

# 环境规制对产业结构升级的影响研究

——以我国 2005—2017 年省际面板数据为例

谢云飞 黄和平 徐斌

**摘要** 产业结构升级是实现高质量发展的重要前提，在研究环境规制对产业结构升级影响的基础上，进一步厘清其内在传导机制，对推动我国经济体系优化升级有重要意义。以我国 2005—2017 年 30 个省份的面板数据为样本，实证检验了环境规制对产业结构升级的影响，同时利用面板门槛模型识别环境规制对产业结构升级的内在影响机制。研究发现：总体上环境规制对产业结构升级的影响呈倒“U”型，在考虑内生性因素及替换关键指标后，该结论依旧稳健；分区域来看，东部地区环境规制对产业结构升级的影响为负，而中西部地区环境规制对产业结构升级的影响为正；分规制类型来看，命令控制型环境规制和市场激励型环境规制均与产业结构升级呈倒“U”型关系，而公众参与型环境规制对产业结构升级的影响不明显。进一步研究发现，环境规制与产业结构升级之间存在显著的技术创新、金融发展以及外商直接投资单一门槛，但并不存在对外贸易门槛。文章最后基于以上结论提出改善环境规制、优化产业结构的针对性政策建议。

**关键词** 环境规制 产业结构升级 异质性 门槛效应

【中图分类号】X321；F062.9 【文献标识码】A 【文章编号】2095 - 851X  
(2021) 03 - 0056 - 21

【基金项目】国家社会科学基金重大项目“中国战略性三稀矿产资源供给风险治理机制研究”（批准号：19ZDA111）；国家自然科学基金项目“基于 LCA 和 EDP 的城市工业用地生态效率动态变化与提升策略研究”（批准号：41661113）；贵州省“研究阐释习近平总书记视察贵州重要讲话精神”重大专项课题“贵州山地特色新型城镇化高质量发展的指标体系与实践路径研究”（批准号：21GZZB20）；江西省经济社会发展专项课题（重点项目）“推进江西内陆开放型经济试验区建设机制创新研究”（批准号：21ST01）。

【作者简介】谢云飞（1992 -），江西财经大学经济学院博士研究生，邮政编码：330013；黄和平（1969 -），江西财经大学经济学院/生态经济研究院教授、博士生导师，本文通讯作者，邮政编码：330013；徐斌（1978 -），江西财经大学协同创新中心教授、博士生导师，邮政编码：330013。

致谢：感谢匿名审稿专家和编辑部提出的修改建议，当然文责自负。

## 一、引言

改革开放以来中国经济高速增长，但“高投入、高消耗、高排放、低产出”的粗放型经济增长方式与资源环境约束的矛盾也日益突出。如何实现中国经济增长方式的绿色转型，实现经济由高速增长向高质量发展转变，是我国经济发展亟需解决的问题。习近平总书记在中国共产党第十九次全国代表大会中指出，要加快建立绿色生产和消费的法律制度和政策导向，建立健全绿色低碳循环发展的经济体系，各级政府也积极出台了各类环境规制措施，以协调生态环保与经济发展。党的十九届五中全会又进一步提出，“加快发展现代产业体系，推动经济体系优化升级”。由此可见，加速经济转型步伐，在实施环境保护政策的同时，进一步优化产业结构，才能确保经济可持续发展。在环境规制压力下，高能耗、高污染、粗放型低附加值产业逐渐被淘汰，低能耗、低污染、集约型高附加值产业比重将不断提高。因此，处理好环境规制与产业结构之间的关系，对经济高质量发展有重要理论及现实意义。

对于环境规制与产业结构升级的关系，以新古典经济学为基础的传统学派从静态的角度进行分析，认为在假定企业技术水平、消费者需求等因素不变的情况下，加大环境规制力度，企业势必就会增加环保投入，这将增加企业生产成本，从而阻碍企业的生产效率并降低其利润率，企业缺乏转型的内在动力，进而不利于整个产业的转型升级（Gollop and Roberts, 1983; Simpson et al., 1996）。他们所推崇的核心理念为“遵循成本说”，即认为环境治理政策的实施加重了企业的治污成本，挤占了企业研发支出（Kneller and Manderson, 2012），进而对产业结构升级产生了负面影响。

20世纪90年代后，以波特为代表的修正学派对传统学派的观点产生了质疑并提出了著名的“波特假说”，该理论认为就实际生产情况来看，企业的生产技术水平并非一成不变，应该用动态的视角去看待产业发展，政策制定者通过实施合理的环境规制能够有效刺激企业技术创新，并通过“创新补偿”效应来弥补早期因实施环境规制而增添的附加成本（Porter and Linde, 1995）。此后，Jaffe和Palmer（1997）更是将“波特假说”细分成“弱波特假说”和“强波特假说”，对于“弱波特假说”，学者们的观点基本一致，都认为环境规制可以引发企业研发投入的增加，进而带动技术创新（曾义等，2016；Ford et al., 2014），加速产业结构升级。而对于“强波特假说”的验证，则存在支持派、反对派和中立派的分歧，但最终都落脚到环境规制对企业生产率和企业绩效的影响方面。支持派认为环境规制与企业生产率之间存在着显著的正向关系（张三峰等，2011；屈小娥，2015；Slater and Angel, 2000）。反对派认为环境规制并不能严格使企业脱离成本困境，企业技术创新水平和企业绩效可能还会受到负向冲击（魏楚等，2015；Filbeck and Gorman, 2004）。更多的学者则持中立态度，他们或认为环境规制对企业生产率或企业绩效的长期影响和短期影响是不同的（谢荣辉，2017；Lanoie et al., 2008；Peuckert, 2014），或认为环境规制与企业生产

率之间不是简单的线性关系，而是非线性关系（王杰、刘斌，2014；原毅军、谢荣辉，2016；Oberndorfer et al.，2008）。

一些学者在“波特假说”的理论基础上对全球上百个产业进行考察，发现产业发展不仅来源于要素成本优势以及规模优势，最主要的还是来源于技术创新，而适当的环境规制则是促进技术创新、产业转型升级的一个诱因（黄德春、刘志彪，2006；Domazlicky and Weber，2004；Hamamoto，2006）。国内学者李强（2013）基于鲍莫尔模型，发现环境规制可以提高第三产业相对于第二产业的比重，且环境规制强度越大，第三产业比重越高。蒋为（2015）进一步以微观企业问卷调查数据进行实证，发现面临高强度环境规制的企业更倾向于进行研发创新，充分发挥“创新补偿”效应，降低企业成本，实现产业结构升级。林春艳和孔凡超（2016）利用动态空间杜宾模型探讨了技术创新、模仿创新以及技术引进对产业结构升级的积极作用。

纵观上述文献可以发现，对环境规制与产业结构升级关系的研究已有很多报道，探讨也很深入。波特效应在我国的实证研究结果呈现较大异质性，企业特性、地理区位、规制类型的异质性都是主要影响因素。但现有研究多讨论不同类型环境规制对技术创新（张平等，2016）亦或是对绿色生产率（陈超凡等，2018）的影响，而对产业结构升级的研究相对较少。且现有文献多围绕环境规制对产业结构升级的直接影响进行分析，得到的结果也未达成一致，更缺乏对其间接影响机制的必要探讨。虽有部分学者通过中介效应（毛建辉、管超，2019）亦或交叉项（宋华等，2020）对其传导机制进行了简要分析，但也只是定性说明了传导变量的存在性，缺少对传导变量的定量分析。那么环境规制与产业结构升级之间到底存在着何种关系？不同环境规制对产业结构升级的影响究竟是怎样的？对产业结构升级的影响是否存在区域差异？对产业结构升级的影响机制又是什么？这些都是需要深入探讨的问题。

基于既有研究存在的不足，本文不仅实证考察环境规制对产业结构升级的总体影响，同时对环境规制的区域异质性以及规制类型异质性做出了讨论，并进一步构建面板门槛模型实证检验了环境规制对产业结构升级的传导机制，同时对传导变量做了定量分析。

## 二、理论分析及研究假设

### （一）环境规制对产业结构升级的直接影响机制分析及研究假设

环境规制对产业结构升级的影响主要由“遵循成本说”提到的“成本效应”和“创新补偿说”倡导的“补偿效应”共同决定。由“成本效应”可知，随着环境规制强度不断加大，污染排放标准不断提高，企业的治污成本变高，因而降低企业利润率和绩效，阻碍企业转型发展，这并不利于产业结构转型升级。由“补偿效应”可知，治污成本的增加会倒逼企业做出技术变革，改造现有生产线和产品结构，生产更清洁、少污染的产品，这样既可以补偿企业的部分污染治理成本，提高利润，也有利

于企业占据技术制高点，占领更多市场份额，形成竞争优势，进而带动产业的转型升级。若“创新补偿效应”超过企业排污治污的“成本效应”，则环境规制是有益于产业结构升级的；若企业治污的“成本效应”超过其“创新补偿效应”，环境规制与产业结构升级之间存在负向关系。据此可知，环境规制与产业结构升级之间可能是线性关系，同时还可能存在非线性关系，故提出下列假设 1a、假设 1b 和假设 1c：

假设 1a：环境规制与产业结构升级之间为线性关系。

假设 1b：环境规制与产业结构升级之间存在正“U”型关系。

假设 1c：环境规制与产业结构升级之间存在倒“U”型关系。

命令控制型环境规制与市场激励型环境规制是最常见的两种环境规制，也是我国运用最多的规制措施，它们属于正式环境规制，而公众参与型环境规制在我国运用尚不成熟，属于非正式环境规制。其中，命令控制型环境规制主要通过政府制定的环境法律法规或其他措施来限制企业的污染排放；市场激励型环境规制则主要通过征收排污费及排污权交易等经济手段来限制企业排污；公众参与型环境规制是通过公众、环保组织等利益相关者进行环境投诉、上访等方式对企业施压，进而迫使企业主动进行环境治理的一种规制行为。短期来看，政府官员迫于晋升压力，可以利用命令控制型和市场激励型这两种环境规制，增加环境执法力度，并强制要求企业增加环保投入，另外，来自环保组织等利益相关者的上访压力也会加强企业对污染行为的重视，因而企业也势必会改变生产方式，降低污染排放，加快企业转型。然而，长期来看，随着这几类规制的力度不断加强，企业将面临高额的污染治理成本，过高的成本又将反过来抑制企业的转型进程。由此提出下列假设 2：

假设 2：不同类型环境规制对产业结构升级存在非线性影响。

由于各地资源禀赋及发展程度不同，我国不同区域经济发展水平差距较大。其中，东部沿海地区由于改革开放较早，吸引外来投资较多，各种改革措施落实较早，因而经济发达，产业结构更为复杂完善，产业集聚度高，企业创新能力普遍强于中西部地区，而且较高的经济发展水平也让东部地区更有实力引进国外先进技术及先进管理经验，因此，东部地区产业结构升级更依赖要素结构的调整与升级，而非环境规制（原毅军、谢荣辉，2014），过高的环境规制反而会限制东部地区产业结构升级；反观中西部内陆地区，产业结构相对单一，许多新兴产业仍处于起步阶段，经济基础相对薄弱，对中西部地区施加相对严厉的环境规制，反而更能帮助中西部省份摆脱“资源诅咒”困境，为摆脱既定的产业结构提供驱动力，倒逼企业转型升级。据此提出如下假设 3：

假设 3：环境规制对产业结构升级的影响存在区域异质性，东部地区为进一步加强产业结构升级可适当降低环境规制力度；中西部为加快产业结构升级应适当加强环境规制力度。

## （二）环境规制对产业结构升级的间接影响机制分析及研究假设

“波特假说”揭示了采取有效的环境规制措施有利于促进企业技术革新，进而带

动产业结构转型升级。可见,企业创新能力在整个产业的转型发展过程中至关重要。技术创新能力是企业发展的内生动力,而企业是产业的微观个体,创新不足的企业在面对高强度环境规制时往往会被迫采取末端治理的办法,或通过简单的模仿创新方式来缓解环境规制带来的外部成本,这些均无法从根本上解决企业外部环境问题,企业也会一直处于依赖资源消耗的低端价值链,缺乏高附加值产品,很难实现转型升级;而创新能力较高的企业,在面临高强度环境规制时,往往更能充分发挥“创新补偿效应”,推动企业生产向高附加值攀升,进而带动整个产业的转型升级。据此,我们猜测环境规制对产业结构升级的影响可能存在技术创新门槛,只有越过该阈值,才能更好地发挥环境规制对产业结构升级的促进作用。据此提出如下假设:

假设 4a: 环境规制与产业结构升级之间存在着技术创新门槛。

金融业作为第三产业的特殊产业,其发展程度能在一定程度上反映地区的产业结构升级水平。一方面,金融机构响应政府号召,通过贷款补贴、信贷配给等方式为国家重点扶持产业提供必要的资金,促进特定产业发展,进而带动整个产业的转型升级(王立国、赵婉好,2015)。另一方面,传统产业的结构转型升级也依赖于金融发展,金融发展程度越高,企业就越容易得到多元化融资渠道,创新投融资方式,同时企业的抗风险能力也将得到提升,这为传统产业的转型升级提供了资金保障。从前面理论假设中环境规制与产业结构升级之间的非线性特征也可以看出,单纯依靠环境规制来促进产业结构升级的影响相对有限,然而结合金融发展将更有利于产业结构转型,且金融发展程度越高,促进效果越好。据此,我们猜测环境规制与产业结构升级之间存在着金融发展阈值,超过该阈值才能更好地发挥环境规制对产业结构升级的促进作用。故提出如下假设:

假设 4b: 环境规制与产业结构升级之间存在金融发展门槛。

新常态下,外商直接投资是影响我国产业结构优化升级的一个关键因素。而外商直接投资对产业结构升级的影响主要体现在以下两个方面:一方面,外商直接投资可伴随着西方国家先进的技术理念以及科学的生产管理方式一同流入本国,并通过技术外溢效应(黄日福、陈晓红,2007)、产品竞争效应以及示范效应改善东道国竞争环境(贾妮莎等,2014),降低生产成本,从而快速促进东道国产业发展,实现产业结构升级。另一方面,作为发达国家的“污染避难所”,外资引进的同时也可能加剧环境的恶化,对东道国环境的可持续性造成负面冲击(Bokpin,2017)。综合来看,外商直接投资对产业结构升级既有正面影响也有负面影响,而外商直接投资又是环境规制影响产业结构升级的重要路径。据此,我们揣测,外商直接投资存在一个适宜的范围来契合环境规制对产业结构升级的促进作用。从而提出如下假设:

假设 4c: 环境规制与产业结构升级之间存在着外商直接投资门槛。

对外贸易同样与我国产业发展有着密切联系。一方面,在经济全球化背景下,对外贸易有助于提高资本劳动比率、降低企业部门研发成本,进而提高绿色进步效率(Cao and Wang,2017),并且对外贸易还可以通过进口产品的技术外溢效应以及出口

中为突破国际设置的绿色壁垒而提高自身技术水平这两种途径提高产业的能源利用效率（林伯强、刘泓汛，2015），以上均有助于产业快速转型升级。另一方面，对外贸易很大一部分都是由第二产业来拉动的，这无形中提高了第二产业占比，不利于产业实现结构转型升级，而且发达国家为了自身利益，将欠发达国家当作污染避难所，出口技术含量低的低附加值产品，由此带来的技术外溢又是十分有限的，且严重阻碍了进口国的产业升级。而从理论上讲，环境规制越严苛，越有助于进口低污染密集型产品，而环境规制越宽松，越可能引进更多高污染密集型产品，而污染密集型产品的数量对整个产业的转型升级有着至关重要的影响。据此，我们推断环境规制可通过对外贸易影响产业结构升级，同时两者之间存在对外开放门槛。由此提出以下假设：

假设 4d：环境规制与产业结构升级之间存在着对外贸易门槛。

### 三、研究设计

#### （一）模型设计

##### 1. 基准回归模型

基于以上理论分析，为了检验环境规制对产业结构升级的影响效应，同时根据前文中的理论分析可知，环境规制与产业结构升级之间可能存在正“U”型或倒“U”型关系，故在基准回归模型中加入环境规制变量的平方项。本文构建的基准回归模型见公式（1）：

$$\ln ISD_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln ER_{it} + \beta_2 (\ln ER_{it})^2 + \beta_j \sum control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， $i$  代表各个省份， $t$  表示各个年份， $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项。 $ISD_{it}$  代表产业结构升级， $ER_{it}$  代表环境规制， $control_{it}$  代表一组控制变量，包括经济发展水平（ $EDL$ ）、高等教育水平（ $HEL$ ）、政府干预程度（ $GI$ ）、市场化程度（ $MAR$ ）。

另外，考虑到模型可能存在的内生性问题，在回归方程中加入被解释变量的一阶滞后项（ $\ln ISD_{it-1}$ ）作为工具变量构建如下动态面板数据模型进行内生性检验：

$$\ln ISD_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln ISD_{it-1} + \beta_2 \ln ER_{it} + \beta_3 (\ln ER_{it})^2 + \beta_j \sum control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

##### 2. 面板门槛模型

根据本文第二部分的理论分析机制，为进一步厘清环境规制对产业结构升级的内在影响机制，参考 Hansen（1999）的研究，分别以技术创新（ $TI$ ）、金融发展（ $FD$ ）、外商直接投资（ $FDI$ ）以及对外开放水平（ $FT$ ）四个变量作为门槛变量构建以下面板门槛模型：

$$\ln ISD_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln ER_{it} (\ln TI_{it} \leq \gamma) + \beta_2 \ln ER_{it} (\ln TI_{it} > \gamma) + \beta_j \sum control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\ln ISD_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln ER_{it} (\ln FD_{it} \leq \gamma) + \beta_2 \ln ER_{it} (\ln FD_{it} > \gamma) + \beta_j \sum control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\ln ISD_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln ER_{it} (\ln FDI_{it} \leq \gamma) + \beta_2 \ln ER_{it} (\ln FDI_{it} > \gamma) + \beta_j \sum control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\ln ISD_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln ER_{it} (\ln FT_{it} \leq \gamma) + \beta_2 \ln ER_{it} (\ln FT_{it} > \gamma) + \beta_j \sum control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中,  $\ln TI$ 、 $\ln FD$ 、 $\ln FDI$  和  $\ln FT$  均为门槛变量,  $\gamma$  为相应门槛值。

## (二) 变量选取与说明

### 1. 被解释变量

产业结构升级。产业结构升级意味着整体产业素质与效率的提高, 因此, 产业结构升级的内涵应涵盖三次产业在国民经济中比重的相对变化, 并且从产业结构演变的过程来看, 三次产业由高到低的排序应该是: 第三产业, 第二产业, 第一产业 (靖学青, 2005)。本文借鉴徐敏和姜勇 (2015) 以及汪伟等 (2015) 的做法, 将第一、第二、第三产业均包含在内, 构造如下产业结构升级指数:

$$ISD = \sum_{i=1}^3 c_i \times i, 1 \leq ISD \leq 3 \quad (7)$$

其中,  $c_i$  为第  $i$  产业的产值占全部产业产值的比重,  $i = 1, 2, 3$ 。

### 2. 解释变量

环境规制强度。鉴于目前学术界对环境规制类型的划分尚未统一, 这里采用经济合作与发展组织 (OECD) 的分类方法, 首先将环境规制类型划分为以下三类: 命令控制型、市场激励型以及公众参与型。然后利用熵值法合成环境规制强度综合指数 ( $ER$ )。

命令控制型环境规制 ( $CER$ )。该手段在中国应用最为普遍, 它是指政府或环保部门针对企业在生产过程中的污染排放行为, 制定相应的法律法规, 并予以处罚, 其最大的特点就是具有一定强制性。在命令控制型环境规制指标的选取方面, 参考彭星和李斌 (2016) 的做法, 选择政府当年做出的环境处罚决定案件数予以衡量。

市场激励型环境规制 ( $MER$ )。市场激励型环境规制通常是指政府部门利用市场手段 (排污费、排污权交易、税收等), 激励企业进行绿色技术创新, 从而将企业的外部费用内部化, 最终达到降低环境污染的目的。鉴于征收排污费在中国运用最为成熟, 学者们也普遍将其作为市场激励型环境规制的衡量指标, 故选取排污费征收额衡量市场激励型环境规制强度。

公众参与型环境规制 ( $PER$ )。它是建立在企业自愿参与的基础之上, 反映了企业自发参与环境保护的参与度, 一般不具备强制性。这种规制手段在中国运用尚不成熟, 公众参与的水平差异较大, 并且受到诸多立法限制, 目前仅有环境投诉、环境问题上访等途径。相比较而言, 环境起诉存在数据不稳定、过于随意等问题 (张江雪等, 2015), 因此本文拟采用环境上访人次作为公众参与型环境规制强度指标。

熵值法计算环境规制强度综合指数步骤如下:

#### (1) 原始数据标准化处理

由于环境规制的各项指标均为正向指标, 对正向指标采用以下公式进行标准化

处理：

$$I_{kij} = \frac{x_{kij} - \min\{x_{k1j}, \dots, x_{knj}\}}{\max\{x_{k1j}, \dots, x_{knj}\} - \min\{x_{k1j}, \dots, x_{knj}\}} \quad (8)$$

其中  $I_{kij}$  是第  $k$  年  $i$  省份的第  $j$  项指标的标准化数值 ( $i=1, 2, \dots, n; j=1, 2, \dots, m; k=2005, 2006, \dots, 2017$ )， $x_{kij}$  为  $k$  年  $i$  省份的第  $j$  项指标的数值， $\max$  和  $\min$  分别为  $x_{kij}$  在样本期内的最大值和最小值。

(2) 第  $k$  年  $i$  省份的第  $j$  项指标占该指标比重：

$$p_{kij} = \frac{I_{kij}}{\sum_{i=1}^n I_{kij}} \quad (i=1, 2, \dots, n; j=1, 2, \dots, m) \quad (9)$$

(3) 指标信息熵

$$e_j = -q \left[ \sum_{i=1}^n p_{kij} \ln(p_{kij}) \right], q > 0, q = \frac{1}{\ln(n)} \quad (10)$$

(4) 第  $j$  项指标权重

$$w_j = \frac{d_j}{\sum_{j=1}^m d_j}, d_j = 1 - e_j \quad (11)$$

其中， $d_j$  为第  $j$  项指标的差异系数。

(5) 第  $k$  年  $i$  省份的环境规制强度综合指数

$$ER_{ki} = \sum_{j=1}^m w_j \cdot P_{kij} \quad (12)$$

### 3. 门槛变量

通过前文的理论分析，选取技术创新 ( $TI$ )、金融发展 ( $FD$ )、外商直接投资 ( $FDI$ ) 以及对外贸易 ( $FT$ ) 四个变量作为门槛变量。其中技术创新选用各省份专利申请授权数表示；金融发展采用各省份年末金融机构各项贷款余额来表示；外商直接投资采用经当年年均汇率调整过的外商直接投资额表示；对外贸易采用地区进出口额与地区 GDP 的比值来衡量，其中进出口额按当年人民币兑美元汇率进行折算。

### 4. 其他控制变量及数据来源

经济发展水平 ( $EDL$ )，采用各地区人均 GDP 来衡量；高等教育水平 ( $HEL$ )，用地区高等教育 (研究生 + 本科生 + 专科生) 在校人数与地区总人口比值衡量。政府干预程度 ( $GI$ )，采用财政支出与地区 GDP 的比值来衡量。市场化程度 ( $MAR$ )，采用王小鲁等 (2019) 编制的《中国分省份市场化指数报告》中的市场化指数作为市场化程度的衡量指标。所有数据均来自于《中国统计年鉴》、《中国环境年鉴》、《中国环境统计年鉴》以及 EPS 数据库。部分缺失数据采用线性插值法进行填补，其中西藏由于关键指标数据缺失，予以剔除。各变量描述性统计见表 1。



表1 变量描述性统计

变量符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>ISD1</i>	390	2.31	0.13	2.07	2.8
<i>ISD2</i>	390	99.14	54.25	49.91	423.67
<i>ER</i>	390	0.03	0.03	0.01	0.15
<i>CER</i>	390	3679.98	5438.26	8	38434
<i>MER</i>	390	58587.02	48441.33	1712	287343
<i>PER</i>	390	3163.32	2623.01	1	16373
<i>EDL</i>	390	38730.07	24202.62	5051.96	128994.1
<i>HEL</i>	390	2.33	0.95	0.88	6.63
<i>GI</i>	390	21.81	9.53	7.92	62.69
<i>MAR</i>	390	6.03	1.76	2.33	10.13
<i>TI</i>	390	29458.76	50569.76	79	332652
<i>FDI</i>	390	7245.01	11804.64	61.19	118982.1
<i>FD</i>	390	1.17	0.42	0.54	2.58
<i>FT</i>	390	31.37	38.28	1.69	172.15

资料来源：作者根据 Stata 14.0 软件计算整理。

## 四、实证检验及结果分析

### (一) 基准回归分析

为检验环境规制对产业结构升级的影响，同时为确保模型回归的稳健性，采取逐个加入控制变量的方式进行基准回归，Hausman 检验显示应采用固定效应，基准回归结果见表2。

表2 基准回归结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
$\ln ER$	3.025 ** (2.5)	4.402 *** (5.51)	4.415 *** (5.58)	4.376 *** (5.67)	3.730 *** (5.23)
$(\ln ER)^2$	-14.856 *** (-2.74)	-22.254 *** (-6.21)	-22.557 *** (-6.35)	-21.837 *** (-6.30)	-18.254 *** (-5.68)
$\ln EDL$	—	0.038 *** (21.68)	0.046 *** (12.98)	0.033 *** (7.01)	0.011 ** (2.10)
$\ln HEL$	—	—	-0.029 *** (-2.78)	-0.029 *** (-2.87)	-0.01 (-0.78)
$\ln GI$	—	—	—	0.041 *** (4.42)	0.043 *** (5.00)

续表

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
lnMAR	—	—	—	—	0.078*** (8.19)
_cons	0.765*** (24.72)	0.344*** (12.22)	0.276*** (7.47)	0.293*** (8.09)	0.379*** (10.85)
R <sup>2</sup>	0.02	0.58	0.59	0.61	0.67
N	390	390	390	390	390

注：括号中为对应的t值，\*\*、\*\*\*分别代表在5%和1%的水平下显著。

资料来源：作者根据Stata 14.0软件计算整理。

对比模型(1) — (5)可以发现，环境规制的一次项系数基本在1%的水平下显著为正，说明适当加强环境规制强度有助于产业结构转型升级。环境规制的二次项均在1%的水平下显著为负，说明环境规制与产业结构升级之间存在倒“U”型关系，从而证实了假设1c，即二者并非简单的线性关系，环境规制强度并非越大越好，相反，环境规制力度过高，可能会对产业升级造成适得其反的影响。可能的原因主要在于：在低强度环境规制背景下，随着环境规制力度增加，企业因环境污染所负担的成本逐渐增大，此时会倒逼企业进行技术创新，通过“创新补偿效应”来弥补企业污染造成的外部成本，此过程优化了企业内的产品结构及资源配置，进而优化产业结构；而随着环境规制力度的不断加大，超过了其阈值，此时，环境规制对企业造成的“成本效应”超过企业技术创新的“补偿效应”，企业利润率不断降低，最终造成对产业结构的负优化。

控制变量方面，经济发展水平与产业结构升级正相关。随着地区经济发展，人们的生活水平不断改善，与此同时，人们的消费需求也在不断升级，企业为了迎合消费者，被迫采取措施对企业生产结构及产品结构进行升级，生产更多高附加值的产品，从而促进整个产业结构升级；政府干预对产业结构升级有正向促进作用，说明产业的转型优化除了产业自身调整外，政府的适当参与也是有必要的，政府能为企业进行产品调整以及技术改造提供资金支持，因而在一定程度上可以促进产业结构升级；市场化程度同样对产业结构升级有促进作用，市场化程度高的地区，往往具备更好的外部运营环境及融资环境，对企业的升级发展拥有先天优势，进而带动产业结构的升级；从表2结果还可以看到，高等教育水平与产业结构升级负相关，这一点与我们通常的认知相反，可能的原因在于：我国经高等教育向社会输送的人力资本与产业结构“耦合”程度较低，单纯依靠提高高等教育占比的做法并不能加快我国产业结构优化，加强人力资本在类型、数量以及结构上与产业结构的匹配才是实现我国产业结构转型升级的关键(靳卫东, 2010)。

## (二) 稳健性检验

基准回归的结果基本证实了前文中的理论部分，为进一步证实基准回归的稳健

性,我们采用替换关键指标的方法进行稳健性检验。参考钱水土和周永涛(2011)的研究,选用第三产业与第二产业的产值之比来衡量产业结构升级。稳健性检验结果见表3,可以看出,各变量除系数大小有所变化以外,符号方向均未发生变化。总的来看,环境规制对产业结构升级具有促进作用,同时,环境规制与产业结构升级并非简单的线性关系,而是先升后降的倒“U”型关系。这与前面基准回归的结果完全吻合。

而控制变量中,除高等教育水平与产业结构升级负相关之外,经济发展水平、政府干预以及市场化程度均与产业结构升级正相关,这也与之前的基准回归结果相同,表明前面基准回归的结果具有稳健性。

表3 稳健性检验结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
$\ln ER$	37.066 *** (3.72)	43.960 *** (4.95)	44.235 *** (5.17)	43.766 *** (5.29)	36.626 *** (4.82)
$(\ln ER)^2$	-183.990 *** (-4.12)	-221.034 *** (-5.54)	-227.398 *** (-5.92)	-218.684 *** (-5.88)	-179.072 *** (-5.22)
$\ln EDL$	—	0.188 *** (9.76)	0.371 *** (9.64)	0.206 *** (4.12)	-0.0376 (-0.7)
$\ln HEL$	—	—	-0.603 *** (-5.42)	-0.605 *** (-5.62)	-0.370 *** (-3.62)
$\ln GI$	—	—	—	0.502 *** (4.99)	0.521 *** (5.66)
$\ln MAR$	—	—	—	—	0.859 *** (8.49)
_cons	3.630 *** (14.26)	1.522 *** (4.86)	0.096 (0.24)	0.304 (0.78)	1.245 *** (3.34)
$R^2$	0.045	0.246	0.304	0.35	0.46
$N$	390	390	390	390	390

注:括号中为对应的t值,\*\*\*代表在1%的水平下显著。

资料来源:作者根据Stata 14.0软件计算整理。

### (三) 内生性检验

尽管我们对产业结构升级的一些影响因素进行了控制,但仍有可能出现遗漏一些重要变量进而导致模型存在内生性的问题,通常解决内生性的方法是工具变量法,但该方法要求工具变量与所替代的内生变量高度相关且与随机误差项不相关,在实际操作过程中难度较大,为此Arellano和Bond(1991)先后提出了差分广义矩估计法(diff-GMM)以及系统广义矩估计法(sys-GMM),又由于系统GMM估计考虑了前期的惯性影响,控制了遗漏变量以及不可观察因素的影响,因此估计结果更有效、更可信。故选用产业结构升级滞后一期变量作为工具变量纳入到模型中,构建系统GMM估计对前文估计结果进行内生性检验,检验结果见表4。从表4检验结果可以看到,

AR(2) 的值均大于 0.1, 说明回归方程扰动项的差分不存在二阶自相关, 同时, Sargan 检验的 P 值均大于 0.1, 说明本文选取的工具变量具备有效性。

同时, 除模型(1)中环境规制及其二次项不显著之外, 模型(2) — (5)中, 环境规制一次项均与产业结构升级正相关, 而环境规制二次项与产业结构升级负相关, 且均在 1% 的水平下显著, 说明在控制了内生性影响之后, 环境规制总体来看促进产业结构升级, 同时又与产业结构升级存在倒“U”型关系的结果依旧不变, 再次验证了前文基准回归结果的稳健性。

表 4 内生性检验结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
$\ln IC(-1)$	1.073 *** (45.58)	0.811 *** (20.87)	0.835 *** (50.52)	0.833 *** (32.03)	0.768 *** (20.23)
$\ln ER$	0.335 (1.39)	0.925 *** (4.01)	0.702 *** (4.55)	1.647 *** (6.66)	0.629 *** (2.86)
$(\ln ER)^2$	0.635 (0.36)	-4.954 *** (-2.88)	-3.683 *** (-3.05)	-8.351 *** (-4.28)	-4.081 *** (-2.66)
$\ln EDL$	—	0.015 *** (8.09)	0.007 *** (5.30)	-0.009 *** (-6.10)	-0.020 *** (-11.04)
$\ln HEL$	—	—	0.024 *** (5.19)	0.040 *** (7.02)	0.025 *** (7.84)
$\ln GI$	—	—	—	0.0342 *** (11.71)	0.047 *** (10.45)
$\ln MAR$	—	—	—	—	0.063 *** (29.65)
C	-0.068 *** (-3.71)	-0.012 (-0.69)	0.030 *** (3.57)	0.061 *** (4.16)	0.122 *** (6.50)
AR(1)	0	0.2076	0.0001	0.0001	0
AR(2)	0.62	0.917	0.63	0.564	0.764
Sargan	0.523	0.531	0.552	0.54	0.653

注: 括号中为对应的 Z 统计量或 t 统计量, \*\*\* 代表在 1% 的水平下显著。

资料来源: 作者根据 Stata 14.0 软件计算整理。

#### (四) 异质性分析

##### 1. 区域异质性

在基准回归中, 我们分析了环境规制对我国产业结构的影响, 但鉴于我国不同区域之间经济发展具有不平衡性, 同时各地资源禀赋不同, 因此将进一步分区域考察环境规制对产业结构升级的影响。

表 5 为分区域回归结果, 从表 5 可以看出, 在没有对其他影响因素进行控制的情况下, 无论是东部样本还是中西部样本, 环境规制及其二次项对产业结构升级的影响

都不显著,而在控制了其他变量之后,环境规制系数均显著,因此后面主要针对模型(2)和模型(4)进行分析。

模型(2)中环境规制的一次项和二次项系数分别为-2.594和4.100,其中环境规制一次项系数在5%的水平下显著为负,但环境规制二次项系数并不显著。说明环境规制对东部地区产业结构升级有抑制作用,由此,证实了假设3:为促进东部地区产业结构升级,应适当降低东部地区环境规制力度。原因在于,东部地区凭借自身区位优势,拥有更高的市场化程度和更多的政策倾斜,针对东部省份,应充分利用市场力量进行资源优化配置,通过对要素结构的调整实现产业结构升级,此时,应适当弱化环境规制力度。

模型(4)中环境规制的一次项系数为5.267,在1%的水平下显著,二次项系数为-27.583,在统计意义上并不显著。同时也证实了假设3:应适当提高中西部地区环境规制力度,促进产业结构升级。其主要原因如下:中西部地区在很长一段时间只能通过高成本、低利润的高污染产业实现发展,导致中西部地区一直被锁定在低端产业格局上,因此,若适当加大对中西部地区的环境规制力度,反而更能有效发挥倒逼机制,摆脱中西部地区“资源诅咒”困境,为实现产业结构升级提供强大的驱动力。

表5 分区域检验结果

变量	东部		中西部	
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
lnER	-3.346 (-1.22)	-2.594 ** (-2.15)	2.951 (1.02)	5.267 *** (2.92)
(lnER) <sup>2</sup>	9.485 (0.87)	4.100 (0.86)	3.141 (0.08)	-27.583 (-1.19)
_cons	0.998 *** (10.69)	0.405 *** (7.47)	0.743 *** (17.48)	0.423 *** (7.97)
控制变量	-	控制	-	控制
R <sup>2</sup>	0.031	0.824	0.049	0.642
N	143	143	247	247

注:括号中为对应的t值,\*\*、\*\*\*分别代表在5%和1%的水平下显著。

资料来源:作者根据Stata 14.0软件计算整理。

## 2. 规制工具异质性

表6为分规制类型检验结果,模型(1)、模型(3)、模型(5)分别为命令控制型、市场激励型以及公众参与型这三种环境规制在没有加入控制变量的情况下对产业结构升级的影响,模型(2)、模型(4)、模型(6)是在加入控制变量之后,三种类型环境规制工具对产业结构升级的影响。可以看到命令控制型环境规制和市场激励型环境规制均对产业结构升级有正向促进作用,但通过它们的二次项系数又可以发

现, 该促进作用并非一成不变, 超过一定范围又会出现反向抑制作用, 这与环境规制综合指数对产业结构升级的影响是一致的。

表 6 分规制类型检验结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)
$\ln CER$	0.025 *** (3.05)	0.010 * (1.82)	—	—	—	—	0.025 *** (2.84)	0.013 * (1.92)
$(\ln CER)^2$	-0.001 ** (-2.11)	-0.001 * (-1.72)	—	—	—	—	-0.001 * (-1.96)	-0.001 ** (-2.33)
$\ln MER$	—	—	0.060 * (1.65)	0.032 * (1.54)	—	—	0.009 * (1.94)	0.014 * (1.96)
$(\ln MER)^2$	—	—	-0.003 * (-1.64)	-0.002 ** (-2.25)	—	—	-0.001 * (-1.92)	-0.001 * (-1.95)
$\ln PER$	—	—	—	—	0.010 (1.34)	-0.002 (-0.50)	0.011 (1.57)	-0.003 (-0.73)
$(\ln PER)^2$	—	—	—	—	-0.001 (-1.16)	0.0002 (0.59)	-0.001 (-1.48)	0.000 (0.69)
$_{-cons}$	0.718 *** (23.61)	0.458 *** (13.57)	0.531 *** (2.85)	0.343 *** (3.12)	0.805 *** (36.74)	0.490 *** (15.5)	0.656 *** (3.52)	0.403 *** (3.53)
控制变量	—	控制	—	控制	—	控制	—	控制
$R^2$	0.066	0.644	0.008	0.681	0.006	0.641	0.074	0.690
$N$	390	390	390	390	390	390	390	390

注: 括号中为对应的 t 值, \*、\*\*、\*\*\* 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平下显著。

资料来源: 作者根据 Stata 14.0 软件计算整理。

命令控制型环境规制与产业结构升级之间存在倒“U”型关系, 由此证实了假设 2。其主要原因在于: 第一, 随着环境行政处罚力度的加大, 企业排污成本增加, 迫使企业转向更为清洁的生产方式, 做出技术变革, 从而促进产业结构升级, 而一旦处罚力度过大, 甚至越过倒“U”型曲线的顶点, 企业通过清洁生产机制的技术创新“补偿效应”无法弥补环境处罚带来的外部成本, 企业利润被削减, 企业生产活力受到限制, 难以在市场竞争中占据制高点, 从而阻碍了产业的转型升级; 第二, 政府管辖力度过大, 企业之间难以建立起有效的市场竞争机制, 同时企业为了谋求自身利益, 还可能出现恶劣的寻租行为, 造成社会福利的净损失, 这些均会对产业结构转型升级产生不利影响。

市场激励型环境规制也与产业结构升级存在倒“U”型关系, 证实了假设 2。可能的原因主要在于: 市场激励型环境规制主要是通过征收排污费等手段来限制企业的污染排放, 若排污费征收标准较低, 企业因排污所承担的成本较低, 企业可以持续经营下去, 并利用盈余资金拓宽生产技术, 进而实现产业结构升级。一旦排污费征收额过高, 超过了企业的承受能力, 企业会因无利可图而选择停产或者转移到排污费征收

标准低的地区,这显然不利于产业结构升级。

此外,公众参与型环境规制的一次项和二次项系数均不显著,说明公众参与型环境规制对产业结构的影响并不明显。主要原因在于公众参与型环境规制更适用于市场化程度较高的发达国家,而现阶段我国市场化程度还不够高,公众参与型环境规制的治理效果还很难体现。

为了更直观地反映三种类型环境规制对产业结构的影响差异,我们在模型(7)、模型(8)中将三种类型环境规制放在同一个方程中进行回归。模型(7)和模型(8)的结果显示,无论是否加入控制变量,命令控制型环境规制和市场激励型环境规制对产业结构升级的影响均呈倒“U”型。而公众参与型环境规制一次项及二次项系数均不显著,再次表明:现阶段,公众参与型环境规制的作用还不明显,我们也很难判断其对产业结构升级的影响是否存在正“U”型或倒“U”型关系。

### (五) 进一步讨论

为进一步剖析环境规制在不同传导路径上对产业结构升级的内在影响,选取技术创新(*TI*)、金融发展(*FD*)、外商直接投资(*FDI*)以及对外开放水平(*FT*)四个变量作为门槛变量构建面板门槛模型。

#### 1. 门槛效应检验

为确保估计的精度,本文通过自举法来确定门槛值及其个数,Bootstrap 设为300,门槛效应检验结果如表7所示,可以看到,在以技术创新作为门槛变量时,F统计量大于5%临界值,说明存在技术创新的单一门槛,且在5%的水平下显著;同样,在以金融发展作为门槛变量时,F统计量大于5%临界值,说明存在金融发展的单一门槛,且在5%的水平下显著;然而,在以外商直接投资作为门槛变量时,F统计量大于10%临界值,说明存在外商直接投资的单一门槛,但在10%的水平下显著;最后,在以对外开放水平作为门槛变量时,F统计量小于10%临界值,统计量并不显著,说明环境规制对产业结构升级的影响并不存在对外开放门槛。

表7 门槛效应检验及门槛估计结果

门槛变量	门槛数	F 统计量	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值	门槛估计值	95% 置信区间
<i>lnTI</i>	单一门槛	27.61 **	31.039	26.852	20.641	10.121	[10.041,10.131]
	双重门槛	10.23	29.385	18.573	15.686	9.395	[9.050,9.399]
<i>lnFD</i>	单一门槛	56.45 **	60.533	48.105	42.407	1.187	[1.172,1.188]
	双重门槛	28.43	47.669	37.856	31.619	0.832	[0.815,0.8325]
<i>lnFDI</i>	单一门槛	14.49 *	21.736	14.522	11.264	6.847	[6.401,6.857]
	双重门槛	2.28	8.59	6.405	5.56	7.146	[7.133,7.158]
<i>lnFT</i>	单一门槛	19.17	37.792	29.081	24.316	3.2521	[3.208,3.260]
	双重门槛	8.43	52.739	36.048	25.883	2.5205	[2.465,2.521]

注: \*、\*\* 分别代表在10%、5%的水平下显著。

资料来源:作者根据 Stata 14.0 软件计算整理。

## 2. 门槛效应回归结果

门槛效应回归结果见表8。从表8可以看出,环境规制与产业结构升级之间存在技术创新、金融发展以及外商直接投资的单一门槛,门槛值分别为10.121、1.187和6.847。

表8 门槛效应回归结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
	门槛变量为 $\ln TI$	门槛变量为 $\ln FDI$	门槛变量为 $\ln FD$	门槛变量为 $\ln FT$
$\ln EDL$	0.003 (0.52)	0.007 (1.30)	0.008 (1.59)	0.006 (1.19)
$\ln HEL$	-0.002 (-0.2)	-0.005 (-0.51)	-0.015 (-1.60)	-0.002 (-0.20)
$\ln GI$	0.047 *** (5.44)	0.048 *** (5.44)	0.038 *** (4.63)	0.044 *** (4.99)
$\ln MAR$	0.079 *** (8.28)	0.083 *** (8.66)	0.071 *** (7.94)	0.084 *** (8.77)
$\ln ER(\ln TI \leq 10.121)$	0.295 (1.04)	—	—	—
$\ln ER(\ln TI > 10.121)$	0.550 * (1.85)	—	—	—
$\ln ER(\ln FDI \leq 6.847)$	—	0.148 (0.52)	—	—
$\ln ER(\ln FDI > 6.847)$	—	-0.066 ** (-2.23)	—	—
$\ln ER(\ln FD \leq 1.187)$	—	—	0.083 (0.30)	—
$\ln ER(\ln FD > 1.187)$	—	—	0.433 * (1.64)	—
_cons	0.517 *** (17.27)	0.483 *** (16.14)	0.514 *** (18.54)	0.490 *** (16.62)

注:括号中为对应的t值,\*、\*\*、\*\*\*分别代表在10%、5%和1%的水平下显著。

资料来源:作者根据Stata 14.0软件计算整理。

由表8可知,当技术创新水平小于10.121时,环境规制对产业结构升级的影响系数为0.295,但并不显著,当技术创新水平大于10.121时,环境规制对产业结构升级的影响提高到0.550,该系数在10%的水平下显著,说明加快企业技术创新,有助于加强环境规制政策对产业结构升级的促进作用,这一点证实了前面理论部分的假设4a。

当外商直接投资水平小于6.847时,环境规制对产业结构升级的影响系数为0.148,在统计意义上不显著,当外商直接投资水平超过6.847之后,环境规制对产



业结构升级的影响系数变为 $-0.066$ ，在5%的水平下显著。说明随着外商直接投资的不断加大，环境规制对产业结构的影响由正转负，过多的外商直接投资并不利于环境规制对产业的整改和结构的转型升级，这一点也证实了前文中的假设4c。

当金融发展水平低于1.187时，环境规制对产业结构升级的影响系数为0.083，在统计意义上不显著，而当金融发展水平超过1.187时，环境规制对产业结构升级的影响系数升为0.433，在10%的水平下显著。表明金融发展水平越高，越有助于环境规制对产业结构升级的促进作用，这一点证实了前文理论部分的假设4b。

## 五、结论、建议及不足之处

### （一）结论

本文在理论分析的基础上，选取我国30个省份2005—2017年的面板数据，首先实证检验了环境规制对产业结构升级的影响，结果表明，环境规制与产业结构升级之间存在倒“U”型关系，这种关系在控制了内生性及替换被解释变量指标后依然存在。接下来，对环境规制的区域异质性以及规制类型异质性进行分析，实证发现环境规制对东部地区产业结构升级影响为负，对中西部地区产业结构升级影响为正，命令控制型环境规制和市场激励型环境规制与产业结构升级存在倒“U”型关系，公众参与型环境规制对产业结构升级影响不明显。最后，运用面板门槛效应模型检测了环境规制对产业结构升级的影响机制，发现环境规制可通过技术创新、外商直接投资以及金融发展对产业结构升级产生影响，三个传导变量均存在环境规制对产业结构升级影响的单一门槛，门槛值分别为10.121、6.847和1.187，提高技术创新和金融发展有助于环境规制对产业结构升级的促进作用，限制外商直接投资也有助于产业结构升级，而环境规制与产业结构升级之间并不存在对外贸易门槛。

### （二）政策建议

第一，总体来看，环境规制对产业结构升级的影响存在由正转负的倒“U”型特征，即环境规制对产业结构升级存在“创新补偿”和“遵循成本”的“正负反馈”。因此，政府部门在实施环境规制策略时，需要把握好度，一方面，规制的力度既不能操控过高导致“遵循成本”的负反馈超过“创新补偿”的正反馈；另一方面，规制力度也不能设置过低导致环境规制的“创新补偿”效应无法充分发挥。

第二，我国地域辽阔，不同区域资源禀赋和经济基础差异大，针对经济发达、市场化程度更高的东部地区，应适当降低环境规制力度，充分发挥市场力量，优化资源配置，通过对要素结构的调整实现产业结构升级；而针对经济欠发达、产业发展相对落后的中西部地区，应适当加大环境规制力度，充分发挥环境规制的倒逼机制，驱动中西部产业转型升级。分环境规制类型来看，命令控制型和市场激励型环境规制均可以在一定强度范围内促进产业结构升级，地方政府在环境处罚力度及排污征收方面同样需要把控好度，防止因力度不足或力度过高造成的环境治理低效等问题。此外，还

应宣传公民环保意识，通过媒体、网络平台等手段降低公众参与环境污染治理的成本，让更多的人投入环境规制过程，进而推进产业结构升级。

第三，企业应将技术创新作为重要发展战略，舍弃“末端治理”的消极环保处理，转向依靠技术尤其是清洁环保技术的“源头治理”。一方面，企业在产品生产过程中，要注重改造生产工艺，及时更新生产设备，提高环保产品产量，提高资源配置效率。另一方面，政府也可通过创新补贴、税收优惠等财政手段鼓励企业的创新行为，为企业清洁生产提供动力和必要的资金。

第四，进一步完善融资渠道，建立绿色金融体系。文章实证部分显示，在较高的金融发展水平下，环境规制对产业结构升级的促进作用越明显。金融发展程度越高，企业可以通过多方融资渠道为自身转型发展增添资本，同时企业在经营过程中抗风险能力也有所提高，另外，要积极发展绿色信贷业务，构建绿色项目激励机制，搭建环境信息共享平台，促进金融机构对企业的绿色信贷发放效率。

第五，适当限制外商直接投资。由前文实证结果可知，当外商直接投资超过一定阈值之后，环境规制对产业结构升级有抑制效应，说明“污染避难所”一说在我国依旧存在。因此，应适当减少外资的引进，在引进外资过程中，应当制定更为严格的引进标准，防止国外的高污染、高排放产业流入我国，对我国产业结构升级产生负面影响。

### （三）不足之处

需要提醒的是，产业结构升级包含两类：一种是产业间的结构升级，另一种是产业内的结构升级。本文所构造的产业结构升级指数主要指代的是产业间的结构升级，而没有体现出产业内的结构变化，即未能体现各个产业内部结构状况的变化，有待后续深入研究。

### 参考文献

陈超凡、韩晶、毛渊龙（2018）：《环境规制、行业异质性与中国工业绿色增长——基于全要素生产率视角的非线性检验》，《山西财经大学学报》第3期，第65—80页。

黄德春、刘志彪（2006）：《环境规制与企业自主创新——基于波特假设的企业竞争优势构建》，《中国工业经济》第3期，第100—106页。

黄日福、陈晓红（2007）：《FDI与产业结构升级：基于中部地区的理论及实证研究》，《管理世界》第3期，第154—155页。

李强（2013）：《环境规制与产业结构调整——基于Baumol模型的理论分析与实证研究》，《经济评论》第5期，第100—107、146页。

林伯强、刘泓汛（2015）：《对外贸易是否有利于提高能源环境效率——以中国工业行业为例》，《经济研究》第9期，第127—141页。

林春艳、孔凡超（2016）：《技术创新、模仿创新及技术引进与产业结构转型升级——基于动态空间Durbin模型的研究》，《宏观经济研究》第5期，第106—118页。

贾妮莎、韩永辉、邹建华（2014）：《中国双向FDI的产业结构升级效应：理论机制与实证检

验》，《国际贸易问题》第11期，第109—120页。

蒋为（2015）：《环境规制是否影响了中国制造业企业研发创新？——基于微观数据的实证研究》，《财经研究》第2期，第76—87页。

靳卫东（2010）：《人力资本与产业结构转化的动态匹配效应——就业、增长和收入分配问题的评述》，《经济评论》第6期，第137—142页。

靖学青（2005）：《产业结构高级化与经济增长——对长三角地区的实证分析》，《南通大学学报（社会科学版）》第3期，第51—55页。

毛建辉、管超（2019）：《环境规制、政府行为与产业结构升级》，《北京理工大学学报（社会科学版）》第3期，第1—10页。

彭星、李斌（2016）：《不同类型环境规制下中国工业绿色转型问题研究》，《财经研究》第7期，第134—144页。

钱水土、周永涛（2011）：《金融发展、技术进步与产业升级》，《统计研究》第1期，第68—74页。

屈小娥（2015）：《行业特征、环境管制与生产率增长——基于“波特假说”的检验》，《软科学》第2期，第24—27、60页。

宋华、张国林、刘岑婕等（2020）：《环境规制对我国省级产业结构优化的影响效应研究》，《科学决策》第9期，第68—85页。

汪伟、刘玉飞、彭冬冬（2015）：《人口老龄化的产业结构升级效应研究》，《中国工业经济》第11期，第47—61页。

王杰、刘斌（2014）：《环境规制与企业全要素生产率——基于中国工业企业数据的经验分析》，《中国工业经济》第3期，第44—56页。

王立国、赵婉妤（2015）：《我国金融发展与产业结构升级研究》，《财经问题研究》第1期，第22—29页。

王小鲁、樊纲、胡李鹏（2019）：《中国分省份市场化指数报告（2018）》，北京：社会科学文献出版社。

魏楚、黄磊、沈满洪（2015）：《鱼与熊掌可兼得么？——对我国环境管制波特假说的检验》，《世界经济文汇》第1期，第80—98页。

谢荣辉（2017）：《环境规制、引致创新与中国工业绿色生产率提升》，《产业经济研究》第2期，第38—48页。

徐敏、姜勇（2015）：《中国产业结构升级能缩小城乡消费差距吗？》，《数量经济技术经济研究》第3期，第3—21页。

原毅军、谢荣辉（2014）：《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》，《中国工业经济》第8期，第57—69页。

原毅军、谢荣辉（2016）：《环境规制与工业绿色生产率增长——对“强波特假说”的再检验》，《中国软科学》第7期，第144—154页。

曾义、冯展斌、张茜（2016）：《地理位置、环境规制与企业创新转型》，《财经研究》第9期，第87—98页。

张江雪、蔡宁、杨陈（2015）：《环境规制对中国工业绿色增长指数的影响》，《中国人口·资源与环境》第1期，第24—31页。

张平、张鹏鹏、蔡国庆（2016）：《不同类型环境规制对企业技术创新影响比较研究》，《中国

人口·资源与环境》第4期，第8—13页。

张三峰、曹杰、杨德才（2011）：《环境规制对企业生产率有好处吗？——来自企业层面数据的证据》，《产业经济研究》第5期，第18—25页。

Arellano, M. and S. Bond (1991), "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *The Review of Economic Studies*, 58 (2), pp. 277 - 297.

Bokpin, G. A. (2017), "Foreign Direct Investment and Environmental Sustainability in Africa: The Role of Institutions and Governance", *Research in International Business & Finance*, 39, pp. 239 - 247.

Cao, B. and S. Wang (2017), "Opening up, International Trade, and Green Technology Progress", *Journal of Cleaner Production*, 142, pp. 1002 - 1012.

Domazlicky, B. R. and W. L. Weber (2004), "Does Environmental Protection Lead to Slower Productivity Growth in the Chemical Industry?", *Environmental and Resource Economics*, 28 (3), pp. 301 - 324.

Filbeck, G., R. F. Gorman (2004), "The Relationship between the Environmental and Financial Performance of Public Utilities", *Environmental and Resource Economics*, 29 (2), pp. 137 - 157.

Ford, J. A., J. Steen and M. L. Verreyne (2014), "How Environmental Regulations Affect Innovation in the Australian Oil and Gas Industry: Going beyond the Porter Hypothesis", *Journal of Cleaner Production*, 84, pp. 204 - 213.

Gollop, F. M. and M. J. Roberts (1983), "Environmental Regulations and Productivity Growth: The Case of Fossil-fueled Electric Power Generation", *Journal of Political Economy*, 91 (4), pp. 654 - 674.

Hamamoto, M. (2006), "Environmental Regulation and the Productivity of Japanese Manufacturing Industries", *Resource & Energy Economics*, 28 (4), pp. 299 - 312.

Hansen, B. E. (1999), "Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference", *Journal of Econometrics*, 93 (2), pp. 345 - 368.

Jaffe, A. B. and J. Palmer (1997), "Environmental Regulation and Innovation: A Panel Data Study", *The Review of Economics & Statistics*, 79 (4), pp. 610 - 619.

Kneller, R. and E. Manderson (2012), "Environmental Regulations and Innovation Activity in UK Manufacturing Industries", *Resource & Energy Economics*, 34 (2), pp. 211 - 235.

Lanoie, P., M. Patry and R. Lajeunesse (2008), "Environmental Regulation and Productivity: Testing the Porter Hypothesis", *Journal of Productivity Analysis*, 30 (2), pp. 121 - 128.

Oberndorfer, U., U. Moslener and C. Böhringer, et al. (2008), "Clean and Productive? Evidence from the German Manufacturing Industry", *Research Policy*, 41 (2), pp. 442 - 451.

Peuckert, J. (2014), "What Shapes the Impact of Environmental Regulation on Competitiveness? Evidence from Executive Opinion Surveys", *Environmental Innovation and Societal Transitions*, 10, pp. 77 - 94.

Porter, M. E. and C. V. D. Linde (1995), "Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship", *Journal of Economic Perspectives*, 9 (4), pp. 97 - 118.

Simpson, R. D. and R. L. Bradford, III (1996), "Taxing Variable Cost: Environmental Regulation as Industrial Policy", *Journal of Environmental Economics & Management*, 30 (3), pp. 282 - 300.

Slater, J. and I. T. Angel (2000), "The Impact and Implications of Environmentally Linked Strategies on Competitive Advantage: A Study of Malaysian Companies", *Journal of Business Research*, 47 (1), pp. 75 - 89.

# Research on the Influence of Environmental Regulation on Industrial Structure Upgrading: Taking China's Inter-Provincial Panel Data from 2005 to 2017 as an Example

XIE Yun-fei<sup>1</sup> HUANG He-ping<sup>2</sup> XU Bin<sup>3</sup>

- (1. School of Economics, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang 330013, China;
2. School of Economics/Institute of Ecological Economy, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang 330013, China;
3. Collaborative Innovation Center of Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang 330013, China)

**Abstract:** The upgrading of industrial structure is an important prerequisite to achieve high-quality development. On the basis of studying the impact of environmental regulation on the upgrading of industrial structure, it is of great significance to further clarify its internal transmission mechanism to promote the optimization and upgrading of China's economic system. Based on the panel data of 30 provinces in China from 2005 to 2017, this paper empirically tests the impact of environmental regulation on industrial structure upgrading, and uses the panel threshold model to identify the internal influence mechanism of environmental regulation on industrial structure upgrading. The results show that, in general, the impact of environmental regulation on industrial structure upgrading is an inverted "U" shape, and the conclusion is still stable after endogenous factors and key indicators are taken into account. In different regions, the environmental regulation in the eastern region has a negative impact on the upgrading of industrial structure, while the environmental regulation in the central and western regions has a positive impact on the upgrading of industrial structure. In terms of regulation types, both command-and-control environmental regulation and market incentive environmental regulation have an inverted "U" -shaped relationship with industrial structure upgrading, while public participation environmental regulation has no obvious influence on industrial structure upgrading. Further research finds that there are significant single thresholds for technological innovation, financial development and foreign direct investment between environmental regulation and industrial structure upgrading, but there is no threshold for foreign trade. Finally, based on the above conclusions, the paper puts forward targeted policy suggestions to improve environmental regulation and optimize industrial structure.

**Key Words:** environmental regulation; upgrading of industrial structure; heterogeneity; threshold effect