

#### [参考文献]

- [1] 蔡之兵,祖强. 我国对外直接投资增长的影响因素研究——基于因子分析模型[J]. 国际商务——对外经济贸易大学学报,2012(3): 80-88.
- [2] 何玉梅,罗巧. 环境规制、技术创新与工业全要素生产率——对“强波特假说”的再检验[J]. 软科学,2018,32(4): 20-25.

- [3] 黄静波,张安民. 中国对外直接投资主要动因类型的实证研究——基于1982~2007年的外向投资流向分析[J]. 国际经贸探索,2009,25(7):4-10.
- [4] 贾军,魏洁云,王悦. 环境规制对中国OFDI的绿色技术创新影响差异分析——基于异质性东道国视角[J]. 研究与发展管理,2017,29(6):81-90.
- [5] 景红桥,王伟. 金融体制、法律起源与我国对外直接投资的区位选择[J]. 国际贸易问题,2013(12):148-156.
- [6] 雷勋平,邱广华. 基于熵权TOPSIS模型的区域资源环境承载力评价实证研究[J]. 环境科学学报,2016,36(1):314-323.
- [7] 李洪亚,董建功. 所有制改革与OFDI:中国的证据[J]. 世界经济研究,2017(2):62-78.
- [8] 李洪亚,官汝凯. 技术进步与中国OFDI:促进与溢出的双重考察[J]. 科学学研究,2016,34(1):57-68.
- [9] 李磊,郑昭阳. 议中国对外直接投资是否为资源寻求型[J]. 国际贸易问题,2012(2):146-157.
- [10] 李小萌,陈建先,师磊. 人民币汇率变动对中国OFDI的影响——以对东盟十国投资为例[J]. 国际商务——对外经济贸易大学学报,2017(3):114-123.
- [11] 李影. 环境承载力视角下的中国区域划分——基于多指标省域面板数据的聚类分析[J]. 工业技术经济,2015(12):62-70.
- [12] 潘素昆,袁然. 不同投资动机OFDI促进产业升级的理论与实证研究[J]. 经济学家,2014(9):69-76.
- [13] 祁春凌,邹超. 东道国制度质量、制度距离与中国的对外直接投资区位[J]. 当代财经,2013(7):100-110.
- [14] 秦成,王红旗,田雅楠,等. 资源环境承载力评价指标研究[J]. 中国人口·资源与环境,2011,21(12):335-338.
- [15] 邱立成,王凤丽. 我国对外直接投资主要宏观影响因素的实证研究[J]. 国际贸易问题,2008(6):78-82.
- [16] 宋勇超. 中国对外直接投资目的效果检验——以资源寻求型OFDI为视角[J]. 经济问题探索,2013(8):123-129.
- [17] 许晓芹,廉晓梅. 国内环境污染与对外直接投资——基于韩国(市)际面板数据的实证检验[J]. 生态经济,2017,33(2):98-102.
- [18] 徐旻懋,姜建刚. 东道国制度视角下我国对外直接投资的决定因素[J]. 上海经济研究,2014(2):23-31.
- [19] 杨校美. 吸引外资能促进对外投资吗——基于新兴经济体的面板数据分析[J]. 南方经济,2015(8):63-76.
- [20] 杨英,任荣明. 促进我国企业对外直接投资的政策制定导向研究[J]. 上海管理科学,2015,37(5):81-84.
- [21] 尹飞霄,朱英明. 环境规制对中国对外直接投资的影响——基于中国省际动态面板数据的实证分析[J]. 技术经济,2017,36(9):106-114.
- [22] 张慧,黄建忠. 我国对外直接投资区位分布的影响因素分析——基于新经济地理理论的探讨[J]. 国际商务——对外经济贸易大学学报,2014(5):53-65.
- [23] 张新乐,王文明,王聪. 我国对外直接投资决定因素的实证研究[J]. 国际贸易问题,2007(5):91-96.
- [24] 赵春明,解亮品. 以产业升级为导向的我国对外直接投资产业选择策略分析[J]. 新视野·中国社会经济发展战略,2015(1):91-97.
- [25] 郑展鹏,刘海云. 体制因素对我国对外直接投资影响的实证研究——基于省际面板的分析[J]. 经济学家,2012(6):65-61.
- [26] 朱婕,任荣明. 出口、环境污染与对外直接投资——基于2003~2012年中国省级面板VAR的实证检验[J]. 生态经济,2015,31(6):36-40.
- [27] ARELLANO M, BOVER O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models [J]. *Journal of Econometrics*, 1995,68(1):29-51.
- [28] BUCKLEY P J, CASSON M. *The future of the multinational enterprise* [M]. London, UK: Mac Millan Press, 1976.
- [29] CANTWELL J, TOLENTINO P E. Technological accumulation and third world multinationals [J]. *Discussion Paper in International Investment and Business Studies*, 1990(139):1-58.
- [30] COPELAND B R, TAYLOR M S. Trade and environment: A partial synthesis [J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 1995,11(3):756-771.
- [31] DEAN J M. Trade and the environment: A survey of the literature [J]. *World Bank Discussion Papers*, 1992(11):756-771.
- [32] DUNNING J H. *Explaining international production* [M]. London: Unwin Hyman, 1988.
- [33] DUNNING J H. *Trade, location of economic activity and the multinational enterprise: a search for an eclectic ap-*

- proach [A]. First Published in B. Ohlin Per Ove Hesselborn and Per Magnus Wijkman ed. The International Allocation of Economic Activity, London: Macmillan, 1977; 395-418.
- [34] HYMER S. International operation of national firms; a study of direct foreign investment [M]. The MIT Press, 1976.
- [35] KOJIMA KIYOSHI. Japanese direct foreign investment; a model of multinational business operations [M]. Charles E. Tuttle Company, 1978.
- [36] LANOIE P, PATRY M, LAJEUNESSEE R. Environmental regulation and productivity: new findings on the porter hypothesis [J]. Journal of Productivity Analysis, 2008; 121-128.
- [37] LOUIS T. W. Third world multinationals; the rise of foreign direct investment from developing countries [M]. The MIT Press, 1983.
- [38] NAUGHTON H. To shut down or to shift: multinational and environmental regulation [J]. Ecological Economics, 2014(102): 113-117.
- [39] NORSWORTHY J R, HARPER M J, KUNZE K. The slowdown in productivity growth; analysis of some contributing Factors [J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1979; 387-422.
- [40] REPETTO R, ROTHMAN D, FAETH P, ET AL. Has environmental protection really reduced productivity growth [J]. Challenge, 1997; 1-4.
- [41] SANJAYA L. The new multinationals; the speed of third world enterprises [M]. New York, John Wiley & Sons, 1983.
- [42] SHADBEGIAN R J, GRAY W B. Pollution abatement expenditures and plant-Level productivity: a production function approach [J]. NCEE Working Paper, 2003; 3-5.
- [43] VERNON R. International investment and international trade in the product cycle [J]. The Quarterly Journal of Economics 1966(5): 190-207.
- [44] WALTER I, UGELOW J L. Environmental policies in developing countries [J]. Ambio, 1979, 8(23): 102-109.

(责任编辑 谭晓燕)

## The Impact of Environmental Carrying Capacity on Outward Foreign Direct Investment of China

HAN Jiabin, SHI Ning

(Faculty of Business Administration, Liaoning Technical University, Huludao Liaoning 125100)

**Abstract:** Based on the 2004-2016 provincial panel data, this paper empirically analyzes the impact of environmental carrying capacity on China's foreign direct investment. The results of the sample regression show that there is a significant negative correlation between environmental carrying capacity and China's direct foreign investment, indicating that the decline in environmental carrying capacity will promote China's direct foreign investment. The impact of changes in environmental carrying capacity on China's foreign direct investment is regionally different, and its impact on the west is significantly greater than that in the eastern and central regions. The results of the threshold regression model indicate that there is a single threshold effect of environmental carrying capacity on FDI. With the decline of environmental carrying capacity, its influence on OFDI will increase.

**Keywords:** Environmental Carrying Capacity; Outward Foreign Direct Investment; Threshold Regression