

DOI:10.15918/j.jbitss1009-3370.2019.2328

# 环境规制、政府行为与产业结构升级

牛建辉<sup>1</sup>, 管超<sup>2</sup>

(1.暨南大学 经济学院, 广东 广州 510632; 2.中国人民银行 深圳市中心支行, 广东 深圳 518001)

**摘要:**传统的政府权衡思路发生转变,环境保护的重要性并不必然劣于对经济增长的追求,聚焦环境规制与产业结构升级的关系,有助于监管当局把握环境政策的经济端反馈效果。采用2004—2015年中国省际面板数据,考虑经济区域异质性和政府行为,细致分析环境规制对产业结构升级的影响,并进一步探讨具体的作用机制。研究发现:环境规制对产业结构升级的影响具有区域特征,东部地区形成了正向促进作用,中部地区为反向抑制作用,西部地区没有影响;地方政府官员晋升压力越大、财政收支压力越小、相对财力越大,环境规制倒逼产业结构升级的效力越大;传导机制方面,佐证了研发创新和对外开放对环境规制优化产业结构的正向传导效应,而FDI流入和投资需求反而具有逆向功效。因此,必须注重政府行为的协调效应,有效把握区域特征,提倡创新和深化改革开放,构建合理的环境规制政策,以实现产业结构优化升级。

**关键词:**环境规制; 产业结构升级; 政府行为; 中介效应

中图分类号: F406

文献标识码: A

文章编号: 1009-3370(2019)03-0001-10

当前,中国经济处于风险与机遇并存的关键阶段。一方面,中国经济内外需求同时减弱,经济增长步伐继续放缓:在贸易保护主义抬头、部分发达经济体政策不确定环境下,外需走弱压力持续加大;国内去杠杆见效、强监管落地、地方债务管控加强、PPP项目全面清查、环保力度加大、财政赤字率调低等宏观政策叠加效应下,基建投资回落明显;以房贷为核心的居民杠杆水平上升,加之股票市场调整及理财产品收益率下降,抑制了居民消费支出能力。实际GDP数据仍在“L形”底部徘徊,实体经济未到回暖的拐点。另一方面,仍存在和可能出现一系列有利于经济运行的因素:过去几年去产能、去库存、去杠杆、降成本、补短板五大任务逐渐取得成效,产业出清带来高质量发展动力;技术创新带来新兴产业崛起,越来越多的领域逐渐接近或达到世界前列;区域协调发展带来产业联动效应,经济带状发展、城市群发展和乡村振兴战略落地,将提供新的经济增长空间;逐步形成优化提升供给端、扩大增强需求端、扎实开展区域协调、深入推进改革开放的经济发展新思路,产业结构升级也将带来新的经济增长动能。

与此同时,中国社会处于姿态转变的重要阶段:一方面,各地环境问题不断暴露:雾霾天气、河道污染、垃圾成堆、水土流失、资源枯竭等环境和生态问题凸显,经济粗犷式发展方式仅仅是呈现区域转移而未完全转变,大部分居民的生活质量受到影响;另一方面,中国经济总量已跃居世界第二,居民也基本实现小康,人民的根本需求从“物质文化需要”向“美好生活需要”发生转变,此时环境问题的“反感”超越了对经济发展的追逐,“美好生活”需要良好的环境作为支撑。环境规制的重要性得以明示,政府也适时地将环境保护列为三大攻坚任务之一,并颁布了一系列有关环境保护的法律法规,不断提高环境规制的力度,环境保护投资持续增长,环境规制工具不断创新。经济增长从“高速”发展到“高质量”的过程中,虽然增速水平可能出现一定的下行,但这也是改革需要付出的成本,可谓“功在当下,利在长远”。

在此背景下,研究环境规制对产业结构的影响可谓“一石二鸟”:既能厘清在生态环境重要性日趋提升的社会背景下,产业结构调整的影响因素和发展路径;还能把握利于经济的环境规制政策实施力度和方向,寻定环保政策的效能和改进方向。本文创新之处在于:第一,重视政府行为可能存在的非理性特征,将地方政府官员晋升压力、财政收支平衡性、财政分权程度3个重要的政府行为变量纳入分析框架中,并进行细致讨论和分析;第二,研究过程充分考虑区域的异质性,将样本省份划分为东部、中部和西部3个经济区域并

收稿日期: 2018-08-24

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71673110)

作者介绍: 牛建辉(1986—),男,博士研究生,E-mail:849272429@qq.com;管超(1990—),男,经济学博士,研究员,E-mail:guanchao1990@outlook.com

分别进行实证分析,有助于展现经济基本面因素在环境作用机制中的重要性;第三,引入中介效应调节机制和重要的中介变量,深入挖掘环境规制作用产业结构升级的具体传导机制。研究考察环境规制与产业结构升级两个重要领域的互动关系,为相关理论发展、经济现实解释提供了实证依据。

## 一、文献回顾

古典经济学认为,环境规制成本是企业生产过程中重要的政策遵循成本,其拉低了企业经营收益,阻碍企业生产率提高。进一步拓展到中观层面,环境规制所带来的“成本效应”将不利于产业结构调整。但这种理论框架被其他部分学者所质疑,Porter 和 Linde<sup>[1]</sup>研究发现,环境规制虽然短期内会增加企业的成本支出,但能“倒逼”企业进行研发创新,同时通过生产效率提升、外部生产环境改善从而提高企业生产率,他们不仅考虑了环境规制影响的短期效果,更重视其长期综合影响。其他学者则从中观角度发展了“环境波特假说”,他们认为,环境规制能在产业群组中进行基于外力实施的“正向清洗”,通过优胜劣汰的作用,从而提升产业质量和竞争力,最终驱动产业结构升级<sup>[2-6]</sup>。可以认为,在“环境波特假说”分析框架下,环境规制与产业结构升级是相得益彰的。

环境具有强外部性特征,政府在行使公共职能过程中,需要弥补市场机制的“盲区”,因此政府充当了环境保护环节的裁判员身份。但政府也并非完全“理性”,两级政府、官员行为、政绩要求以及其他政治相关的外部性都会对政府正常履职形成干扰,致使环境政策出现异化。一是当环境保护在官员晋升考核体系中被列为优先级时,或在居民生活满意度主要影响因素中环境占比最大时,政府会重视环境规制的科学性和合理性,不断提高环境标准<sup>[7]</sup>;二是当经济增长在官员晋升考核体系中的重要性被无限放大,这种“GDP 论英雄”的导向会削弱政府对环境规制的重视程度<sup>[8]</sup>;三是 1994 年分税制改革后,原有的政策均衡被打破,财政分权对环境规制的政策效果呈负面影响<sup>[9]</sup>;四是政府为稳定税收、保护特定(当地)企业,会降低环境规制标准和强度,从而避免部分污染密集型制造业失去竞争优势<sup>[10]</sup>;五是在不完全信息状态下,中央政府环境规制政策制定与地方政府环境规制执行存在偏差,且地方政府内部各利益集团出现“冲突—均衡—分歧”现象,导致环境规制政策无法有效执行<sup>[11]</sup>;六是在政府行为无法被充分约束,以及政治与经济双重目标逻辑的作用下,政府倾向于采取环境规制“趋底”的竞争策略,继而导致环境规制效果失灵<sup>[12]</sup>。可见,政府行为改变了原先环境规制对经济的影响路径及作用形式。

总结现有相关文献发现,大部分学者对环境规制影响产业结构升级持正面态度,而政府行为作为关键的“不稳定”因子,无疑将在“环境规制—产业结构升级”路径中发挥重要作用。此外,国内鲜有研究深入探讨环境规制影响产业结构升级的具体传导机制或路径,而从经济体系的关联关系推导可知,环境规制对产业结构升级的作用不仅需要考虑企业创新和需求因素,还必须兼顾其他可能的影响因素,这为本文研究提供了启发和新的切入点。

## 二、研究设计

### (一)数据说明和来源

本文截取 2004—2015 年中国大陆 30 个省、直辖市、自治区的平衡面板数据(不含西藏)为研究载体。各省(直辖市、自治区)的工业废水、废气、废物治理费用投入和排放量数据源于各地历年《中国环境统计年鉴》,各地区 GDP、产业结构等数据、对外贸易额、专利数量、固定资产投资、人口数据等来自于历年统计年鉴和中华人民共和国国家统计局网站(<http://data.stats.gov.cn/>)。

### (二)模型设计

与时间序列和截面数据相比较,面板数据能避免多重共线性问题和控制个体异质性,因此,本文在研究方法上采用静态面板模型,经检测选用静态面板中的固定效应,具体构建过程如下:

为分析环境规制对产业结构升级的影响,本文首先设定模型(1)

$$IND_u = \beta_0 + \beta_1 ERS_{u-1} + \beta_2 \sum X_{u-1} + \xi_{u-1} \quad (1)$$

其中,产业结构升级  $IND_u$  为被解释变量,包含产业间结构升级( $IND1_u$ )和产业内结构升级( $IND2_u$ );核心解释变量  $ERS_{u-1}$  为环境规制; $X_{u-1}$  为控制变量组,包含了地区开放程度( $OPEN_{u-1}$ )、人均 GDP( $AGDP_{u-1}$ )、人力资本存量( $HEP_{u-1}$ )和地区总人口( $RP_{u-1}$ )、市场化水平(MARKET)、消费水平(CONSUM); $\xi_{u-1}$  为随机误差项。考虑到产业结构升级的时效问题,本文对核心解释变量和控制变量均做滞后一期处理,这也能在一定程度上

消除反向因果扰动。

本文着重考察政府行为如何在“环境规制—产业结构升级”关系中发挥效用,引入政府行为与环境规制的交互项置于模型中,依此观察政府行为下环境规制如何影响目标变量的效能,据此设定模型(2)

$$\text{IND}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{ERS}_{it-1} + \beta_2 \text{BEHAV}_{it-1} + \beta_3 \text{ERS}_{it-1} \times \text{BEHAV}_{it-1} + \beta_4 \sum X_{it-1} + \xi_{it-1} \quad (2)$$

其中,被解释变量 IND 不变;核心解释变量为政府行为 BEHAV<sub>it-1</sub>,包含地方官员晋升压力(PRESS<sub>it-1</sub>)、财政不平衡(DISORDER<sub>it-1</sub>)与财政分权程度(CZFQ<sub>it-1</sub>);其他变量与式(1)所述相同。

### (三)变量定义

#### 1.被解释变量

产业结构升级(IND)。本文不仅考察产业间结构升级,还纳入了产业内结构升级,并分别采用如下指标进行衡量:

1)产业间结构升级(IND1)。借鉴徐敏和姜勇<sup>[13]</sup>的研究方法,采用产业结构升级指数测度产业间结构升级,具体构建方法如下

$$\text{IND1} = \sum_{i=1}^3 x_i / x_i \quad 1 \leq i \leq 3$$

其中, $x_i$  为第  $i$  个产业产值与全部产业总产值的比值; $i$  为产业种类。

2)产业内结构升级(IND2)。借鉴汪伟等<sup>[14]</sup>的研究方法,采用资本密集型行业的产值与制造业总产值的比值测度产业内结构升级。

#### 2.解释变量

环境规制(ERS)。本文环境规制考虑了数据的可获得性以及是否有效反映各地区环境规制强度,构建环境综合指数测度环境规制,具体构建过程如下:

1)单项指标的遴选。鉴于污染物排放数据可获得性和严重程度,单项指标采用单位工业废水治理投资、单位工业废气治理投资以及废物治理综合利用率。其中,单位工业废水治理投资为废水治理投资费用和工业废水排放量之比,单位工业废气治理投资为治理废气投资费用和工业废气排放量之比,废物指标之所以采用治理综合利用率是由于难以获得完整的工业废物治理投资数据。

2)单项指标的标准化。由于不同指标的测度标准不一致,因此需要对各指标进行标准化处理

$$I_{ij}^s = \frac{I_{ij} - \min(I_j)}{\max(I_j) - \min(I_j)}$$

其中, $I_{ij}$  为污染物指标的原始值; $\max(I_j)$  和  $\min(I_j)$  为所有地区中关于污染物  $j$  的污染指标的最大值和最小值; $I_{ij}^s$  为经过标准化处理后的值。

3)单项指标的调整系数( $V_j$ )。充分考虑不同污染物在同一地区以及同一污染物在不同地区的排放差异,需对单项指标进行调整,即赋予一定的权重(调整系数),具体操作如下

$$V_j = \frac{F_j}{\sum F_j} / \frac{Q_j}{\sum Q_j} = \frac{F_j}{Q_j} \times \frac{\sum Q_j}{\sum F_j} = \frac{F_j}{Q_j} / \frac{F_j}{\sum F_j} = I_{ij} / \bar{I}_{ij}$$

其中, $V_j$  为调整系数; $I_{ij}$  为污染物  $j$  的排放量; $\sum I_{ij}$  为全国同类污染物的排放总量; $Q_i$  为地区  $i$  的工业产值; $\sum Q_j$  为全国工业总产值; $I_{ij}$  为地区  $i$  中污染物  $j$  的单位工业产值排放量; $\bar{I}_{ij}$  为全国单位工业产值中污染物  $j$  平均排放量。

4)环境综合指数的测算。在标准化后的单项指标数据基础上,加上调整系数,求出环境综合指数以测度环境规制强度,具体如下

$$\text{ERS}_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^q V_j \times I_{ij}^s$$

#### 3.政府行为变量

1)官员晋升压力(PRESS)。借鉴吴非等<sup>[15]</sup>对官员晋升压力的研究方法,使用某省所处地区板块的 GDP 增长率均值与该省 GDP 增长率的比值进行刻画,该指标值越大表征该省经济绩效越差,相应地,该省官员考核压力越大,反之亦然<sup>①</sup>。

<sup>①</sup>由于中国要素禀赋差异极大,如果绩效考核时将特定区域 GDP 增长率同中国全域水平作对比,则得出的压力指数可能存在一定偏误。即简单将所有地区放置在一起跑线上,只能是形式公平而非实质公平。因此,本文对相关省份按照东、中、西部板块进行分离,既考虑到了地区差异,又注重临近比照,是较为合理的选择。

2)财政不平衡(DISORDER)。借鉴宫汝凯<sup>[16]</sup>的研究方法,以一般预算支出/一般预算收入的方式测算地方财政失衡状况,该指标值越大表征财政收支处于失衡情形,反之亦然。

3)财政分权(CZFQ)。借鉴 Jin 和 Zou<sup>[17]</sup>、Lin 和 Liu(2000)<sup>[18]</sup>对财政分权的研究方法,并考虑到不同地区存在转移支付的现象,以地方政府财政收入/中央级别财政收入之比的方式测算财政分权程度,该指标值越大表征地方财政权力越大,反之亦然。

#### 4. 控制变量

回顾既有的文献研究,本文在面板回归模型中还加入了一系列可能影响产业结构升级的变量,具体包括:人均GDP(AGDP,地区GDP与人口的比值)、人力资本存量(HEP,地区普通高等学校在校生数取对数)、地区总人口(RP,地区年末常住人口的对数)、贸易开放度(TRADE,地区外商投资企业进出口总额与GDP的比值)、市场化水平(MARKET,地区贷款总额与GDP的比值)、消费水平(CONSUM,地区消费水平取对数)。

#### (四)描述性统计

全样本以及东、中、西部地区子样本的描述性统计结果如表1所示。由表1可知,在产业结构升级方面,东部地区情况最佳,中、西部地区产业结构升级均小于全国平均水平,且对产业间和产业内均适用,这说明中、西部地区的产业结构有待提高,与经济现实情形吻合;在环境规制方

面,东部地区强度最大,中部地区最小,表明东部地区对环保的重视程度最高,而中部地区相对更宽松;在官员晋升压力方面,中部地区晋升压力最大,这可能导致该地区地方政府出现短视决策行为,如集中力量发展经济而忽视了环保,这在一定程度上解释了中部地区环境规制强度较低以及产业结构升级落后的原因;在财政平衡性和财政分权程度方面,均保持东、中、西部依次递减的顺序,说明东部地区经济发展最好,地方政府创收渠道较多,政府财力相对殷实、充裕,政府能投入更多的财政资源支持环保和产业结构升级,描述性统计结果均符合3个地区的经济发展现状。

表1 描述性统计结果

| 变量       | 全样本      |          | 东部       |          | 中部       |          | 西部       |          |
|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
|          | 平均值      | 标准误      | 平均值      | 标准误      | 平均值      | 标准误      | 平均值      | 标准误      |
| IND1     | 2.298 59 | 0.122 91 | 2.366 84 | 0.161 05 | 2.246 73 | 0.059 39 | 2.268 05 | 0.072 79 |
| IND2     | 0.696 63 | 0.114 73 | 0.738 84 | 0.088 94 | 0.649 89 | 0.150 35 | 0.688 41 | 0.091 12 |
| ERS      | 0.386 48 | 0.301 65 | 0.512 10 | 0.395 70 | 0.260 86 | 0.133 25 | 0.386 45 | 0.244 14 |
| PRESS    | 1.574 43 | 6.119 86 | 1.325 42 | 3.171 66 | 2.510 05 | 11.09 87 | 1.142 99 | 1.534 97 |
| DISORDER | 2.223 96 | 0.928 24 | 1.450 52 | 0.364 12 | 2.328 25 | 0.336 35 | 2.921 57 | 1.022 50 |
| CZFQ     | 0.033 33 | 0.026 42 | 0.055 92 | 0.030 85 | 0.024 49 | 0.006 54 | 0.017 16 | 0.009 80 |
| AGDP     | 0.990 96 | 0.656 43 | 1.431 69 | 0.554 14 | 0.793 96 | 0.509 87 | 0.693 51 | 0.609 89 |
| HEP      | 3.979 84 | 0.858 13 | 4.235 64 | 0.718 43 | 4.391 06 | 0.379 20 | 3.424 98 | 0.947 38 |
| RP       | 8.163 32 | 0.751 44 | 8.226 02 | 0.807 36 | 8.503 79 | 0.374 68 | 7.852 99 | 0.779 65 |
| TRADE    | 0.203 77 | 0.315 90 | 0.474 30 | 0.391 00 | 0.056 50 | 0.040 90 | 0.040 30 | 0.054 40 |
| MARKET   | 1.073 20 | 0.342 40 | 1.194 80 | 0.408 90 | 0.838 10 | 0.161 50 | 1.122 70 | 0.277 90 |
| CONSUM   | 9.158 80 | 0.592 10 | 9.532 70 | 0.580 20 | 8.979 30 | 0.450 50 | 8.915 40 | 0.502 70 |

### 三、实证结果和分析

#### (一)环境规制与产业结构升级

本文基于全国省际面板大样本组以及东部、中部、西部3个子样本组,考察环境规制对产业结构升级的影响,实证回归结果如表2所示。表2中,(I)列和(II)列为全国大样本的实证结果,结果显示,环境规制(ERS)对产业间结构升级(IND1)、产业内结构升级(IND2)的回归系数均显著为正,表明中国环境规制整体上能够促进产业结构优化升级,且对产业结构调整的影响具有“钝性”特征,即“环境规制—产业结构”的正向互动关系具有延迟效应,这与李强<sup>[19]</sup>、原毅军和谢荣辉<sup>[20]</sup>的研究结论完全一致。尤其需要强调的是,环境规制不仅能够优化第一、第二、第三产业间的结构分布,还对产业内结构升级具有促进作用。回顾中国产业发展历程,环境规制政策或已实现如下功效:第一,环境规制通过成本制约作用,“倒逼”企业主动进行技术创新,提升研发投入以追求更高的生产效率、更低的产出污染附加,在规避环保成本的同时,自然地带动了产业结构转型升级;第二,环境规制通过形成隐性的绿色行业壁垒,限制高污染、粗放落后、低端低效的企业的进入,推动服务业为代表的清洁型产业蓬勃发展,引导产业结构向高级化、绿色化方向发展,优化了现有产业链,进而促进产业结构转型升级。

进一步,本文考虑区域的异质性的影响,(Ⅲ)列至(Ⅷ)列为不同区域子样本的实证结果,其中,(Ⅲ)列和(Ⅳ)列中环境规制(ERS)的系数显著为正,表明环境规制促进了东部地区产业结构升级。(V)列和(VI)列中环境规制(ERS)的系数显著为负,意味着在中部地区,环境规制并不能优化该区域的产业结构,反而将抑制产业结构转型升级。(VII)列和(VIII)列中环境规制(ERS)的系数不显著,表明在西部地区,环境规制政策与产业结构的经济互动关系较弱,环境规制不能有效改进西部地区产业结构升级。至此可知,环境规制对产业结构升级的作用效果在中国不同区域存在异质性:东部地区表现为促进功效,中部地区反而具有抑制效应,西部地区则基本无影响。从中国区域经济特点中捕捉了一个合理的解释是:相较中部和西部地区而言,东部地区经济活力更好,民营企业分布广泛,市场化特征浓厚促使企业有强烈追求利润、击败竞争对手的动力,政府实施环境规制较早,相关政策体系发展历程较久、更加健全,企业通常执行严厉的环境规制标准,提升了污染密集型、高能耗、落后低端产业的生产成本,该类企业更易被环保成本挤垮,产品市场份额受到桎梏,企业生命周期更短,污染密集型产业规模逐步收缩。与此同时,高强度环境规制使环境友好型企业、环保力度投入占比高的企业、生产效率高的企业的竞争优势日趋提高,通过市场的力量,激发了以服务业为代表的清洁产业的发展,改变了该地区经济增长的主要方式,由此推动产业结构优化升级。此外,得益于起步早、政策好、地理优等因素影响,东部地区经济发展程度相对更好,该区域创新基础条件、创新能力、资金实力更强,当环境规制带来企业内部成本增长时,多数企业不仅有意愿、还有能力加大绿色研发技术投入,依此产生的“创新补偿”可以弥补环保成本,进而促进产业结构转型升级,大部分东部先进企业也深刻认识到这点。对于中部地区,呈现的是另外一幅画面:一方面,中部地区土地肥沃、人口密集、毗邻东部沿海,不仅在地理位置上具有优势,还拥有充足且廉价的劳动力,在该区域发展过程中,以农业产业为主导,“招商引资”需求旺盛,极易成为东部地区污染密集型、低端低效落后产业转移的理想地区,最终中部地区陷入“污染避难所”的困境;另一方面,中部地区创新实力弱、创新成本高,外部成本相对更低,企业更倾向于采取末端处理环境问题的方式开展生产经营,这将给企业带来直接额外成本,压缩企业利润空间,在资金本不充裕的背景下,阻碍了企业技术研发、绿色革新、产品升级的正确导向,环境规制最终抑制了该地区的产业结构升级。对于西部地区,欠发达的经济、大面积的荒芜、更高比例的贫困人口,激发了该地区实现经济追赶的强烈愿望,这

表2 环境规制与产业结构升级回归结果

| 固定模型               | 全国                      |                         | 东部                     |                         | 中部                     |                        | 西部                    |                         |
|--------------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|-------------------------|
|                    | (I)<br>IND1             | (II)<br>IND2            | (III)<br>IND1          | (IV)<br>IND2            | (V)<br>IND1            | (VI)<br>IND2           | (VII)<br>IND1         | (VIII)<br>IND2          |
| ERS                | 0.108 27***<br>(2.90)   | 0.047 87**<br>(2.40)    | 0.291 52**<br>(2.07)   | 0.088 23***<br>(2.62)   | -0.054 17**<br>(-2.23) | -0.038 68**<br>(-2.01) | 0.012 25<br>(0.48)    | -0.013 82<br>(-1.12)    |
| OPEN               | 1.592 29***<br>(4.79)   | 0.391 42<br>(1.54)      | 0.712 61<br>(1.02)     | -0.019 24<br>(-0.09)    | 1.919 00<br>(1.28)     | 2.474 26*<br>(1.89)    | -0.052 42<br>(-0.05)  | 1.880 30***<br>(3.86)   |
| AGDP               | -0.053 98<br>(-1.05)    | -0.126 24***<br>(-2.96) | -0.179 01<br>(-0.80)   | -0.176 61**<br>(-2.52)  | -0.061 02<br>(-0.68)   | 0.082 00<br>(1.04)     | -0.284 54*<br>(-1.89) | 0.002 10<br>(0.03)      |
| HEP                | 0.045 79**<br>(2.08)    | 0.037 86<br>(1.37)      | 0.061 54<br>(0.53)     | 0.135 79***<br>(3.76)   | -0.096 04<br>(-1.31)   | 0.024 28<br>(0.38)     | -0.034 41<br>(-0.36)  | -0.225 63***<br>(-5.09) |
| RP                 | -0.047 89**<br>(-1.96)  | -0.129 12*<br>(-1.71)   | 0.081 11*<br>(0.39)    | -0.346 25***<br>(-5.15) | -0.077 68<br>(-0.28)   | -0.357 40<br>(-1.46)   | -0.440 71<br>(-1.30)  | 0.975 89***<br>(6.17)   |
| TRADE              | -0.139 55***<br>(-3.14) | -0.015 54<br>(-0.57)    | -0.164 29**<br>(-2.01) | 0.018 96<br>(0.73)      | 0.496 57**<br>(1.96)   | -0.266 09<br>(-1.20)   | -0.208 74<br>(-0.65)  | -0.053 62<br>(-0.37)    |
| MARKET             | 0.049 04<br>(1.26)      | 0.035 41<br>(1.50)      | -0.085 84<br>(-1.05)   | -0.014 03<br>(-0.54)    | 0.069 81<br>(1.12)     | 0.167 41***<br>(3.08)  | 0.003 25<br>(0.04)    | 0.005 51<br>(0.16)      |
| CONSUM             | 0.128 58*<br>(1.63)     | 0.123 62***<br>(2.66)   | 0.188 50<br>(0.91)     | 0.199 15***<br>(3.05)   | 0.176 91*<br>(1.82)    | -0.148 09*<br>(-1.75)  | 0.392 37**<br>(2.26)  | 0.088 71<br>(1.12)      |
| _cons              | 1.254 52***<br>(2.02)   | 0.539 31*<br>(1.85)     | -0.040 68<br>(-0.02)   | 1.359 09*<br>(1.90)     | 1.658 79*<br>(1.70)    | 4.691 21**<br>(2.29)   | 2.555 04<br>(1.13)    | -7.021 28***<br>(-6.79) |
| 地区效应               | YES                     | YES                     | YES                    | YES                     | YES                    | YES                    | YES                   | YES                     |
| 时间效应               | YES                     | YES                     | YES                    | YES                     | YES                    | YES                    | YES                   | YES                     |
| P>F(chi2)          | 0.000 0                 | 0.000 0                 | 0.000 0                | 0.000 0                 | 0.000 0                | 0.000 0                | 0.000 0               | 0.000 0                 |
| Obs                | 360                     | 360                     | 132                    | 132                     | 96                     | 96                     | 132                   | 132                     |
| adj_R <sup>2</sup> | 0.607 7                 | 0.166 8                 | 0.245 0                | 0.523 7                 | 0.492 7                | 0.296 7                | 0.176 4               | 0.540 6                 |

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 t 值(双尾)在 1%、5%、10% 的水平上统计显著。

无疑提升了该区域经济发展的重要性,甚至表现得比环境保护更为迫切,这造成地方政府没有足够精力和动力制定合理的环境规制政策。此外,受地理、环境、教育、人口、资金等因素影响,西部地区服务业、高新技术产业发展严重滞后,核心产业主要是农业、畜牧业、低端加工等,且产业革新环境不友好,加上较晚的市场起步,在环境规制条件下,这些产业通过“绿色”发展而促进产业结构升级的效果有限。

## (二)环境规制、政府行为与产业结构升级

环保具有一定的公共属性,环境规制本身蕴含了丰富的政府意志,政府作为“裁判员”在制定和执行环境规制政策时,不可避免会受到各种要素的干扰。为了清晰刻画政府行为的作用,特别是政府行为的重要作用,本文将环境规制与政府行为要素(地方政府官员晋升压力、财政不平衡性、财政分权程度)的交互项加入进基准模型中,依此挖掘不同特点的政府行为因素对“环境规制—产业结构升级”关系的影响。

环境规制、政府行为与产业结构升级的实证结果由表3所示。表3列中,环境规制与地方政府官员晋升压力交互项(ERS×PRESS)的系数显著为正,表明地方政府官员绩效晋升考核压力越大,越能够发挥环境规制的效力,促进产业间及产业内结构升级,这得益于中央对多维度、高层次、宽领域官员晋升考核体制的逐步推广。中共十八届三中全会中提出“要完善发展成果考核评价体系,纠正单纯以经济增长速度评定政绩的偏向”理念后,晋升压力对地方政府官员的影响已不再单纯表现为对经济总量数据的偏爱,在考核压力敦促下,地方政府官员考量的是如何提升该地区环境规制、创新能力等综合实力。新型晋升考核思路已经被各级政府践行,加上环境保护已列为三大攻坚战任务之一,因此,当地方政府官员绩效考核压力增大时,会努力促使环境规制发挥

效力,提升地区企  
业绿色生产能力

和研发创新能力,  
促进产业结构优  
化升级;(II)列和  
(V)列中,环境规  
制与地方财政不  
平衡交互项(ERS×  
DISORDER)的系  
数显著为负,表明

地方政府财政收  
支均衡程度高的  
区域,更能激活环  
境规制的效力,并

促进产业间和产  
业内结构转型升级。  
一个合理的解释是,  
捉襟见肘的财政状  
况将迫使地方政府  
将有限的资源集中到经  
济总量的发展上,

降低了当地政府  
通过环境规制调  
控经济乃至激活  
创新潜力、促进产  
业升级的主观意  
愿。财政收支压力

表3 环境规制、政府行为与产业结构升级回归结果

| 固定模型                          | IND1                   |                         |                         | IND2                   |                        |                         |
|-------------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|
|                               | (I)                    | (II)                    | (III)                   | (IV)                   | (V)                    | (VI)                    |
| ERS                           | 0.055 96<br>(1.31)     | 0.224 11*<br>(1.80)     | 0.149 74**<br>(2.02)    | 0.152 36**<br>(2.15)   | -0.411 01<br>(-1.34)   | 0.009 56<br>(0.62)      |
| PRESS                         | 2.768 64<br>(0.49)     |                         |                         | 4.774 32*<br>(1.72)    |                        |                         |
| DISORDER                      |                        | -0.045 20<br>(-1.50)    |                         |                        | -0.032 96<br>(-0.59)   |                         |
| CZHQ                          |                        |                         | 0.486 64*<br>(1.91)     |                        |                        | 1.621 02<br>(0.34)      |
| ERS×PRESS                     | 5.586 00*<br>(1.95)    |                         |                         | 4.820 28**<br>(2.44)   |                        |                         |
| ERS×DISORDER                  |                        | -0.02984**<br>(-2.17)   |                         |                        | -0.111 58**<br>(-2.38) |                         |
| ERS×CZHQ                      |                        |                         | 2.819 63***<br>(2.65)   |                        |                        | 0.319 22**<br>(2.29)    |
| OPEN                          | 1.746 44***<br>(5.62)  | 0.891 92*<br>(1.94)     | 1.678 41***<br>(7.71)   | -1.074 00<br>(-0.96)   | -1.663 28<br>(-1.47)   | 0.506 23*<br>(1.95)     |
| AGDP                          | -0.112 74**<br>(-2.11) | -0.177 23**<br>(-2.26)  | -0.127 06***<br>(-2.95) | -0.104 91<br>(-0.55)   | -0.018 86<br>(-0.11)   | -0.155 01***<br>(-3.45) |
| HEP                           | 0.022 50<br>(1.03)     | 0.030 11<br>(0.58)      | 0.048 94**<br>(2.35)    | -0.063 94<br>(-0.72)   | 0.003 64<br>(0.04)     | 0.048 38*<br>(1.73)     |
| RP                            | -0.032 03<br>(-1.41)   | -0.121 56<br>(-0.88)    | -0.090 02***<br>(-3.10) | 0.113 34<br>(1.30)     | 0.070 88<br>(0.81)     | -0.124 29<br>(-1.63)    |
| TRADE                         | -0.158 87<br>(-3.92)   | -0.132 44***<br>(-2.68) | -0.170 73***<br>(-5.59) | 0.385 17***<br>(2.66)  | 0.440 14***<br>(2.88)  | -0.038 25<br>(-1.30)    |
| MARKET                        | 0.041 33<br>(1.16)     | -0.007 74<br>(-0.18)    | 0.024 73<br>(0.94)      | 0.266 06**<br>(2.08)   | 0.257 12*<br>(1.89)    | 0.036 67<br>(1.53)      |
| CONSUM                        | 0.201 05**<br>(2.51)   | 0.231 79***<br>(2.74)   | 0.154 58***<br>(3.32)   | 0.008 82<br>(0.03)     | -0.088 78<br>(-0.33)   | 0.144 72***<br>(3.01)   |
| _cons                         | 0.634 96***<br>(6.36)  | 1.295 70**<br>(2.12)    | 1.438 70***<br>(4.49)   | -0.231 64**<br>(-2.10) | 0.722 45***<br>(7.34)  | 0.238 52<br>(0.37)      |
| 地区效应                          | YES                    | YES                     | YES                     | YES                    | YES                    | YES                     |
| 时间效应                          | YES                    | YES                     | YES                     | YES                    | YES                    | YES                     |
| P>F(chi2)                     | 0.000 00               | 0.000 00                | 0.000 00                | 0.000 00               | 0.000 00               | 0.000 00                |
| Obs                           | 360                    | 360                     | 360                     | 360                    | 360                    | 360                     |
| adj <sup>R</sup> <sup>2</sup> | 0.568 8                | 0.522 0                 | 0.663 0                 | 0.587 6                | 0.544 5                | 0.149 1                 |

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 t 值(双尾)在 1%、5%、10% 的水平上统计显著。

较小的区域,地方政府可利用的财政资源更多,可供操作的财政空间较大,这意味着环境规制政策可以借助地方财力实现对技创新活动、绿色产业等方面的支持,引导企业做出科学有效、立足长远的投资决策,驱动产业结构转型升级;(Ⅲ)列和(Ⅵ)列中,环境规制与财政分权交互项(ERS×CZFQ)的系数显著为正,表明地方政府相对财力越大,越能够有效制定和实施环境规制政策,提升产业结构层次,优化产业结构。具体原因在于:一方面,地方政府财力越充裕,使得当地政府越有能力将财政资源配置到符合中国经济转型导向的领域中(如环境规制、研发创新等),推动相关产业转型升级;另一方面,地方政府相对财力越大,可征税(财政收入)的范围更广,同时在中央环保政策高压下,当地政府会加大区域经济系统中的环保、清洁型产业的支持力度,给予这些产业一定的政策补贴,促进产业结构整体转型升级。

### (三)进一步研究:环境规制影响产业结构升级的传导机制

在前文的研究中,本文确证了环境规制整体将有利于产业结构转型升级,东部、中部和西部地区环境规制对产业结构升级的效果存在区域性差异,但未能获得环境规制影响产业结构升级的传导机制和作用路径。随后进一步挖掘作用机制,引入文献常用的中介效应传导机制方法<sup>[21]</sup>,考察“环境规制—产业结构升级”互动关系的具体传导机制,设置以下递归方程组进行检验

$$\text{IND}_t = \varphi_0 + \varphi_1 \text{ERS}_{t-1} + \sum \varphi X_{it-1} + \xi_{it-1} \quad (3)$$

$$\text{MEDIATOR}_t = \theta_0 + \theta_1 \text{ERS}_{t-1} + \sum \Phi X_{it-1} + \tau_{it-1} \quad (4)$$

$$\text{IND}_t = \varphi'_0 + \varphi'_1 \text{ERS}_{t-1} + \varphi'_2 \text{MEDIATOR}_{t-1} + \sum \varphi' X_{it-1} + \varepsilon_{it-1} \quad (5)$$

其中,MEDIATOR<sub>t</sub>为中介变量组,根据已有文献并充分考虑现实经济意义,将外商直接投资(FDI,外商直接投资与GDP比值)、投资需求(INVEST,固定资产投资与GDP的比值)、技术进步(R&D,专利授权数的对数)、对外贸易(OPEN,贸易总额与GDP的比值)4项核心指标设为中介变量;其他变量与前文保持一致。解释变量部分仍选取t-1的数据来应对传导机制处理的时滞问题。

环境规制影响产业结构升级传导机制的实证结果如表4所示。由表4可知,第一,(I)列和(II)列中 $\theta_1$ 的系数显著为正,表明环境规制有利于外商直接投资(FDI)的流入; $\varphi'_2$ 的系数显著为负,表明FDI流入不利于产业结构优化升级;Sobel检验值显著为负,证明基于FDI的中介效应传导机制是有效的。因此,FDI流入在环境规制与产业结构升级关系中的机制路径为“环境规制→(促进)FDI流入→(抑制)产业结构升级”。对此的经济解释是:环境规制限制了地区生产过程中企业对负外部性的偏好,带来绿色、高效和基于科技、服务的经济发展模式,这是吸引FDI的重要因素;此外,政府为了招徕FDI流入当地投资实体经济,也会给予外商投资者一定的环境补贴、豁免权或其他优惠政策,这在环境规制实施力度较大的地区,能大幅降低FDI生产过程中所承担的绿色规制成本,能帮助其形成相对竞争优势,但FDI流入并不必然带来环境友好型的产业和公司,发达国家往往倾向于将污染密集型产业转移到发展中国家<sup>[22]</sup>,以期规避发达国家国内高昂的环境成本,同时享受发展中国家的优惠政策。近年来,尽管中国经济取得了长足发展,但整体而言仍属于发展中国家,人均GDP水平并不高,有很多中部、西部地区具有较强的招商引资需求,环境规制强度整体低于西方发达国家<sup>[23]</sup>。可以说,中国仍是污染密集型产业转移的理想国,很大部分FDI资金注入进全球价值链底端的企业中,阻碍该地区产业结构优化升级。亦即一定强度的环境规制水平能够吸引FDI的流入,而FDI流入却带来了淘汰落后的污染密集型产业,不利于当地产业结构升级。

第二,(III)列和(IV)列中 $\theta_1$ 的系数均显著为正,表明环境规制能够促进投资需求(INVEST);(III)列中 $\varphi'_2$ 的系数不显著,意味着投资需求增加对产业间结构升级没有影响,而(IV)列中 $\varphi'_2$ 的系数显著为负,则佐证投资需求提升将抑制产业内结构升级;(III)列中Sobel检验值不显著,(IV)列Sobel检验值显著为负,证明产业间结构升级传导机制无效,而产业内结构升级传导机制有效。因此,投资需求在环境规制与产业内结构升级关系中的机制路径为“环境规制→(促进)投资需求→(抑制)产业内结构升级”。一个合理的致因是:强度较大的环境规制政策实施后,企业无论处于自愿还是被迫都会向生产过程中的污染治理投入更多的资金,改进生产工艺,新增废物废水处理环节,购置治污设备,从而提高了投资需求。新增的投资主要用于降低企业在生产过程中的污染附加,额外的投资虽能给企业带来规模扩大和产业扩张,而往往受限于销售渠道、资本劳动力的最优匹配等因素,企业不会将大量投资资金投入到规模扩大和产业扩张中,有限投资资金被绿色生产需求所挤占,一定程度上限制了企业在研发方面的投入,因而不利于产业内部结构升级。此外,有限的剩余投资资金将使得企业谨慎对待重新进入另一个行业或领域的计划,因此投资需求提高对产业间结

构升级影响较弱。

第三,(V)列和(VI)列中 $\theta_1$ 的系数均显著为正,表明环境规制强度增加促进了企业技术进步(R&D);(V)列和(VI)列中 $\varphi_2$ 的系数显著为正,说明技术进步能够促进产业结构优化升级;Sobel检验值均显著为正,证明技术进步中介效应传导机制是有效的。因此,技术进步在环境规制与产业结构升级关系中的机制路径为“环境规制→(促进)技术进步→(促进)产业结构升级”。究其原因,环境规制给企业带来了额外成本,将会提高生产要素价格,增加企业生产成本,成本增加导致企业市场竞争力弱化,在市场竞争逐渐增强的经济氛围下,将激发企业进行技术创新的动力。通过技术创新削减或完全抵消额外的绿色成本,实现产品资源消耗弹性下降,污染附加的可能性降低,企业竞争力也随之将稳步提高。可以说,环境规制能够形成倒逼效应,激励企业对技术创新的持续投入。技术进步能够形成包括生产工艺和产品在内的创新补偿效用,并带动整个产业的生产技术进步和环保技术升级<sup>[24-25]</sup>,促进产业转型升级。此外,在创新过程中会催生新的要素和工艺,进一步加深产业分工,促进产业层次向高级化提升。

第四,(VII)列和(VIII)列中 $\theta_1$ 的系数均显著为正,表明环境规制有助于促进对外贸易(OPEN);(VII)列和(VIII)列中 $\varphi_2$ 的系数显著为正,说明对外贸易量的增加促进了产业结构优化升级;Sobel检验值均显著为正,证明中介效应传导机制是有效的。因此,对外贸易在环境规制与产业结构升级关系中的机制路径为“环境规制→(促进)对外贸易→(促进)产业结构升级”。基于经济现实的解读如下:在强环境规制的约束下,污染密集型工业制品的生产成本提高,产品平均价格相应拉升,较高的市场基准价格将吸引国外厂商的进入,同时本土厂商市场竞争力弱化,国际同类产品乘机侵占其市场份额,对外贸易额随之增加。贸易额提升,市场竞争力强化,本土厂商的生存压力提升,这将倒逼其重视基于绿色生产的流程改进,以及从源头上降低环境规制的遵循成本,从而拉动清洁环保产业规模的增长,促进产业结构优化升级。也即一定强度的环境规制水平能够促进对外进出口贸易规模,通过促进企业的生产流程的改进以及以服务业为代表清洁产业的发展,进而促进产业结构升级。

表4 环境规制—产业结构升级:传导路径回归结果

| 变量          | IND1<br>(I)             | IND2<br>(II)          | IND1<br>(III)         | IND2<br>(IV)            | IND1<br>(V)          | IND2<br>(VI)        | IND1<br>(VII)         | IND2<br>(VIII)       |
|-------------|-------------------------|-----------------------|-----------------------|-------------------------|----------------------|---------------------|-----------------------|----------------------|
| $\varphi_1$ | 0.206 23***<br>(3.04)   | 0.026 03**<br>(2.20)  | 0.231 46***<br>(2.97) | 0.024 53**<br>(2.00)    | 0.192 86**<br>(2.84) | 0.036 3**<br>(2.27) | 0.182 65***<br>(3.33) | 0.029 09**<br>(2.36) |
| $\theta_1$  | 0.039 35***<br>(2.79)   | 0.039 35***<br>(2.79) | 0.186 95***<br>(8.15) | 0.186 95***<br>(8.15)   | 0.168 40*<br>(1.76)  | 0.168 40*<br>(1.76) | 0.074 81*<br>(1.86)   | 0.074 81*<br>(1.86)  |
| $\varphi_2$ | -0.137 21***<br>(-3.05) | -0.019 60*<br>(-1.82) | -0.117 48<br>(-0.30)  | -0.010 00***<br>(-4.08) | 0.031 22**<br>(2.43) | 0.006 72*<br>(1.70) | 1.689 91***<br>(7.73) | 0.440 47**<br>(2.28) |
| $\varphi_1$ | 0.183 87***<br>(3.13)   | 0.084 66*<br>(1.91)   | 0.038 36*<br>(1.72)   | 0.026 00**<br>(1.97)    | 0.034 69*<br>(1.88)  | 0.021 34*<br>(1.68) | 0.179 78***<br>(3.47) | 0.025 58**<br>(2.18) |
| 控制变量        | YES                     | YES                   | YES                   | YES                     | YES                  | YES                 | YES                   | YES                  |
| Mediator    | FDI                     |                       | INVEST                |                         | R&D                  |                     | OPEN                  |                      |
| Sobel test  | -2.082 0**<br>负向传导      | -2.524 3**<br>负向传导    | -1.299 8<br>无效        | -2.914 8***<br>负向传导     | 2.284 8**<br>正向传导    | 3.215 2***<br>正向传导  | 2.639 3***<br>正向传导    | 4.414 9***<br>正向传导   |

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 t 值(双尾)在 1%、5%、10% 的水平上统计显著。

#### (四)稳健性检验

为使本文研究结论更可信,笔者做了如下稳健性检验<sup>①</sup>:

1.关键指标衡量方法的替换。借鉴张成等<sup>[26]</sup>的研究,本文采用治理工业污染的总投资分别与工业增加值、规模以上工业企业的主营成本的比值衡量环境规制程度,研究结果表明本文的实证结论依然可靠。

2.内生性问题的解决。为缓解实证分析中可能存在的内生性问题,一方面,将解释变量(环境规制)滞后两期代入模型实证分析,发现本文的研究结论依然稳健;另一方面,将产业结构升级滞后一期作为工具变量,并采用两阶段回归法来控制内生性发现工具变量通过有效性检验,并且得到的实证结果依然稳健。

## 四、结论与政策启示

### (一)研究结论

本文通过构建面板模型,采集 2004—2015 年中国 30 个省(直辖市、自治区)的相关数据,为环境规制与

①由于篇幅所限,本文并未列出稳健性检验详细结果,如需要可向笔者索取。

产业结构升级的关系提供合乎现实的经济解释。在此基础上,将政府行为要素纳入“环境规制—产业结构升级”分析框架中,并结合中介效应进一步探析环境规制对产业结构升级的作用机制,得到主要结论如下:

第一,环境规制是影响产业结构升级的重要因素,并且这种关系具有显著的区域异质性。具体而言,环境规制显著优化了东部地区产业间和产业内的结构构成,对西部地区产业结构升级的影响有限,并抑制中部地区产业结构升级。第二,政府行为是环境规制发挥效用的重要条件,地方官员绩效考核压力越大,财政平衡度越高,地方政府的财力越大,越有利于提高政府对环境规制的重视程度、运用环境规制调控经济的灵活性以及财政支出向符合经济转型导向的领域(如创新、清洁产业)提供更好的支持,引导产业层次向高级化发展,促进产业结构转型升级。第三,本文确证了环境规制对产业结构升级的路径机制:一方面,环境规制促进了FDI持续流入和投资需求增加,但FDI也带来了淘汰落后产业,而投资需求增加,挤占了生产扩张资金和技术创新资金,进而抑制产业结构升级;另一方面,环境规制不仅可以通过清洗效应倒逼企业主动增加研发投入和技术创新,还提高了对外开放程度,使本土企业在面对国外企业和产品竞争时,重视基于绿色生产的流程改进,激活技术进步创新的补偿效用,促进产业结构优化升级。以上研究结论与郑加梅<sup>[27]</sup>等学者的研究结论存在一定的差异,这可能是由于已有研究对于产业结构升级的考察大多停留在某一产业(如服务业占比)上,而本文的产业结构指标代理变量采用了综合指数,并同时考察了产业间和产业内结构升级状况,变量差异是导致结果差异的重要原因,根据逻辑推理,笔者也大胆断定本文的变量设置能够更好地反映当前经济现实。

## (二)政策启示

环境规制与产业结构升级是当前中国的热点话题,本文通过实证研究得到了以下几点启示:第一,注重政府行为的协调效应,优化和完善地方政府官员晋升体系和考核体系,激励地方政府在追求GDP增长同时必须兼顾环境质量,优化地方政府财政支出结构,提高财政预算的科学性,提高环保支出在财政支出的占比,增加高科技、绿色产业的财政补贴,引导产业结构转型升级。第二,有效把握区域特征,重视环境规制影响产业结构升级的区域异质性,制定适应于不同地区的差异化环境规制政策。其中,东部地区经济活力强、技术积累充分,应适当提升环境规制强度,形成有效的环境保护正向激励机制,促进以高端制造业和现代服务业为核心的绿色清洁产业的发展;而中、西部地区环境规制仍以“成本效应”为主,呈现制约状态,应进一步强化环境规制监督,制定合理、科学的环境规制政策,加强企业创新能力的培育,推动环境规制由末端治理向源头治理转变,实现产业结构优化升级。第三,充分发挥技术创新和对外贸易环境规制正向的提升作用,正确认识环境规制影响产业结构升级的机制路径,取长补短、定向施策:一方面,提高重污染行业环境规制强度,倒逼企业加强清洁技术研发和应用,提升产品的清洁附加值,实现节污减排和产业结构升级双赢;另一方面,积极利用环境规制对贸易额和外商直接投资的正向促进作用,通过引进科技含量高且外溢显著的企业带动本地产业层次提升,同时应避免成为“污染避难所”,推动产业结构整体转型升级。

## 参考文献:

- [1] PORTER M E, LINDE C V. Toward a new conception of the environment–competitiveness relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4): 97–118.
- [2] 李强, 聂锐. 环境规制与区域技术创新——基于中国省际面板数据的实证分析[J]. 中南财经政法大学学报, 2009(4): 18–23.
- [3] 王询, 张为杰. 环境规制、产业结构与中国工业污染的区域差异——基于东、中、西部 Panel Data 的经验研究[J]. 财经问题研究, 2011(11): 23–30.
- [4] LANOIE P, LAURENT-LUCCHETTI L J, JOHNSTONE N, et al. Environmental policy, innovation and performance: new insights on the porter hypothesis[J]. Journal of Economics & Management Strategy, 2011, 20(3): 803–842.
- [5] 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.
- [6] 郑金铃. 分权视角下的环境规制竞争与产业结构调整[J]. 当代经济科学, 2016, 38(1): 77–85.
- [7] FREDRIKSSON P G, MILLIMET D L. Strategic interaction and the determination of environmental policy across U.S. states[J]. Journal of Urban Economics, 2002, 51(1): 101–122.
- [8] 杨海生, 周永章, 林剑菁. 中国城市大气环境库兹涅茨曲线——来自动态面板数据的证据[J]. 资源开发与市场, 2008, 24(7): 613–617.
- [9] 杨俊, 邵汉华, 胡军. 中国环境效率评价及其影响因素实证研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2010, 20(2): 49–55.

- [10] BARRETT S. Strategic environmental policy and international trade[J]. Journal of Public Economics, 1994, 54(3): 435–445.
- [11] 彭文斌, 李昊匡. 政府行为偏好与环境规制效果——基于利益激励的治理逻辑[J]. 社会科学, 2016(5): 33–41.
- [12] 张为杰, 郑尚植. 公共选择视角下中国地方政府竞争与环境规制政策执行机制[J]. 当代经济管理, 2015, 37(6): 41–47.
- [13] 徐敏, 姜勇. 中国产业结构升级能缩小消费差距吗? [J]. 数量经济技术经济研究, 2015(3): 3–21.
- [14] 汪伟, 刘玉飞, 彭冬冬. 人口老龄化的产业结构升级效应研究[J]. 中国工业经济, 2015(11): 47–61.
- [15] 吴非, 杜金岷, 李华民. 财政科技投入、地方政府行为与区域创新异质性[J]. 财政研究, 2017(11): 60–74.
- [16] 宫汝凯. 财政不平衡和房价上涨: 中国的证据[J]. 金融研究, 2015(4): 66–81.
- [17] JIN J, ZOU H F. How does fiscal decentralization affect aggregate, national, and subnational government size? [J]. Journal of Urban Economics, 2004, 52(2): 270–293.
- [18] LIN J Y, LIU Z. Fiscal decentralization and economic growth in China[J]. Economic Development & Cultural Change, 2000, 49(1): 1–21.
- [19] 李强. 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[J]. 经济评论, 2013(5): 100–107.
- [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] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004, 36(5): 614–620.
- [22] ESKELAND G S, HARRISON A E. Moving to greener pastures? multinationals and the pollution haven hypothesis[J]. Journal of Development Economics, 2003, 70(1): 1–23.
- [23] DEAN J M, LOVELY M E, WANG H. Are foreign investors attracted to weak environmental regulations? evaluating the evidence from China[J]. Journal of Development Economics, 2009, 90(1): 0–13.
- [24] YANG C H, TSENG Y H, CHEN C P. Environmental regulations, induced R&D, and productivity: evidence from Taiwan's manufacturing industries[J]. Resource & Energy Economics, 2012, 34(4): 514–532.
- [25] CHAKRABORTY C. Does environmental regulation indirectly induce upstream innovation? new evidence from India [J]. Research Policy, 2017, 46(5): 939–955.
- [26] 张成, 陆旸, 郭路, 等. 环境规制强度和生产技术进步[J]. 经济研究, 2011(2): 113–124.
- [27] 郑加梅. 环境规制产业结构调整效应与作用机制分析[J]. 财贸经济, 2018(3): 21–29.

## Environmental Regulation, Government Behavior and Industrial Structure Upgrading

*MAO Jianhui<sup>1</sup>, GUAN Chao<sup>2</sup>*

(1. School of Economics, Jinan University, Guangzhou Guangdong 510632, China;

2. Shenzhen City Central Branch, People's Bank of China, Shenzhen Guangdong 518001, China)

**Abstract:** Nowadays, traditional government trade-offs have been transferred. The importance of environmental protection is not necessarily inferior to the pursuit of economic growth. Focusing on the relationship between environmental regulation and industrial structure upgrading would help supervisory authorities grasp the economic-side feedback effect of environmental policies. Therefore, this paper used China's provincial panel data from 2004 to 2015, analyzed the impact of environmental regulation on industrial structure upgrading with the consideration of regional economic heterogeneity and government behavior, and further discussed the specific mechanism of action. This paper finds that the impact of environmental regulation on the upgrading of industrial structure has regional characteristics, the eastern region has formed a positive promotion effect, the central region has a reverse inhibition effect, and the western region has no impact. The higher pressure of government officials' assessment is, the smaller pressure on fiscal revenue and expenditure and the better relative financial resources can drive the upgrading of industrial structure. In terms of the transmission mechanism, it demonstrates R&D innovation and opening up have a positive conduction effect on "environmental regulation–industrial structure upgrading", while FDI inflow and investment demand have reverse conduction effects. Therefore, it is necessary to strengthen the coordination effect of government actions, effectively grasp the functional mechanism of environmental regulation, advocate innovation, deepen reform and opening up, and construct a reasonable environmental regulation policy to optimize and upgrade the industrial structure.

**Key words:** environmental regulation; upgrading of industrial structure; government action; the mediation effect

[责任编辑: 孟青]