

doi:10.13582/j.cnki.1672-7835.2020.01.015

环境规制与实体企业技术创新 ——基于FDI中介效应的检验

李诗音, 龚日朝

(湖南科技大学 商学院, 湖南 湘潭 411201)

摘要:在环境规制、技术创新和外商直接投资(FDI)相关理论的基础上,利用2006年至2016年地区面板数据集,探讨了FDI对环境规制与实体企业技术创新关系的中介效应,并通过环境规制滞后一期和非参数Bootstrap抽样对中介效应的稳健性进行检验。结果显示:FDI作为中介变量确实影响环境规制与实体企业技术创新的“U”型关系,但FDI的中介效应在不同区域存在明显的异质作用,东部和西部地区较为显著,中部和东北地区则并不显著。因此,实现经济高质量发展既要丰富环境规制的“工具箱”,又要积极稳妥推进内陆地区进一步开放。

关键词:环境规制;技术创新;外商直接投资;中介效应

中图分类号:F202 **文献标志码:**A **文章编号:**1672-7835(2020)01-0109-06

党的十九大报告明确指出,“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”。如何实现高质量发展?“创新是引领发展的第一动力”,施行创新驱动战略,建设创新型国家是实现高质量发展的根本途径。鉴于此,本文在环境规制的技术创新效应基础上,进一步探讨外商直接投资(FDI)作为中介变量参与环境规制影响实体企业技术创新的路径机制,为新时代全面开放格局中环境规制工具的运用以及外商直接投资的引进提供综合性分析思路。

一 变量、数据与计量模型

(一) 变量选取

在被解释变量方面。本文的被解释变量为实体企业技术创新,目前主要有三类衡量指标:其一是采用企业全要素生产率(TFP)作为替代变量,包括普通最小二乘法、指数核算法、OP估计法和LP估计法等方法计算^①;其二是基于“投入-产出”模型下的企业技术创新效率识别,其中参数识别方法的随机前沿生产函数法和非参数识别方

法的数据包络分析法较为常用;其三是直观反映企业技术创新成果的专利申请以及授权情况衡量指标,包括发明专利、实用新型专利和外观设计专利三种类型。由于全要素生产率(TFP)和技术创新效率识别受制于处理方法的选择,所以本文采用工业企业人均有效发明专利数(拥有发明专利数)代表实体企业技术创新数量(*patent_p*),单位工业企业有效发明专利数(拥有发明专利数)代表实体企业技术创新强度(*patent_i*)。

在核心解释变量方面。本文的核心解释变量有环境规制强度(*ier*)作为解释变量,外商直接投资(*fdi*)作为中介变量。其中,环境规制强度也有三种衡量指标:其一是高度相关性变量替代,如人均收入水平等;其二是市场激励型或政府命令型变量,如排污费、污染处罚款和治理污染投资额(运营费用)等;其三是污染物排放末端处理变量,如工业废水排放达标率、工业二氧化硫去除率和工业固体废物综合利用率等。本文选择“三废”污染物排放的末端处理情况作为环境规制强度的替代变量,并采用熵权客观评价法综合计算

收稿日期:2019-07-23

基金项目:国家社会科学基金项目(18BTJ036)

作者简介:李诗音(1991—),女,湖南湘潭人,博士生,主要从事应用经济学理论研究。

①姚惠泽,张梅:《要素市场扭曲、对外直接投资与中国企业技术创新》,《产业经济研究》2018年第6期。

不同指标的权重^①:工业废水排放达标率的权重为0.1609,工业二氧化硫去除率权重为0.5029,工业固体废物综合利用率的权重为0.3362。

在其他控制变量方面。考虑到实体企业技术创新的数量和强度取决于物资资本和劳动力的投入,所以本文选取城镇单位中科学研究和技术服务的固定资产投资额与就业人口变量代表实体企业技术创新的物资资本(*capital*)和劳动力投入(*worker*)。另外,在创新环境变量中选取技术市场成交额、居民消费水平、国家财政性人均教育经费及互联网使用人口比例作为替代指标,在产业结构变量中选取农林牧渔业增加值、工业增加值、房地产业增加值及金融业增加值作为替代指标。

(二)数据来源

本研究数据集选择自我我国30个省级行政单位2006年至2016年的平衡面板数据集,其中工业企业有效发明专利数(拥有发明专利数)来源于《工业企业科技活动统计年鉴》,工业二氧化硫去除率和工业固体废物综合利用率来源于《中国城市统计年鉴》处理计算而得,工业废水排放达标率来源于不同地区统计年鉴处理计算而得,其他指标变量来源于《中国统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》以及国家统计局数据中心“分省年度数据”。表1呈现的是关键变量 Pearson 相关系数矩阵,可以发现外商直接投资(*fdi*)与环境规制强度(*ier*)及其二次方项(*ier²*)、实体企业技术创新数量(*patent_p*)和技术创新强度(*patent_i*)均具有较强的相互关系,能够初步判断外商直接投资的中介效应成立。

表1 关键变量的 Pearson 相关系数矩阵

	<i>patent_p</i>	<i>patent_i</i>	<i>ier</i>	<i>ier²</i>	<i>fdi</i>
<i>patent_p</i>	1				
<i>patent_i</i>	0.804 1	1			
<i>ier</i>	0.559 4	0.408 1	1		
<i>ier²</i>	0.607 2	0.431 1	0.990 4	1	
<i>fdi</i>	0.799 5	0.490 4	0.544 7	0.585 5	1

(三)计量模型

为了缓解异方差对回归结果稳健性影响,本文构建双对数计量模型如下:

$$\ln_patent_{it} = c_1 + \alpha_1 \ln_ier_{it} + \alpha_2 \ln_ier_{it}^2 + \sum_{j=3}^m \alpha_j \ln X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

引入外商直接投资(*fdi*)中介变量后的计量

模型变为:

$$\ln_patent_{it} = c_2 + \beta_1 \ln_ier_{it} + \beta_2 \ln_ier_{it}^2 + \beta_3 \ln_fdi_{it} + \sum_{j=4}^m \beta_j \ln X_{it} + \nu_i + \theta_{it} \quad (2)$$

式中,*i*代表不同区域,*t*代表不同时间。*ln_patent*作为被解释变量,代表地区实体企业技术创新数量和技术创新强度;*ln_ier*和*ln_ier²*作为解释变量,分别表示地区环境规制强度及其二次方项;*ln_fdi*则作为中介变量表示地区外商直接投资额;*ln_X*作为控制变量包含有创新环境指标和产业结构指标。 μ_i 与 ν_i 表示个体效应或者异质性效应, $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$ 与 $\theta_{it} \sim N(0, \xi^2)$ 为随机干扰项。按照“波特假说”的观点,适当环境规制能够激发企业创新行为,当环境规制强度较低时也可能抑制企业创新行为,图1与图2显示研究样本中环境规制强度与实体企业技术创新数量和技术创新强度均为“U”型关系,符合计量模型的设定。

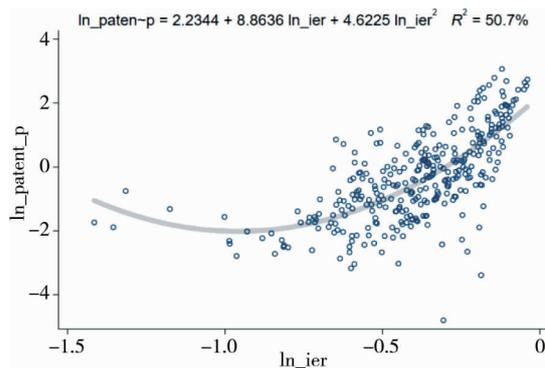


图1 环境规制与实体企业技术创新数量拟合

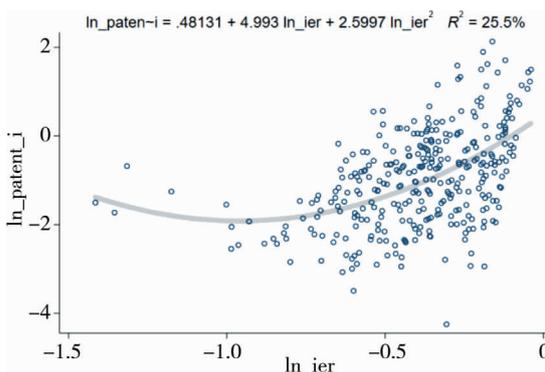


图2 环境规制与实体企业技术创新强度拟合

二 结果与稳健性检验

表2是环境规制与实体企业技术创新关系的基础回归结果,主要目的为进一步地确定环境规制与实体企业技术创新的“U”型关系。根据豪斯

^①邝嫦娥,田银华,李昊匡:《环境规制的污染减排效应研究——基于面板门槛模型的检验》,《世界经济文汇》2017年第3期。

曼检验结果,除模型(3)以外模型(1)至模型(6)均采用固定效应面板回归估计,样本数据中的个体效应或者异质性效应较为明显。具体而言:首先是环境规制与实体企业技术创新数量的回归结果,正如模型(1)至模型(3)所示,在逐步引入创新环境和产业结构的控制变量后,环境规制强度及其二次方项的系数标准误减小,说明控制变量的选取符合计量标准。从环境规制强度及其二次方项的系数来看,环境规制与实体企业技术创新数量的关系确实为“U”型曲线,即实体企业技术创新数量随着环境规制强度的提升先减小后增大。

其次是环境规制与实体企业技术创新强度的回归结果,正如模型(4)至模型(6)所示,在逐步引入控制变量之后,核心解释变量的系数标准误减小,控制变量的选取符合计量标准。与技术创新数量的关系相同,环境规制与实体企业技术创新强度的“U”型关系显著存在,即实体企业技术创新强度也会随着环境规制强度的提升先减小后增大。此外,比较模型(3)和模型(6)可以发现,后者“U”型曲线的拐点相比前者稍微滞后,说明环境规制对企业技术创新的影响先提升“数量”后增加“强度”,且模型(6)的“U”型曲线开口也

大于模型(3),环境规制对实体企业技术创新强度的促进作用更为明显。

表 3 是在环境规制与实体企业技术创新关系基础回归之上的外商直接投资(FDI)中介效应检验,其中 Panel A 的被解释变量为技术创新数量,Panel B 的被解释变量为技术创新强度。与此同时,除全样本的 FDI 中介效应检验以外,表 3 也考察了不同区域(东部、中部、西部和东北)的中介效应异质性,所有模型均采用固定效应面板回归估计。具体而言:首先从全国范围来看,无论是对技术创新数量亦或是对技术创新强度,FDI 作为中介变量的影响都较为显著。引入中介变量 FDI 后的环境规制强度及其二次项系数都发生变化,使“U”型曲线的拐点发生滞后,且 FDI 表现为负向中介效应(亦称遮掩效应^①)。同时,中介效应 Sobel-Goodman 检验的结果显示:在技术创新数量方面,FDI 作为中介变量参与环境规制强度及其二次项的效应比例分别为 35.13%和 24.54%,主要是环境规制强度一次项;在技术创新强度方面,FDI 作为中介变量参与环境规制强度及其二次项的效应比例分别为 19.97%和 44.90%,但集中于环境规制强度二次项。

表 2 环境规制与实体企业技术创新关系的基础回归结果

		被解释变量					
		创新数量:ln_patent_p			创新强度:ln_patent_i		
		模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
解释变量	ln_ier	4.407*** (0.621)	2.165*** (0.505)	2.364*** (0.456)	4.468*** (0.661)	2.599*** (0.560)	2.357*** (0.558)
	ln_ier ²	2.272*** (0.421)	2.190*** (0.325)	2.223*** (0.304)	2.492*** (0.448)	2.386*** (0.361)	2.204*** (0.361)
资本投入	ln_capital	0.529*** (0.045 2)	0.110** (0.045 1)	0.091 8** (0.042 8)	0.475*** (0.048 1)	0.074 7 (0.050 1)	0.066 9 (0.050 2)
劳动投入	ln_worker	1.140*** (0.173)	-0.065 3 (0.161)	-0.024 0 (0.115)	1.272*** (0.184)	-0.032 5 (0.179)	0.031 6 (0.180)
	创新环境变量	NO	YES	YES	NO	YES	YES
	产业结构变量	NO	NO	YES	NO	NO	YES
	Observations	329	329	329	329	329	329
	Hausman Test	56.51	20.20	16.80	113.91	47.35	44.53
	F Statistics	315.42	296.52	—	258.81	225.39	158.06
	Wald Statistics	—	—	2 642.88	—	—	—
	R-squared	0.810 5	0.890 7	0.893 5	0.778 2	0.861 0	0.868 6

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著,括号内为标准误。

①温忠麟,叶宝娟:《中介效应分析:方法和模型发展》,《心理科学进展》2014 年第 5 期。

表3 外商直接投资(FDI)的中介效应检验

Panel A 创新数量	被解释变量: ln_patent_p									
	全国		东部地区		中部地区		西部地区		东北地区	
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)	模型(9)	模型(10)
ln_ier	1.948*** (0.507)	2.590*** (0.520)	1.546 (1.706)	3.172** (1.595)	3.121 (2.313)	2.964 (2.349)	1.956*** (0.612)	1.958*** (0.615)	5.508 (9.347)	2.344 (9.480)
ln_ier^2	2.038*** (0.328)	2.407*** (0.333)	0.679 (2.568)	1.687 (2.346)	2.921 (2.258)	2.867 (2.278)	1.816*** (0.343)	1.821*** (0.349)	2.555 (8.752)	-0.895 (8.979)
ln_fdi		-0.337*** (0.0848)		-0.625*** (0.142)		0.220 (0.416)		-0.0104 (0.114)		-0.567 (0.433)
其他变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	329	329	109	109	66	66	121	121	33	33
F Statistics	203.56	198.84	80.50	91.40	55.24	50.25	123.52	112.87	26.72	25.78
R-squared	0.8949	0.9004	0.9174	0.9325	0.9325	0.9329	0.9380	0.9380	0.9469	0.9517
中介效应 Sobel-Goodman 检验										
	ln_ier	ln_ier^2	ln_ier	ln_ier^2	ln_ier	ln_ier^2	ln_ier	ln_ier^2	ln_ier	ln_ier^2
Sobel Test	3.114*** (0.458)	1.134*** (0.300)	4.370** (1.845)	1.740 (2.884)	0.346 (1.990)	-2.905 (2.506)	1.164** (0.489)	0.307 (0.265)	2.701 (13.21)	4.269 (12.23)
效应比例	35.13%	24.54%	34.69%	—	—	—	15.03%	—	—	—
Panel B 创新强度	被解释变量: ln_patent_i									
	全国		东部地区		中部地区		西部地区		东北地区	
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)	模型(9)	模型(10)
ln_ier	2.357*** (0.558)	3.353*** (0.556)	3.477* (1.896)	5.167*** (1.796)	1.426 (2.256)	1.292 (2.293)	1.670*** (0.607)	1.703*** (0.601)	8.649 (11.08)	7.476 (11.73)
ln_ier^2	2.204*** (0.361)	2.777*** (0.357)	3.498 (2.853)	4.545* (2.642)	0.129 (2.203)	0.0824 (2.224)	1.570*** (0.341)	1.662*** (0.341)	5.681 (10.37)	4.402 (11.11)
ln_fdi		-0.523*** (0.0907)		-0.649*** (0.160)		0.188 (0.406)		-0.192* (0.111)		-0.210 (0.536)
其他变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	329	329	109	109	66	66	121	121	33	33
F Statistics	158.06	164.82	83.79	92.30	43.08	39.13	96.53	91.13	20.09	17.68
R-squared	0.8686	0.8822	0.9204	0.9331	0.9150	0.9154	0.9220	0.9243	0.9305	0.9311
中介效应 Sobel-Goodman 检验										
	ln_ier	ln_ier^2	ln_ier	ln_ier^2	ln_ier	ln_ier^2	ln_ier	ln_ier^2	ln_ier	ln_ier^2
Sobel Test	0.449* (0.230)	-0.692*** (0.167)	2.193** (1.036)	0.475 (0.866)	0.263 (1.514)	-2.209 (1.932)	0.372* (0.218)	0.118 (0.128)	0.681 (3.372)	1.076 (3.192)
效应比例	19.97%	44.90%	24.44%	—	—	—	21.23%	—	—	—

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著,括号内为标准误。

从不同区域来看,无论是对技术创新数量亦或是对技术创新强度,FDI 中介效应在中部地区和东北地区均不显著,且环境规制强度及其二次项系数也不显著,但是在东部地区和西部地区则较为显著。这种区域异质性的形成原因在于,外商直接投资不仅对企业技术创新存在溢出效应(正向作用),而且对企业技术创新具有挤出效应

(负向作用)^①。倘若 FDI 要在环境规制与实体企业技术创新的关系中发挥显著影响,必须考虑到内资企业特性和区域文化制度之间的“交互作用”。

在东部地区,引入中介变量 FDI 后的环境规制强度及其二次项系数不仅产生变化而且更加显著。根据中介效应 Sobel-Goodman 检验的结果,

①石大千,杨咏文:《FDI 与企业创新:溢出还是挤出?》,《世界经济研究》2018 年第 9 期。

东部地区 FDI 的中介效应只存在环境规制强度的一次项中,对技术创新数量和技术创新强度的效应比例分别为 34.69%和 24.44%。不过,FDI 的负向中介效应却使“U”型曲线拐点的移动方向不尽相同,在技术创新数量回归结果中向左移动,在技术创新强度回归结果中向右移动。这说明东部地区引进 FDI 加大了市场竞争,使环境规制激发企业创新行为的作用提前,但并未让单个企业的创新能力有所提升^①。

在西部地区,根据中介效应 Sobel-Goodman 检验结果,FDI 的中介效应只存在环境规制强度

一次项中,对技术创新数量以及技术创新强度的效应比例分别为 15.03%和 21.23%,可见西部地区的 FDI 中介效应并不明显。另一方面,从模型(8)估计结果来看,西部地区 FDI 对企业技术创新的影响也不显著,负向的中介效应使得两条“U”型曲线拐点均向左移动,即环境规制促进企业创新活动的作用提前。由于西部地区相较东部地区的经济发展落后,中介变量 FDI 的提前作用更有可能是技术溢出效应的显现,只不过这种效应对企业技术创新的影响被环境规制遮掩而并不显著。

表 4 外商直接投资(FDI)作为中介变量的稳健性检验

被解释变量	滞后一期项				Bootstrap 抽样			
	\ln_patent_p		\ln_patent_i		\ln_patent_p		\ln_patent_i	
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)
\ln_ier	2.742*** (0.499)	3.236*** (0.500)	3.188*** (0.541)	3.986*** (0.520)	1.948*** (0.507)	2.590*** (0.520)	2.357*** (0.558)	3.353*** (0.556)
\ln_ier^2	2.345*** (0.315)	2.579*** (0.312)	2.703*** (0.342)	3.080*** (0.325)	2.038*** (0.328)	2.407*** (0.333)	2.204*** (0.361)	2.777*** (0.357)
\ln_fdi		-0.333*** (0.082 4)		-0.537*** (0.085 8)		-0.337*** (0.084 8)		-0.523*** (0.0907)
其他变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	300	300	300	300	329	329	329	329
F Statistics	202.90	199.64	172.24	185.48	203.56	198.84	158.06	164.82
R-squared	0.904 2	0.909 9	0.889 0	0.903 7	0.894 9	0.900 4	0.868 6	0.882 2
中介效应检验								
	\ln_ier	\ln_ier^2	\ln_ier	\ln_ier^2	\ln_ier	\ln_ier^2	\ln_ier	\ln_ier^2
统计量	2.831*** (0.453)	0.971*** (0.291)	0.334 (0.233)	-0.605*** (0.169)	3.114*** (0.379)	1.134*** (0.252)	0.449*** (0.218)	-0.692*** (0.167)
效应比例	32.41%	21.76%	—	39.65%	35.13%	24.54%	19.97%	44.90%

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著,括号内为标准误。

环境规制对企业技术创新的影响存在滞后性^②,政府当前执行的环境规制标准要下一期才能在企业技术创新成果(工业企业有效或拥有发明专利数)上产生效果。表 4 中模型(1)至模型(4)为环境规制强度滞后一期的情况下 FDI 作为中介变量的稳健性检验,可以知道:无论是对技术创新数量亦或是对技术创新强度,FDI 作为中介变量的影响都较为显著。中介效应 Sobel-Goodman 检验结果显示:技术创新数量方面,FDI 作为中介变量参与环境规制强度及其二次项的效应比例分别为 32.41%和 21.76%,主要是环境规

制强度一次项;技术创新强度方面,FDI 仅参与环境规制强度二次项的中介作用,其效应比例为 39.65%。

中介效应 Sobel-Goodman 检验的基本原理是系数乘积检验法,前提假设要求中介变量的系数乘积服从正态分布,但即使单个系数服从正态分布,两者的乘积也大概率不是正态分布,所以标准误计算存在偏差。表 4 中模型(5)至模型(8)为采用偏差校正的非参数 Bootstrap 方法稳健性检验,可以知道:FDI 的中介效应同样较为明显。根据 Bootstrap 方法报告的中介效应检验结果显示:

①许长新,杨李华:《异质性视角下机构投资者影响企业创新的路径》,《金融经济研究》2018 年第 6 期。

②齐亚伟,陶长琪:《环境约束下要素集聚对区域创新能力的影响——基于 GWR 模型的实证分析》,《科研管理》2014 年第 9 期。

技术创新数量方面,环境规制强度及其二次项的效应比例分别为 35.13% 和 24.54%,主要是环境规制强度的一次项;技术创新强度方面,环境规制强度及其二次项的效应比例分别为 19.97% 和 44.90%,但集中于环境规制强度的二次项。

三 主要结论与政策建议

实体经济是强国之本、富民之基,推动实体经济创新发展是实现高质量发展的必由之路。本文在现有理论、假说和文献研究之上,探讨外商直接投资(FDI)对环境规制与实体企业技术创新关系的中介效应,并考察不同区域(东部、中部、西部和东北)的中介效应异质性,通过环境规制滞后一期和非参数 Bootstrap 抽样对中介效应的稳健性进行检验。结果显示:外商直接投资(FDI)作为中介变量确实会影响环境规制与实体企业技术

创新的关系,但 FDI 的中介效应在不同区域存在明显的异质作用,东部和西部地区较为显著,中部和东北地区则并不显著。

此外,上述研究结论对环境规制工具的运用和外商直接投资的引进具有较强的政策含义:首先,环境规制工具选择的目标是实现经济高质量发展,既包含“青山绿水”的高质量生态发展,又包含“创新引领”的高质量工业发展。当前,在完善政府主导的命令型环境规制工具同时,需要丰富市场与社会的环境规制“工具箱”,不断降低环境规制的企业成本,增加环境规制的社会收益。其次,外商直接投资的引进必须切合经济高质量发展,既要因地制宜地科学“引进来”,也要互惠互利地合理“引进来”,积极稳妥推进内陆地区进一步开放,吸引外商企业投资落户欠发达的地区,进而创造合作共赢的开放新时代。

Environmental Regulation and Technological Innovation in Entity Enterprises: Based on the Test of FDI Mediating Effect

LI Shi-yin & GONG Ri-zhao

(School of Business, Hunan University of Science and Technology, Xiangtan 411201, China)

Abstract: On the basis of relevant theories around environmental regulation, technological innovation and foreign direct investment (FDI), this paper, using regional panel data set from 2006 to 2016, discusses the mediation effect of FDI on the relationship between environmental regulation and technological innovation in entity enterprises. Through the environmental regulation lag term and non-parametric Bootstrap sampling, it tests the robustness of the mediation effect. Results show that FDI, as a mediating variable, does affect the “U-shaped” relationship between environmental regulation and technological innovation in entity enterprises, but the mediation effect of FDI has significant heterogeneous effects in different regions. It is significant in the eastern and western regions, but not significant in the central and northeastern regions. Therefore, to achieve high-quality economic development, we shall not only enrich the toolbox of environmental regulation, but also actively and steadily promote the further opening up of inland areas.

Key words: environmental regulation; technological innovation; foreign direct investment; mediation effect

(责任校对 朱正余)