

【编者按】在中国经济由高速增长转向高质量发展的过程中,实现经济增长与环境污染之间平衡成为新时代的重要议题。为治理并约束企业的环境污染行为,国家已采取不同类别的环境管制工具。从学术研究的角度来看,加强环境管制将给产业发展带来自适应和被动适应,即企业通过自主创新适应环境管制需求和关停并转或跨区域(产业)转移适应环境管制强度的变化。

环境管制的强度差异性、产业差异性和区域差异性导致环境管制强度对产业转移的影响呈现多种可能性,因而学术界关于环境管制强度对产业转移影响问题的研究结论依然莫衷一是。本期推出的“环境规制的产业转移效应分析——基于资源禀赋转换的视角”一文,从理论和实证两个方面分析环境管制的产业转移效应,为我国积极应对环境管制强度、探索产业转移路径提供有益的借鉴。

“政府管制”栏目特邀主持人:王俊豪 教授

环境规制的产业转移效应分析

——基于资源禀赋转换的视角

宋德勇, 赵菲菲

(华中科技大学经济学院, 湖北 武汉 430074)

摘 要: 本文从理论视角分析环境规制引致产业转移的作用机理, 提出环境规制与产业转移之间存在门槛效应及区域要素禀赋具有中介效应的假设, 并以中国省级面板数据进行实证检验。研究表明, 环境规制与产业转移之间存在U型相关关系, 环境规制强度跨越门槛值时, 环境规制提高产业转移的活跃度; 自然资源禀赋和要素资源禀赋在环境规制与产业转移之间存在显著的中介效应, 中介效应的大小及作用方向受环境规制强度的影响; 自然资源禀赋和要素资源禀赋在环境规制与产业转移之间存在双重门槛效应。据此, 合理设定环境规制强度、优化区域要素禀赋对提升产业转移效率, 破解区域经济发展不平衡, 实现环境保护与经济协调发展具有重要意义。

关键词: 环境规制; 要素禀赋; 中介效应; 产业转移

中图分类号: F062.9

文献标识码: A

文章编号: 1004-4892(2019)03-0104-09

改革开放四十年以来,中国取得了举世瞩目的经济奇迹,逐步迈向高质量发展阶段。然而,伴随经济发展水平的不断提高,环境问题对经济增长的约束作用却日益增强。为缓解环境约束、改善环境质量,国家相继出台一系列环保政策。在此背景下,作为经济增长和环境制约的主体产业发展情况备受关注。

随着环境约束力的不断增强,企业转移进入高峰期。2015年,上海市加速淘汰劣势企业,高

收稿日期: 2018-01-03

基金项目: 国家社会科学基金项目(17BJY065)

作者简介: 宋德勇(1966-),男,湖北松滋人,华中科技大学经济学院教授;赵菲菲(1990-),女,山东泰安人,华中科技大学经济学院博士生。

污染企业整体搬迁改造“提速”。2018年,江西省印发《江西省打赢蓝天保卫战三年行动计划(2018~2020)》,强调到2020年底基本完成城市主城区重污染企业搬迁改造任务。

环境规制强度的区域差异为产业跨区域转移提供可能。低经济发展水平地区因高经济发展水平地区“驱污”战略的推进而创造了经济增长的机遇,纷纷出台相关政策吸引产业迁入。除政策驱动力外,环境规制推动产业跨区域转移的内在机制究竟如何值得深入探讨。

因此,本文以资源禀赋为切入点,从理论和实证两个视角分析环境规制引致产业跨区域转移的内在机制和经验事实,为优化产业转移路径、提升产业转移效率,进而破解区域经济发展不平衡,实现区域经济与环境的协调发展提供相关借鉴。

一、相关文献述评

环境规制与产业转移相互关系的研究已成为学术界关注的热点,并主要聚焦于以下两点:一是环境规制能否引起产业转移的争论;二是环境规制引致产业转移的机理分析。

关于环境规制能否推动产业转移的探讨。一是环境规制对区域产业转移并无显著影响^[1]。Acemoglu et al. (2012)指出环境规制强度即便增加也不会发生产业转移现象^[2]。二是支持“污染避难所假说”,认为国家实施严格的环境规制引起企业重新进行策略选择,部分污染企业向规制强度较弱的地区转移。三是环境规制与产业转移的相互关系受区域及产业特征的影响^[3]。

关于环境规制推动产业转移机制的分析。第一,企业生产成本视角。从投入产出分析视角可知,影响产业迁移的因素包括要素投入价格、基础设施和市场规模等。但在多样化环境规制手段的背景下,应对环境规制的成本是影响企业迁移行为的重要因素。“污染天堂假说”认为环境规制政策促使追求利润最大化的企业重新进行策略选择,进而引致产业转移现象出现^[4]。第二,新经济地理学视角。新经济地理学解释经济活动的空间集聚机制,认为作为产业集聚的离心力,环境规制强度的提高推动了产业转移出现^[5]。Hosoe和Naito(2006)、Ikazaki和Naito(2012)指出环境污染引起熟练劳动力的跨区域流动,环境污染是产业集聚的向心力进而引起产业转移,但转移效应仅存在于长期^[6]。Kyriakopoulou和Xepapadeas(2013)指出“近视的”环境政策是产业集聚的向心力,而“最优的”环境政策是产业集聚的离心力,两者相互作用引发产业转移现象^[7]。第三,软约束视角。随着人们环保意识的提高,非正式环境规制在环保中发挥的作用日益增强。除上述观点外,部分学者认为环境规制强度的差异对产业竞争力、产业策略行为产生影响,也引致产业转移^[8]。

由于环境规制类型、区域及产业特征的差异,国内学者对环境规制与产业转移相互关系的研究日益丰富。傅师雄等(2011)认为我国污染密集型产业从环境污染强度高的东部地区向规制较弱的西部地区转移^[9]。金祥荣等(2012)研究发现西部地区实施的较为宽松的环境规制政策是吸引污染产业西移的重要推动力^[10]。钟茂初等(2015)指出环境规制强度超过门槛值后驱动污染产业转移和升级^[11]。沈坤荣等(2017)研究指出环境规制推动产业就近转移^[12]。宋爽等(2017)进一步总结不同类型环境规制政策对产业转移影响的差异性^[13]。Zhang S et al. (2018)指出水污染治理政策引起企业跨地区转移,企业对环境监管政策具有不同的反应敏感度^[14]。

通过上述文献梳理可知,关于环境规制和产业转移的研究多集中于对两者相互关系及特征的分析,对环境规制引致产业转移机理的研究虽有涉及,但鲜有文献从要素禀赋视角加以探讨。本文的边际贡献主要在于:一是从理论视角出发,以区域要素禀赋为切入点,对环境规制引起产业转移的内在机制进行系统的分析和归纳;二是构建正式和非正式环境规制的测算方法,从环境规制硬约束和软约束两个视角分析其产业转移效应;三是引入中介效应和门槛效应,探讨要素禀赋对环境规制产业转移效应的具体影响特征。

二、理论分析和研究假设

(一) 环境规制重组区域要素禀赋

环境规制对不可流动性要素的影响。由于环境规制强度和产业清洁创新投入的差异,各地区清洁技术创新水平存在明显不同,因此环境规制对地区水和土地等自然资源禀赋的重塑作用显著。

环境规制对可流动性要素的影响。由于环境规制强度的区域差异,生产要素存在区域流动的可能性。此外,环境规制是区域制度性要素的重要组成部分,环境规制强度的区域差异明显改变区域要素禀赋结构。

此外,环境规制对生产要素投入具有替代效应和补偿效应。一方面,环境规制导致企业减少生产活动,降低生产要素的总量投入;另一方面,环境规制引致企业生产要素投入比例发生变动。这两种效应共同作用改变了区域生产要素禀赋结构。

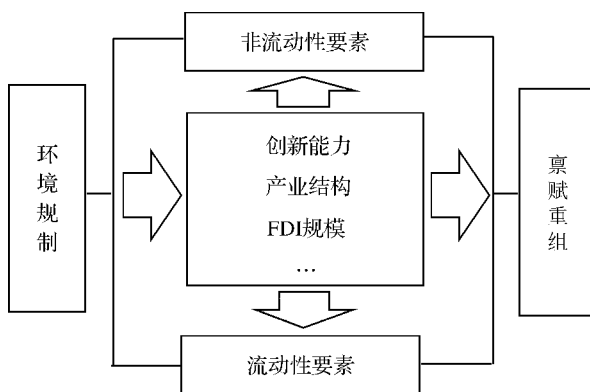


图1 环境规制重组区域要素禀赋

(二) 环境规制、要素禀赋和产业转移的传导机制

环境规制对产业转移的直接效应。环境规制直接对企业策略行为产生直接影响而引起产业转移的出现。

要素禀赋在环境规制与产业转移间的中介效应。产业转移的本质是生产要素的跨区域流动和重新组合,产业转移内生机理是指产业内在区位选择。区域生产要素禀赋动态变化是产业转移的决定性因素。环境规制通过引导要素投入变化和跨区域流动,改变区域要素禀赋结构,进而对区域比较优势产生影响,表现为产业转移现象的出现。

根据上述分析,本文提出以下假设:

假设1:环境规制与产业转移之间存在非线性相关关系,具体表现为U型特征,即环境规制与产业转移之间存在门槛效应。

假设2:资源禀赋在环境规制与产业转移之间存在中介效应。

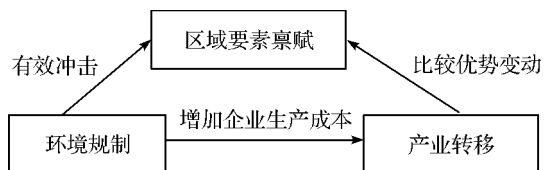


图2 环境规制引致产业转移的传导机制

三、指标选取和模型设定

(一) 指标选取

本文探讨环境规制对产业转移的作用特征,以产业转移为被解释变量、环境规制综合指数为核

心解释变量,构建计量模型进行实证分析。

1. 被解释变量:产业转移相对量(Ind)。借鉴覃成林等(2014)的研究,本文采用区位商指数的差分变动测度产业转移相对量,以反映区域产业转移的活跃度^[15]。

2. 核心解释变量。由于数据获取及质量等因素的限制,环境规制强度的实证测量还较为困难^[16]。目前,学者们主要从两个方面对环境规制强度进行测算:一是利用单一指标衡量^{[17][18]};二是通过构建环境规制综合指数衡量^[19]。借鉴相关学者的已有研究,本文构建正式环境规制和非正式环境规制两个衡量指标。正式环境规制是一个相对指标。借鉴产业区位商的计算方法,构建的正式环境规制为:

$$\text{正式环境规制} = \frac{\text{地区环境规制绝对值}}{\text{地区生产总值}} / \frac{\text{全国环境规制绝对值}}{\text{国内生产总值}}$$

借鉴原毅军等(2014)的方法^[20],构建非正式环境规制的具体指标解释如下:(1)收入水平,选取城镇在岗职工平均工资水平加以衡量;(2)教育水平,选取就业人员中大专及以上学历的比重衡量;(3)人口密度,人口密度越高,说明承受环境污染负外部性的人越多,则参与非正式环境规制的人数也增加;(4)地区环保问题的信访件数。

3. 中介变量:资源禀赋(Redow)。资源禀赋丰裕程度是区域“比较优势”的重要衡量指标。利用熵值法,构建包含水、土地、煤炭和石油等资源在内的自然资源禀赋指数及劳动力、资本和技术等要素在内的要素资源禀赋指数。

4. 控制变量。技术进步、开放程度、市场规模和国家干预程度等因素均对产业转移产生影响。为控制上述因素对估计结果的影响,本文分别将其作为控制变量引入模型。其中,全要素生产率(TFP)的测算利用 deap2.1 软件,通过选用三个投入指标(企业单位数、总资产和全部从业人员年平均人数)和两个产出指标(工业总产值和产品销售收入)计算后获取。

(二)数据来源和描述性统计

鉴于数据的可得性及准确性,本文以 2004~2015 年 30 个省级(由于数据限制,删除西藏自治区)面板数据为样本进行实证分析。相关研究数据来自于 2003~2016 年《中国工业统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国劳动力统计年鉴》及 EPS 数据平台。数据缺失值采用均值插值法进行补充。

(三)动态面板模型

为消除样本数据的非平稳性,我们对模型中所有变量取对数处理。通过赤池信息准则(AIC)和贝叶斯信息准则(BIC)对变量进行检验,根据检验结果在模型中引入被解释变量的一阶滞后项,并引入正式环境规制的二次项,构建的模型如下:

$$\begin{aligned} \ln ins_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln ins_{it-1} + \beta_2 \ln Rferi_{it} + \beta_3 \ln Rferi_{it}^2 + \beta_4 \ln Iferi_{it} + \\ & \beta_5 \ln nad_{it} + \beta_6 \ln fad_{it} + \beta_7 \ln tfp_{it} + \beta_8 \ln open_{it} + \eta_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

其中, i 代表不同的省(市、自治区), t 代表时间, η_{it} 为个体固定效应, ε_{it} 为误差项。

由于影响资源禀赋或产业转移的因素较多且复杂,本文构建的计量模型可能存在内生性问题。SYS-GMM(系统广义矩估计法)通过使用恰当的工具变量能解决内生性问题,且存在单位根的情况下依然有效。因此,为得到有效估计量,本文采取两阶段的 SYS-GMM 方法对动态面板数据进行估计。

(四)中介效应模型

为验证区域资源禀赋的中介影响,本文拟借助中介效应模型进行检验。中介效应模型表明,将解释变量 X 对

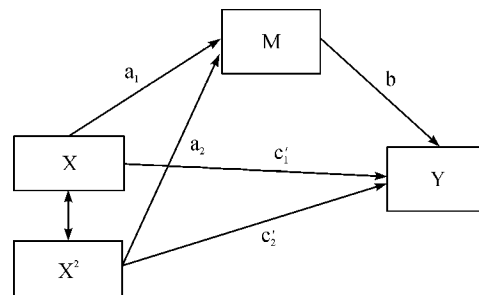


图3 中介效应模型

被解释变量 Y 的影响进行分解,除 X 对 Y 的直接影响外,还包括通过中介变量 M 对 Y 产生的间接影响,则 M 为中介变量。简言之,中介变量是解释变量对被解释变量发生间接作用的内部传导机制。借鉴 Hayes 和 Preacher(2010)的方法^[21],本文构建的非线性中介效应检验方程如下:

$$Lnins_{it} = \beta_0 + \beta_1 Lnins_{it-1} + \beta_2 \ln Rferi_{it} + \beta_3 \ln Rferi_{it}^2 + \beta_4 \ln Iferi_{it} + \beta_5 \ln tfp_{it} + \beta_6 \ln open_{it} + \eta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Lnnad_{it} = \beta_0 + \beta_1 lnnad_{it-1} + \beta_2 \ln Rferi_{it} + \beta_3 \ln Rferi_{it}^2 + \beta_4 \ln open_{it} + \beta_5 \ln mars_{it} + \beta_6 \ln stain_{it} + \eta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Lnfad_{it} = \beta_0 + \beta_1 lnfad_{it-1} + \beta_2 \ln Rferi_{it} + \beta_3 \ln Rferi_{it}^2 + \beta_4 \ln Iferi_{it} + \beta_5 \ln open_{it} + \beta_6 \ln mars_{it} + \beta_7 \ln stain_{it} + \eta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$Lnins_{it} = \beta_0 + \beta_1 Lnins_{it-1} + \beta_2 \ln Rferi_{it} + \beta_3 \ln Rferi_{it}^2 + \beta_4 \ln Iferi_{it} + \beta_5 lnnad_{it} + \beta_6 \ln tfp_{it} + \beta_7 \ln open_{it} + \eta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$Lnins_{it} = \beta_0 + \beta_1 Lnins_{it-1} + \beta_2 \ln Rferi_{it} + \beta_3 \ln Rferi_{it}^2 + \beta_4 \ln Iferi_{it} + \beta_5 lnfad_{it} + \beta_6 \ln tfp_{it} + \beta_7 \ln open_{it} + \eta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

四、计量结果及分析

(一) 环境规制对产业转移影响的回归分析

本文通过方程(1)验证环境规制对产业转移的影响(结果见表1所示)。由表1可知,正式环境规制与产业转移之间存在非线性关系,呈现U型特征,从而验证了假设1。正式环境规制的一次项系数为-0.123且在1%的水平上显著,说明环境规制强度每提高1个百分点,产业转移相对量将下降0.123个百分点。结合环境规制的二次项系数为正,表明当前环境规制与产业转移位于U型的左端,尚未达到拐点。非正式环境规制与产业转移之间呈负相关性。

在控制变量中,全要素生产率与产业转移呈现正向相关关系且在10%的水平上显著,说明区域全要素生产率的提升对产业转移具有一定的吸引力;开放水平与产业转移呈现显著的正向关系,说明开放程度的提升能有效推动区域承接产业转移的能力。

表1 环境规制、资源禀赋与产业转移的回归结果

变 量	方程(1)	
	未加入控制变量	加入控制变量
$Lnins_{it-1}$	0.826 *** (8.78)	0.940 *** (20.63)
$\ln Rferi$	-0.067 ** (-2.07)	-0.123 *** (-3.21)
$\ln Rferi^2$	0.056 ** (2.20)	0.122 *** (3.78)
$\ln Iferi$	-0.116 (-1.07)	-0.117 *** (-3.41)
$Lnnad$	0.262 * (1.82)	-0.100 *** (-3.08)
$Lnfad$	-0.214 ** (-2.20)	-0.109 *** (-3.01)
$\ln tfp$		0.118 * (1.83)
$\ln open$		0.018 *** (4.77)
_ cons	0.277	0.741 *** (3.84)
AR(1)	0.000	0.001
AR(2)	0.028	0.829
Sargan 检验(P 值)	0.207	0.139

注: *、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平,括号中的数字表示系数检验t值。

(二) 资源禀赋的中介效应分析

为检验资源禀赋在环境规制与产业转移之间的中介效应,我们构建方程(2)~(6)。根据方程

的特点, 本文采用两阶段的 SYS-GMM 估计方法(结果见表 2 所示)。

表 2 资源禀赋的中介效应回归结果

变 量	Lnins(2-1)	Lnnad(2-2)	Lnfad(2-3)	Lnins(2-4)	Lnins(2-5)
Lnins _{it-1}	0.925 *** (20.23)			0.830 *** (6.55)	0.823 *** (8.38)
lnRferi	-0.160 *** (-4.32)	-0.104 *** (-7.46) [a ₁]	-0.028 *** (-3.52) [a' ₁]	-0.17 *** (-3.08) [c' ₁]	-0.205 *** (-3.47) [c' ₁₁]
lnRferi ²	0.121 *** (4.10)	0.097 *** (6.88) [a ₂]	0.032 *** (4.61) [a' ₂]	0.131 *** (3.26) [c' ₂]	0.159 *** (3.56) [c' ₂₂]
LnIeri	-0.213 * (-2.68)	0.014 (-3.20)	-0.066 *** (-3.61)	-0.250 * (-1.87)	-0.278 ** (-2.32)
Lnnad				0.040 (0.33) [b]	
Lnnad _{it-1}		0.879 *** (51.82)			
Lnfad					0.075 ** (0.95) [b']
Lnfad _{it-1}			1.015 *** (75.42)		
Lntfp	-0.210 *** (-2.73)			-0.192 ** (-2.14)	-0.212 ** (-2.41)
Lnopen	-0.101 *** (-4.32)	0.002 * (1.83)	-0.004 *** (-5.45)	-0.014 ** (-2.06)	-0.013 ** (-2.13)
Lnmars		-0.004 ** (-2.04)	0.003 (1.51)		
Lnstain		0.019 *** (2.20)	0.005 (0.70)		
_ cons	0.958 * (3.13)	0.312 *** (3.69)	0.198 *** (2.68)	1.021 ** (2.13)	0.978 *** (2.76)
AR(1)	0.005	0.013	0.015	0.009	0.006
AR(2)	0.169	0.131	0.257	0.138	0.194
Sargan(P 值)	0.347	0.250	0.475	0.287	0.286

注: *、** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平, 圆括号表示系数检验 t 值, 方括号表示中介效应的路径。

据表 2 可知, 公式(2)表明环境规制对产业转移的影响显著, 相关系数解释已在前文说明, 此处不再赘述。公式(2)和(3)表明环境规制与要素禀赋之间的相互关系。根据回归结果, 正式环境规制与自然资源禀赋呈 U 型相关性。当环境规制强度较低时, 由于执行力度等因素的影响, 环境规制并不能扭转资源禀赋日益耗竭的现象。但随着环境规制强度的提高, 对自然资源的保护力度不断加强, 从而延长了资源的使用周期, 环境规制提高了资源使用效率。非正式环境规制对自然资源禀赋的影响不显著。要素资源禀赋与正式环境规制间存在 U 型非线性关系。根据方程(4)和(5)的回归结果可知, 环境规制对产业转移的直接效应均显著。因此, 资源禀赋在环境规制与产业转移之间的中介效应显著, 从而验证了假设 2。

但根据非线性中介效应的分析可知, 资源禀赋在环境规制与产业转移之间的中介效应大小可表示为公式(7)。根据检验方程的系数可知, 自然资源禀赋和要素资源禀赋的中介效应值为环境规制强度的方程(8)和(9)。上述分析说明, 资源禀赋在环境规制与产业转移之间的中介效应存在, 中介效应的大小和方向均随环境规制强度的大小而发生改变。

$$\theta = \left(\frac{\partial M}{\partial X} \right) \left(\frac{\partial Y}{\partial M} \right) \quad (7)$$

$$\theta_1 = 0.008 \ln rferi - 0.004 \quad (8)$$

$$\theta_2 = 0.005 \ln rferi - 0.002 \quad (9)$$

为更深刻认识资源禀赋的中介效应值变动, 根据检验方程回归结果绘制成图 4。由图 4 可知, 环境规制与产业转移相对量、要素资源禀赋指数之间均呈 U 型, 但二者的 U 型拐点值存在区别^①。当正式环境规制强度低于 1.560 时, 要素资源禀赋的下降速度明显快于产业转移相对量, 即要素资源禀赋对产业转移相对量产生向下的拉力, 引致产业转移量下降; 当环境规制强度跨越门槛值

① 通过门槛模型测算拐点值, 具体过程不再赘述。

1.578 时,要素资源禀赋对产业转移相对量具有推力,促进产业转移量上升。但正式环境规制强度位于 1.560~1.578 时,要素资源禀赋对产业转移的作用并不明显。环境规制与产业转移相对量、自然资源禀赋指数之间的相互关系与上述一致。

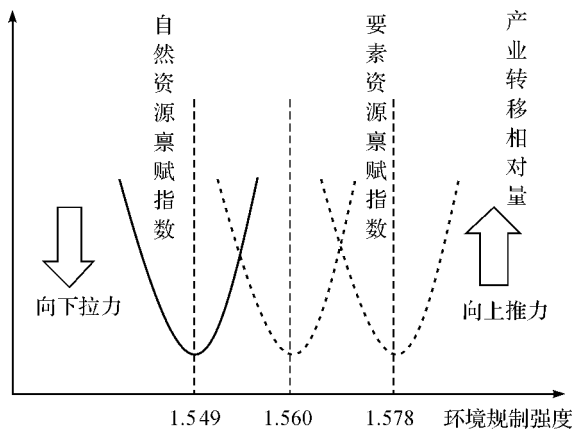


图 4 环境规制下要素资源禀赋与产业转移的相互关系

(三) 门槛效应分析

由上述分析可知,正式环境规制与要素资源禀赋、产业转移之间均存在 U 型特征,且要素资源禀赋在环境规制与产业转移之间的中介效应值随环境规制强度而变动。为进一步分析资源禀赋作用下环境规制与产业转移的相互关系,本文以资源禀赋为门槛值构建门槛模型,具体形式如下:

$$\ln ins_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln ins_{it-1} + \beta_2 \ln Rferi_{it} * I(\ln fad \leq \gamma_1) + \beta_3 \ln Rferi_{it} * I(\gamma_1 < \ln fad < \gamma_2) + \beta_4 \ln Rferi_{it} * I(\ln fad > \gamma_2) + \beta_5 \ln X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

$$\ln ins_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln ins_{it-1} + \beta_2 \ln Rferi_{it} * I(\ln nad \leq \gamma_1) + \beta_3 \ln Rferi_{it} * I(\gamma_1 < \ln nad < \gamma_2) + \beta_4 \ln Rferi_{it} * I(\ln nad > \gamma_2) + \beta_5 \ln X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

表 3 的门槛效应自抽样检验结果表明,自然资源禀赋和要素资源禀赋均具有双重门槛效应。表 4 验证在自然资源禀赋和要素资源禀赋不同门槛区间内,正式环境规制对产业转移影响的结果。表 4 显示,在自然资源禀赋的不同区间内,环境规制对产业转移的作用方向及大小均存在差别。自然资源禀赋门槛值小于 3.518 时,环境规制对产业转移的影响系数为 -0.052;自然资源禀赋门槛值处于 3.518~3.567 时,环境规制对产业转移的系数为正但不显著;自然资源禀赋门槛值大于 3.567 时,环境规制对产业转移的影响系数为 0.157。在要素资源禀赋不同门槛区间内,产业转移的情况类似。上述结果进一步说明环境规制与产业转移之间的倒 U 型关系,直接验证在资源禀赋不同门槛区间内环境规制对产业转移的差异性影响,间接验证资源禀赋中介效应的存在。

表 3 门槛效应自抽样检验结果

门槛变量	假设检验	F 值	P 值	LR(Bootstrap 仿真)(10%、5%和1%的临界值)
自然资源禀赋 (lnnad)	H ₀ : 线性模型; H ₁ : 单一门槛	14.8 *	0.073	(13.59; 16.16; 23.83)
	H ₀ : 单一门槛; H ₁ : 双重门槛	15.54 *	0.063	(13.37; 16.49; 19.61)
	H ₀ : 双重门槛; H ₁ : 三重门槛	11.48	0.59	(26.60; 32.18; 44.85)
要素资源禀赋 (lnfad)	H ₀ : 线性模型; H ₁ : 单一门槛	35.72 **	0.003	(19.30; 22.55; 31.27)
	H ₀ : 单一门槛; H ₁ : 双重门槛	29.46 **	0.015	(12.77; 16.57; 28.67)
	H ₀ : 双重门槛; H ₁ : 三重门槛	6.64	0.79	(22.11; 25.10; 34.48)

表 4 资源禀赋的门槛回归结果

门槛变量	门槛区间	环境规制交叉项	系数估计值
自然资源禀赋	Range1 ($Lnnad \leq 3.518$)	$LnRferi * Rang1$	$-0.052^{**}(-2.30)$
	Range2 ($3.518 < Lnnad \leq 3.567$)	$LnRferi * Rang2$	$0.024(1.33)$
	Range3 ($Lnnad > 3.567$)	$LnRferi * Rang3$	$0.157^{***}(5.39)$
要素资源禀赋	Range1 ($Lnfad \leq 3.345$)	$LnRferi * Rang1$	$-0.019(-0.65)$
	Range2 ($3.345 < Lnfad \leq 3.531$)	$LnRferi * Rang2$	$-0.070^{***}(-3.13)$
	Range3 ($Lnfad > 3.531$)	$LnRferi * Rang3$	$0.089^{***}(4.58)$

(四) 稳健性检验

为充分利用面板数据的有效信息检验上述估计结果的稳定性, 本文针对模型(1)及(2)~(6)进行稳定性检验。借鉴原毅军等(2014)的做法, 选用工业污染排放相对强度作为衡量正式环境规制强度的替代变量, 人力资本、失业率、儿童抚养比和环境监测机构个数作为非正式环境规制强度的替代变量。对方程(1)及(2)~(6)重新进行面板数据分析, 估计结果表明主要回归结果基本保持不变, 因而本文的检验结果是稳健的^①。

五、政策建议

本文从事实特征角度, 分析环境规制引致产业转移的作用机理, 提出正式环境规制与产业转移存在门槛效应及区域要素禀赋具有中介效应的假设, 并以中国省级面板数据通过计量模型进行实证检验。研究表明, 环境规制与产业转移之间确实存在非线性关系, 二者呈 U 型特征; 区域要素禀赋在环境规制与产业转移之间具有中介效应, 但中介效应大小是环境规制强度的方程, 其大小及作用方向受到环境规制强度的影响; 自然资源禀赋和要素资源禀赋在环境规制与产业转移之间均存在双重门槛效应。

本文探讨环境规制对产业转移的作用机理, 得出相应的政策含义。(1)合理设定地区环境规制强度, 充分发挥产业转移的环境规制效应。环境规制强度与产业转移之间存在门槛值, 通过合理设定环境规制强度, 助推产业转移现象的出现, 为协调区域经济发展提供有效途径。(2)丰富环境规制手段, 强化环境规制的产业转移效果。差异化的环境规制手段对产业转移的作用存在差异, 因而促进环境规制手段的多样化能提升环境规制的产业转移效果。(3)优化区域要素禀赋, 提高产业转移活跃度。区域要素禀赋对产业转移的环境规制效应具有中介作用, 要素禀赋影响环境规制效应的发挥, 产业转移是环境规制效应和要素禀赋效用综合作用的结果, 优化区域要素禀赋条件能提高产业转移的活跃水平。

参考文献:

[1] Dam L., Scholtens B. The Curse of the Haven: The Impact of Multinational Enterprise on Environmental Regulation [J]. Ecological Economics, 2012, 78(12): 148-156.

[2] Acemoglu D., Aghion P., Bursztyn L., et al. The Environment and Directed Technical Change [J]. American Economic Review, 2012, 102(1): 131-166.

[3] 孔令丞, 李慧. 环境规制下的区域污染产业转移特征研究 [J]. 当代经济管理, 2017, (5): 57-64.

[4] Walter I., Ugelow J. L. Environmental Policies in Developing Countries [J]. Ambio, 1979, 8(2/3): 102-109.

[5] Rauscher M. Concentration, Separation and Dispersion: Economic Geography and the Environment [C]. Thuenen-series of Applied Economic Theory, 2009.

[6] Hosoe M., Naito T. Trans-boundary Pollution Transmission and Regional Agglomeration Effects [J]. Papers in Regional Science, 2006,

① 限于篇幅, 稳健性检验的过程及结果均未给出, 作者备索。

- 85(1): 99–120.
- [7] Kyriakopoulou E., Xepapadeas A. Environmental Policy, First Nature Advantage and the Emergence of Economic Clusters [J]. *Regional Science & Urban Economics*, 2013, 43(1): 101–116.
- [8] Fredriksson P. G., Gaston N. Ratification of the 1992 Climate Change Convention: What Determines Legislative Delay? [J]. *Public Choice*, 2000, 104(3/4): 345–368.
- [9] 傅帅雄, 张可云, 张文彬. 环境规制与中国工业区域布局的“污染天堂”效应 [J]. *山西财经大学学报*, 2011, (7): 8–14.
- [10] 金祥荣, 谭立力. 环境政策差异与区域产业转移——一个新经济地理学视角的理论分析 [J]. *浙江大学学报(人文社会科学版)*, 2012, (5): 51–60.
- [11] 钟茂初, 李梦洁, 杜威剑. 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, (8): 107–115.
- [12] 沈坤荣, 金刚, 方娴. 环境规制引起了污染就近转移吗? [J]. *经济研究*, 2017, (5): 44–59.
- [13] 宋爽, 樊秀峰. 双边环境规制对中国污染产业区际转移的影响 [J]. *经济经纬*, 2017, (2): 99–104.
- [14] Zhang S., Li Y., Hao Y., et al. Does Public Opinion Affect Air Quality? Evidence Based on the Monthly Data of 109 Prefecture-level Cities in China [J]. *Energy Policy*, 2018, (116): 299–311.
- [15] 覃成林, 熊雪如. 我国制造业产业转移动态演变及特征分析——基于相对净流量指标的测度 [J]. *产业经济研究*, 2013, (1): 12–21.
- [16] 陆旸. 环境规制影响了污染密集型商品的贸易比较优势吗? [J]. *经济研究*, 2009, (4): 28–40.
- [17] 李树, 翁卫国. 我国地方环境管制与全要素生产率增长——基于地方立法和行政规章实际效率的实证分析 [J]. *财经研究*, 2014, (2): 19–29.
- [18] 于同申, 张成. 环境规制与经济增长的关系——基于中国工业部门面板数据的协整检验 [J]. *学习与探索*, 2010, (2): 131–134.
- [19] 傅京燕, 李丽莎. 环境规制、要素禀赋与产业国际竞争力的实证研究——基于中国制造业的面板数据 [J]. *管理世界*, 2010, (10): 87–98.
- [20] 原毅军, 谢荣辉. 环境规制的产业结构调整效应研究——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.
- [21] Andrew F. Hayes, Kristopher J. Preacher. Quantifying and Testing Indirect Effects in Simple Mediation Models When the Constituent Paths are Nonlinear [J]. *Multivariate Behavioral Research*, 2010, 45(4): 627–660.

Analysis of the Industrial Transfer Effect of Environmental Regulation ——Based on the Transformation of Resource Endowment

SONG Deyong, ZHAO Feifei

(School of Economics, Huazhong University of Science and Technology, Wuhan 430074, China)

Abstract: This paper analyzes the mechanism of the environmental regulation leading to the industrial transfer from the theoretical perspective, puts forward the hypothesis that there exists a threshold effect between the environmental regulation and the industrial transfer exists and the regional factor endowment plays an intermediary role, and conducts empirical tests with Chinese provincial panel data through the measurement model. The results are as follows: First, there is a U correlation between the environmental regulation and the industrial transfer. Only when the intensity of the environmental regulation crosses the threshold value can the environmental regulation increases the activity of the industrial transfer. Second, natural resources endowments and factor resources endowments play a significant intermediary effect between the environmental regulation and the industrial transfer, and the size and the direction of the intermediary effect value are affected by the intensity of the environmental regulation. Third, natural resources endowments and factor resources endowments have a double threshold effect between the environmental regulation and the industrial transfer. Therefore, it is of great significance to set a reasonable intensity value of the environmental regulation and optimize regional factor endowments to promote the industrial transfer and realize the coordinated development of the environment and the economy.

Key words: Environmental Regulation; Factor Endowment; Intermediary Effect; Industrial Transfer

(责任编辑: 化 木)