

# 环境规制、研发投入与产业结构调整

蒋长流,司怀涛

(安徽大学 经济学院,安徽 合肥 230601)

**摘要:** 政府环境规制水平的提高会提高企业环境治理成本,但环境规制也会通过研发投入方式与路径选择促进产业结构调整。基于非均衡发展理论所构建的关于环境规制与研发投入之间的理论模型,刻画了环境规制、研发投入与产业结构调整之间的内在关联性。在此基础上,通过利用2008—2017年各省(直辖市、自治区)的面板数据,考察了环境规制水平、研发投入与产业结构调整之间的关系。实证分析结果表明,政府环境规制对研发投入及产业结构调整具有促进作用,而研发投入变动速度也影响着产业结构调整的速度,但对GDP中第二产业占比影响不显著。除此之外,理论模型及实证结果也表明,环境规制和研发投入会对生产要素的产业间转移及工资水平产生不同影响。政府部门在进行环境规制时应因地制宜、合理规制,同时积极促进企业研发投入的增加。

**关键词:** 环境规制; 研发投入; 产业结构

**中图分类号:** F273.1; F062.9      **文献标识码:** A      **文章编号:** 1672-6049(2020)02-0018-09

## 一、引言与文献综述

环境治理与转型发展一直是中国经济社会的主要热门话题,把握新常态下环境与发展问题的新特征对于执行合理的环境规制政策助推中国经济成功转型至关重要。实证分析显示,节能减排虽然会在短期内对经济增长造成一定负面影响,但是通过倒逼企业加大环保技术研发投入,通过完善市场机制让企业成为自愿减排主体,必将在长期实现环境治理与经济增长的双赢发展<sup>[1-5]</sup>。然而,减排与低碳转型的实现并非自发,既要执行严格的环境规制政策,也需要加大在节能和清洁能源、核能、碳捕集和封存、清洁汽车等具有战略意义的低碳前沿技术的研发投入,分担和降低企业引入新技术的风险和成本,引导企业成为低碳技术研发和创新主体,促进低碳技术的产业化和市场化。

近年来,中国各地政府竞相采取了大量政策措施与行政手段来治理环境<sup>[6]</sup>。政府环境规制水平的提高一方面会通过增加企业产品成本的方式提高企业环境治理的成本,从而在一定程度上降低企业产品竞争力。另一方面,部分企业也会因环境规制导致工厂生产不符合环境标准而被迫退出本地市场。考量到这种环境规制效应,追求利润最大化的企业会选择以增加研发投入的方式来减除环境生态压力以适应环境规制要求,环境规制与研发投入存在着正向关系<sup>[7-15]</sup>。鉴此,环境规制与研发投入及产业结构之间存在着密切关系,即环境规制通过研发投入方式与路径选择存在着产业结构调整效应。

事实上,学术界关于环境规制的经济影响存在两种完全相反的观点。“Porter假说”<sup>[16]</sup>认为高能耗

收稿日期:2019-10-02;修回日期:2020-03-01

基金项目:国家社会科学基金项目“新型城镇化进程中低碳发展转型的激励和约束机制研究”(14BJL104)

作者简介:蒋长流(1967—),男,安徽合肥人,博士,安徽大学经济学院教授,博士生导师,研究方向为低碳经济、科技创新与管理;司怀涛(1991—),男,山东菏泽人,安徽大学经济学院硕士研究生,研究方向为宏观经济学。

高排放是某种形式资源无效使用的信号,而环境治理就是要尽可能去帮助厂商识别和去除这种生产无效性。环境规制水平的提升可以通过创新补偿效应来促进企业资源配置以及对技术研发的投入,以此提升企业自身研发创新水平。因此,环境治理能够带来环境质量和产出(和生产率)同时提高的双赢机会<sup>[1]</sup>,环境规制不仅有助于促进技术进步,对经济可持续发展的重要性也不言而喻<sup>[4-7]</sup>。对于波特假说的验证,Greenstone *et al.*<sup>[17]</sup>以美国制造业为考察对象,认为环境规制可以显著提升美国制造业产品的市场竞争力。Paul *et al.*<sup>[7]</sup>则利用微观数据并构建模型得出了环境规制对企业研发具有正向作用的结论。而Yana *et al.*<sup>[8]</sup>的研究表明环境规制虽然对企业研发具有显著促进作用,但对企业生产率的提升却不明显。另有一些研究者则对此提出批评,他们认为这是对有效市场假说的新古典主义理论的基本挑战,他们反问,为什么企业自己不能够看到这种双赢机会呢?如果存在这样的双赢机会,就不需要由政府额外对企业施加节能减排成本。

而关于环境规制影响研发投入的“污染天堂假说”则认为,落后的发展中国家会通过降低环境规制水平来吸引发达国家污染密集型产业,而环境规制水平的降低会阻碍企业创新投入。Arouri *et al.*<sup>[18]</sup>通过对发展中国家产业与环境规制水平之间关系的考察得出的结论表明,发展中国家在降低环境规制水平保护本国产业的同时会阻碍企业的研发投入。Stephens<sup>[19]</sup>和Gray<sup>[20]</sup>亦认为环境规制水平的增加会提高企业污染治理成本,挤出研发投入。Jorgenson and Wilcoxon<sup>[21]</sup>在分行业研究后也得出了相似的结论。

国内对于环境规制及产业结构的相关研究主要集中在对企业研发投入的影响这个关键节点上。沈能和刘凤朝<sup>[22]</sup>认为环境规制对企业创新存在门槛效应,只有在环境规制达到一定水平的情况下波特假说才能成立。谢桥昕<sup>[23]</sup>通过考察环境规制扰动、政企关系与企业研发投入之间的关系后认为环境规制扰动对企业研发投入具有抑制作用,而政企关系越紧密,环境规制扰动对企业研发投入的抑制效应越弱。而何兴邦<sup>[11]</sup>则得出刚好相反的结论,认为环境规制对企业研发投入有促进作用,但政企关系越紧密则企业研发投入越少。李玉琴等<sup>[24]</sup>研究后发现环境规制正向作用于资本密集型部门的研发投入而负向作用于劳动密集型部门的研发投入。李强<sup>[25]</sup>基于Baumol模型研究了环境规制对产业结构调整所产生的促进作用。原毅军和谢荣辉<sup>[26]</sup>通过中国省级面板数据实证分析揭示了环境规制对产业结构调整具有显著的门槛效应和空间异质性。范玉波和刘小鸽<sup>[27]</sup>研究后同样认为,环境规制对产业结构调整存在明显的空间效应。周珂和王尹君<sup>[28]</sup>则研究发现在环境规制与科技创新的综合影响下,产业结构升级存在着科技创新门槛,只有环境规制与科技创新共同作用,方可加速产业结构转型升级。而谢婷婷和郭艳芳<sup>[29]</sup>同样对环境规制、技术创新与产业结构升级三者之间的关系进行了研究,其研究后发现产业结构升级存在环境规制与技术创新综合影响之下的门槛效应,单纯的环境规制只能在短期改善产业结构。卫平和余奕杉<sup>[30]</sup>、时乐乐和赵军<sup>[31]</sup>经过研究后认为,环境规制与研发创新可以推动产业结构的高级化。而张忠杰<sup>[32]</sup>经过研究后却认为,环境规制通过技术创新来促进产业结构升级的中介效应并不显著。

综上所述,虽然很多学者研究了环境规制对技术创新以及对产业结构的影响,但在涉及环境规制、研发投入对产业结构调整影响方面的研究相对较少。另外,有的学者虽然对环境规制与产业结构之间的关系进行了研究,但是没有探究环境规制导致产业结构调整深层次原因,部分学者在研究中所使用的模型也存在一定的改进空间。环境规制与研发投入及产业结构调整的相关性如何?本文接下来将会对这三者之间的相关性进行研究。

## 二、理论分析与研究假设

环境规制影响产业结构调整机制可以从企业研发投入角度进行研究。环境规制增加了企业生产成本,一方面导致生产要素的产业间转移抑制了第二产业发展,另一方面在企业追求利润最大化目标情况下又促进了第二产业企业的研发投入,并通过研发投入所带来的技术进步降低环境规制成本适应政府环境规制要求,与此同时,研发投入的增加还通过适应及降低环境规制所带来的成本减缓产业间生产要素转移速度促进第二产业的发展。其相关激励与约束机制的内在机理如图1所示。

本文将基于非均衡增长理论<sup>[33]</sup> 构建一个环境规制与研发投入模型来分析环境规制对产业结构调整的影响, 其中间变量是研发投入。该模型的基本假设为: 在一个经济体中存在两个部门, 工业部门和服务业部门。由于我国农业部门产值在 GDP 增加值中的占比及贡献率均不足 10%, 且呈逐年下降趋势, 因此在本模型中忽略农业部门。另外, 本模型中假定资本是外生性的。经济体两大部门的生产函数分别设定为:

$$Y_{1t} = aL_{1t}^\gamma \tag{1}$$

$$Y_{2t} = bL_{2t}^\gamma e^{rt} \tag{2}$$

其中 (1) 式表示工业部门的生产函数, (2) 式表示服务业部门的生产函数。对于工业部门生产函数而言, 假定工业部门不存在外界干扰的情况下劳动生产率不变。服务业部门相对技术进步率为  $r$ , 且  $r > 0$ ,  $0 < \gamma < 1$  是与劳动力产出水平相关系数, 可看成与人力资本相关的参数, 其同样为外生变量。该经济体劳动力可自由流动, 劳动力标准化为 1, 即  $L_{1t} + L_{2t} = 1$ 。  $a, b$  表示与产出相关的系数。

假定工业部门和服务业部门均以利润最大化作为目标, 其中工业部门由于受到政府环境规制的影响, 其单位劳动成本增加  $c(h)$ , 其中  $h$  表示环境规制强度, 环境规制强度越大, 则成本增加越多。为追求利润最大化, 环境规制会导致工业部门增加研发投入, 而研发投入增加所带来的技术进步会导致环境规制的成本下降, 其单位劳动成本下降率假定为  $T(g) = 1 - de^{\lambda t}$  ( $0 < \lambda$ ,  $d$  为与成本下降相关的系数)。此时单位劳动成本变动为  $c(h) de^{\lambda t}$ , 这种变动将会影响工业部门的工资水平  $W$ , 如果成本变动占工资水平的比例为  $\delta$ , 则工业部门工资将会变动  $\delta c(h) de^{\lambda t} W$ ,  $0 < \delta < 1$ 。

根据 (1)、(2) 式, 可得出劳动的边际产出为

$$MP_{1t} = \frac{\partial Y_{1t}}{\partial L_{1t}} = \gamma a L_{1t}^{\gamma-1} \tag{3}$$

$$MP_{2t} = \frac{\partial Y_{2t}}{\partial L_{2t}} = \gamma b L_{2t}^{\gamma-1} e^{rt} \tag{4}$$

因为两部门中劳动力数量是固定并且可以自由流动, 因此两部门工资水平相等, 如果暂设工资水平为  $W_t = We^{rt}$ ,  $W$  为常数。则

$$\left. \begin{aligned} \frac{W_t L_{1t}}{Y_{1t}} &= \frac{We^{rt} L_{1t}}{aL_{1t}^\gamma} = \frac{We^{rt} L_{1t}^{\gamma-1}}{a} \\ \frac{W_t L_{2t}}{Y_{2t}} &= \frac{We^{rt} L_{2t}}{bL_{2t}^\gamma e^{rt}} = \frac{WL_{2t}^{\gamma-1}}{b} \end{aligned} \right\} \Rightarrow \lim_{t \rightarrow \infty} \left( \frac{We^{rt} L_{1t}^{\gamma-1}}{a} \right) = \infty$$

可以看出, 如果在服务业部门单位生产成本不变的情况下, 那么工业部门的单位生产成本将会趋于无穷大。现在考虑在环境规制和研发投入存在的情况下, 工业部门与服务业部门的情况:

$$\gamma a L_{1t}^{\gamma-1} = [1 + \delta c(h) de^{\lambda t}] W_t \tag{5}$$

$$\gamma b L_{2t}^{\gamma-1} e^{rt} = W_t \tag{6}$$

由 (5)、(6) 式及  $L_{1t} + L_{2t} = 1$  可得

$$L_{1t} = \frac{1}{1 + \{ [1 + \delta c(h) de^{\lambda t}] a^{-1} b e^{rt} \}^{\frac{1}{1-\gamma}}} \tag{7}$$

$$L_{2t} = \frac{\{ [1 + \delta c(h) de^{\lambda t}] a^{-1} b e^{rt} \}^{\frac{1}{1-\gamma}}}{1 + \{ [1 + \delta c(h) de^{\lambda t}] a^{-1} b e^{rt} \}^{\frac{1}{1-\gamma}}} \tag{8}$$

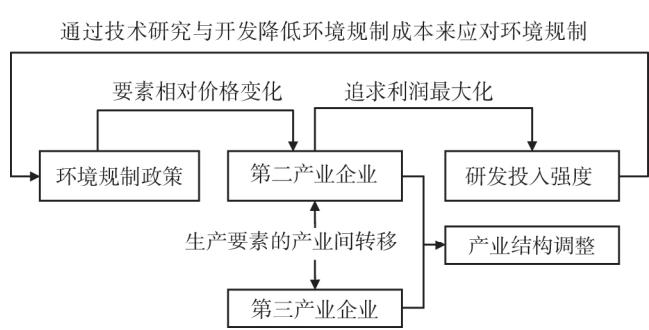


图 1 环境规制经由企业研发投入影响产业结构调整机制

$$W_t = \gamma b e^n \left\{ 1 + \left\{ [1 + \delta c(h) d e^{\lambda t}] a^{-1} b e^n \right\}^{\frac{1}{\gamma-1}} \right\}^{1-\gamma} \quad (9)$$

令  $A = \{ [1 + \delta c(h) d e^{\lambda t}] a^{-1} b e^n \}^{\frac{1}{\gamma-1}}$ ,  $F(g) = d e^{\lambda t}$ , 则

$$\frac{\partial A}{\partial c(h)} = \frac{\{ [1 + \delta c(h) d e^{\lambda t}] a^{-1} b e^n \}^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \delta c(h) d e^{\lambda t} a^{-1} b e^n}{1 - \gamma} > 0 \quad (10)$$

$$\frac{\partial A}{\partial F(g)} = \frac{\{ [1 + \delta c(h) d e^{\lambda t}] a^{-1} b e^n \}^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} (\lambda + t) \delta c(h) d e^{\lambda t} a^{-1} b e^n}{1 - \gamma}$$

$$\Rightarrow \begin{cases} \frac{\partial A}{\partial F(g)} > 0, (\lambda + t > 0) \\ \frac{\partial A}{\partial F(g)} < 0, (\lambda + t < 0) \end{cases} \quad (11)$$

在其他参数不变的情况下,  $A$  随着  $c(h)$  即环境规制水平的增大而减小, 随着研发投入率的增大而增大, 然后我们根据 (7)、(8)、(9)、(10)、(11) 式可以提出以下理论假设:

假设 1: 随着环境规制水平的提高, 则工业部门劳动力人口减少, 但劳动力人口减少速度是逐渐下降的, 服务业部门劳动力相对人口增加。部门间劳动力人口的这种变动是由于环境规制增加了工业部门单位产品生产成本进而影响工资水平来实现的, 直接地说就是环境规制强度是通过影响工资水平来影响产业结构的。

假设 2: 环境规制下研发投入的增加会导致劳动力人口由工业部门向服务业部门流动的速度变慢, 即流动速度呈逐渐降低的趋势, 或者说, 研发投入对劳动力人口流动的阻滞性在减小。

假设 3: 工资水平受环境规制强度和研发投入水平的影响刚好相反。环境规制强度越大, 则工资水平越低, 但随着环境规制强度的增加, 其对工资水平的影响是逐渐降低的。而研发投入会使得工资水平增加, 但随着研发投入的增加, 其对工资水平增长的影响同样逐渐减弱。

假设 4: 在劳动边际产出递减情况下, 环境规制会通过影响劳动力要素的产业间转移来增加工业部门单位劳动的边际产出。而研发投入会产生相反的效果, 即研发投入会使得工业部门的产出增加, 同时减缓工业部门产出在经济产出中占比下降的速度。工业部门产出到底是增加还是减少取决于环境规制强度与研发投入增加的大小之比, 但是工业部门产出的变动不会影响工业部门产出在经济产出中占比下降的整体趋势, 而是影响了工业部门产出在经济产出中占比下降的速度。从长期来看, 劳动力人口逐渐由工业部门向服务业部门转移, 即产业结构是由工业部门向服务业部门调整的。

### 三、数据来源与模型设定

#### (一) 数据来源与变量说明

1. 产业结构调整。产业结构调整的度量方法是用各省份当年价格衡量的第二产业增加值与当年 GDP 增加值之比, 选取的时间序列就成为衡量产业结构调整的评判标准。数据来源是《中国国民经济核算统计年鉴》, 选取的数据都是从 2008 年到 2017 年。

2. 研发投入。常见的研发投入衡量标准可以分成两个, 一是规模以上工业企业专利数量增长率, 另一个是规模以上工业企业研发资金投入增长率。由于专利具有滞后性且无法反映科技含量高低, 因此本文选用规模以上工业企业 R&D 经费数量与当年 GDP 之比来衡量, 即单位 GDP 的 R&D 经费来衡量研发投入。研发投入数据来源是《中国科技统计年鉴》。

3. 环境规制水平。部分采用朱平芳等<sup>[34]</sup>对环境规制水平的衡量方法, 其环境规制相对强度的相关方程如下:

$$\varphi(q_l) = \frac{q_l}{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n q_l}, l = 1, 2, 3 \quad (12)$$

其中,  $\varphi(q_{it})$  表示在时期  $t$  该地区所排放的第  $l$  种污染物, 其属于单位规模以上工业企业资产污染物排放量  $l$  中的三种污染物分别是废水排放总量, 废气中  $SO_2$  排放量与烟尘排放量。本文中对污染物单位 GDP 排放量进行简单加权平均的方法来衡量环境规制水平, 即

$$\varphi(q_{it}) = \frac{\varphi(q_{1it}) + \varphi(q_{2it}) + \varphi(q_{3it})}{3} \quad (13)$$

之后  $\varphi(q_{it})$  取对数得到环境规制水平的变量  $LnEI$ 。本文中污染物排放数据来自《中国资源与环境统计年鉴》。

4. 其他控制变量。 $EM$  表示就业, 用第二产业与第二、三产业就业人员数量之和的比值来表示。 $W$  表示工资水平, 用城镇单位就业人员平均工资表示。其数据均来自《中国就业人员和工资统计年鉴》。

(二) 实证模型设定

考虑到文中的理论模型, 本文实证模型设定为:

$$INS_{it} = \alpha + \beta_1 LnEI_{it} + \beta_2 LnEI_{it} \times LnRD_{it} + \beta_3 LnRD_{it} + \beta_4 LnEM_{it} + \beta_5 LnW_{it} + \pi_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

同时考虑到产业结构调整对研发投入的滞后效应和研发投入对环境规制强度的滞后效应, 因此选择建立滞后一期的环境规制与研发投入模型:

$$INS_{it} = \alpha + \beta_1 LnEI_{it-1} + \beta_2 LnEI_{it-1} \times LnRD_{it-1} + \beta_3 LnRD_{it-1} + \beta_4 LnEM_{it} + \beta_5 LnW_{it} + \pi_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

其中  $i = 1, 2, \dots, 30$  表示省(直辖市、自治区),  $t$  表示时期,  $INS_{it}$  表示产业结构调整指数,  $EI_{it}$  表示环境规制水平,  $RD_{it}$  表示研发资金投入,  $EM_{it}$  表示就业,  $W_{it}$  表示工资水平。为考察环境规制对研发投入的影响, 在模型中加入研发投入与环境规制的交叉项,  $\pi_i$  表示地区效应,  $\mu_t$  表示时间效应,  $\varepsilon_{it}$  表示随机误差项。

四、实证结果与分析

考虑到模型中的地区效应与时间效应, 本文将会分别采用混合 OLS 估计, 随机效应估计( RE) 和双向固定效应估计( Two-way FE) 方法对本文的面板模型进行实证研究。另外, 在进行实证分析之前, 本文对解释变量与控制变量的数据特征进行了分析, 表 1 是各变量的描述性统计结果。

(一) 变量的描述性统计

表 1 变量的描述性统计结果

变量	样本数	最大值	最小值	均值	标准差
产业结构调整 $INS_{it}$	310	5.904 543	1.901 4	4.577 815	0.838 812
环境规制水平 $LnEI_{it}$	310	3.996 597	-0.197 628 1	1.942 297	0.798 654 8
研发资金投入 $LnRD_{it}$	310	3.069 361	-1.414 548	2.003 863	0.773 734 8
就业人数 $LnEM_{it}$	310	-0.379 176 9	-2.447 437	-0.888 527 3	0.332 971 9
工资水平 $LnW_{it}$	310	2.577 941	0.722 560 3	1.521 5	0.372 874 9

(二) 实证分析

为考察环境规制、研发投入对我国产业结构的独立及整体影响, 以及环境规制、研发投入对于产业结构调整滞后效应, 本文分别使用当前时期和滞后一期的回归模型对我国的产业结构调整进行了面板分析, 回归结果如表 3 所示。

1. 关于环境规制对产业结构调整的影响, 根据本文对产业结构调整这个变量的设定, 其对于产业结构调整是负相关的, 即环境规制降低了第二产业在经济产出中的占比, 其原因正如本文在理论模型中的假设一样, 环境规制增加的企业生产成本, 在产业间工资水平一致的情况下, 企业的产出减少了。表 3 的回归结果, 不管是采用混合回归估计, 双向固定效应估计, 随机效应估计方法还是采用当期和滞后一期的估计都验证了本文理论模型中的结果。本文理论假设 3 得到验证。

表3 面板数据回归结果

变量	当期			滞后一期		
	混合 OLS 估计	双向固定 效应估计	随机效应 估计	混合 OLS 估计	双向固定 效应估计	随机效应 估计
LnEI	-0.428 411 7 ** ( -1.74)	-0.912 359 2 *** ( -3.68)	-0.421 729 2 ** ( -2.07)	-0.472 352 9 ** ( -1.90)	-0.582 336 2 *** ( -2.20)	-0.433 313 5 *** ( -1.97)
LnRD	-0.764 602 8 *** ( -6.19)	-0.511 912 8 *** ( -2.34)	-0.402 075 9 *** ( -2.98)	-0.849 355 9 *** ( -6.12)	-0.406 714 1 ** ( -1.75)	-0.474 432 9 *** ( -2.67)
LnEM	2.035 053 *** (6.81)	0.793 838 3 ** (1.86)	1.443 034 *** (5.99)	1.988 424 *** (7.82)	0.765 720 3 ** (2.02)	1.392 591 *** (7.07)
LnW	-0.203 837 *** ( -0.80)	1.106 23 *** (1.78)	-0.579 099 7 *** ( -2.66)	-0.296 828 8 ( -1.11)	1.379 085 ** (1.96)	-0.714 889 1 *** ( -3.22)
LnEI × LnRD	0.399 664 7 *** (3.74)	0.245 572 6 *** (3.23)	0.299 374 4 *** (4.69)	0.423 555 3 *** (3.40)	0.186 933 6 *** (2.36)	0.307 213 5 *** (4.20)
常数项	7.541 871 *** (10.26)	6.539 785 *** (6.54)	7.228 432 *** (10.00)	7.756 776 *** (10.24)	5.219 253 *** (4.67)	7.523 537 *** (9.24)
样本数	310	310	310	279	279	279
R <sup>2</sup>	0.663 0	0.680 3	0.521 2	0.667 7	0.706 6	0.551 3
Hausman 检验	—	P=0.119 9	—	—	P=0.115 0	—

注: OLS、Two-way FE 括号内表示  $t$  值, RE 括号内表示  $Z$  值。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著。

2. 表3 回归结果显示研发资金投入对于产业结构调整的影响同样是负相关的, 这个结果看起来似乎是不合常理的, 其实不然。在本文理论模型及假设4 中已经提到环境规制所导致的研发投入的增加并不能影响第二产业产出在经济产出中下降的整体趋势, 其影响的只是第二产业产出在经济产出中占比下降的速度而已。回归结果显示, 研发投入每增加1%, 第二产业产出在经济产出中的占比将会下降0.4%到0.76%左右。本文理论假设4 得到初步验证。关于研发投入对第二产业产出在经济产出中占比下降速度的影响, 在稳健型估计中, 本文将会对此进行进一步验证。

3. 关于环境规制和研发投入对产业结构调整的整体影响, 回归结果显示这三者之间是正相关关系。环境规制导致了研发投入的增加, 而研发投入的增加降低了第二产业产品的生产成本, 产出成本的下降带来了第二产业产出的增加。理论假设4 中关于研发投入会增加第二产业的产出这一结论得到验证。

4. 就业和工资水平在本文中属于控制变量, 就业表示第二产业就业人数与第二产业、第三产业就业人数之和的比值。根据理论模型, 第二产业就业人数的增加本质来自于第二产业产出成本的下降(环境规制使得第二产业劳动力减少, 但研发投入使得第二产业劳动力增加, 不过整体来看, 第二产业劳动力在减少, 即如理论模型假设2 所说, 环境规制下研发投入的增加会导致劳动力人口由工业部门向服务业部门流动的速度变慢), 在工资水平相同的情况下, 第二产业就业人数的增加表示产出的增加, 但是这只是其中的原因之一, 另一个可能的原因在于就业总人数的增加其实减缓了产业间工资增长的速度。对于工资水平来说, 混合回归和随机效应估计结果显示工资水平与产业结构调整呈现正相关关系, 而在控制了地区效应和时间效应之后, 工资水平与产业结构调整显示出正相关关系, 可能的原因包括工资水平的地区间差异, 就业人员地区的流动等。

### (三) 稳健性检验

为考察结果的稳健性, 本文通过对当前期和滞后一期并且采用不同的回归方法对面板数据进行了分析, 显示环境规制、研发投入及其两者的交互项的结果是符合理论模型预期的。从 Hausman 等检验结果来看, 随机效应估计的结果要优于混合回归估计和双向固定效应估计。另外, 本文还对模型中的变量使用了其他的设定方式, 结果都显示解释变量结果与模型是相符合的。最后, 为进一步考察理论模型的结论假设, 本文将会进一步构建研发投入变动速度与产业结构调整速度之间的实证回归模

型。考虑到环境规制水平可能会影响研发投入的增长速度,因此设定研发投入变动速度与环境规制水平的交互项。

$$INSS_{it} = \alpha + \beta_1 EI_{it} + \beta_2 EI_{it} \times RDS_{it} + \beta_3 RDS_{it} + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

另外,考虑到环境规制水平、研发投入变动速度对于产业结构调整速度可能存在的滞后效应,因此设定滞后一期的环境规制与研发投入变动速度的回归模型:

$$INSS_{it} = \alpha + \beta_1 EI_{it-1} + \beta_2 EI_{it-1} \times RDS_{it-1} + \beta_3 RDS_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

其中,  $RDS$  研发投入变动速度用研发投入资金增长率表示,大小为当年研发投入资金与上一年研发投入资金之比;  $INSS$  产业结构调整速度用第二产业增长率减去 GDP 增长率来表示,大小用第二产业增加值指数减去地区生产总值指数;控制变量环境规制水平仍然使用原来的设定方法;  $\varepsilon_{it}$  表示随机误差项。其实证回归结果见表 4。

无论是采用当前期还是滞后一期的估计方法,实证结果都显示,研发投入变动速度与产业结构调整速度都呈现出显著正相关,即研发投入增加的速度变动影响了第二产业在经济产出中占比的变动,第二产业中研发投入资金增加得越快则第二产业产出所占经济体产出的比重下降得越慢,理论假设 4 得到进一步验证。而滞后一期的实证结果表明产业结构调整速度对于研发投入速度变动存在滞后性。就其他控制变量,即环境规制而言,环境规制水平同样会影响第二产业在经济体产出中变动的速度,结果显示,两者之间是正相关的(假设 1 得到验证)。就环境规制与研发投入变动速度的交互项来说,其与产业结构调整速度负相关。由此可以根据以上回归结果进一步证实本文理论模型的设定是良好的。

表 4 面板数据回归结果

变量	混合回归估计当期	混合回归估计滞后一期
$EI$	0.758 908 ** (1.97)	0.686 997 4 *** (2.99)
$RDS$	5.417 901 *** (2.13)	5.513 849 *** (2.30)
$EI \times RDS$	-0.737 267 2 (-1.69)	-0.616 191 1 *** (-2.34)
常数项	-4.798 34 *** (-2.34)	-5.229 398 *** (-2.89)
$R^2$	0.149 8	0.195 6

注:数据来源于《中国统计年鉴》。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著。

## 五、结论与政策建议

### (一) 结论

本文基于非均衡发展理论构建了一个关于环境规制与研发投入的理论模型,剖析了环境规制、研发投入与产业结构调整之间的内在关联性,即环境规制对产业结构的影响是通过两个方面来进行的:一是环境规制增加了第二产业企业的生产成本,抑制了第二产业产出在 GDP 中所占的比重;二是环境规制通过研发投入的作用使得第二产业单位生产成本下降,虽然这会促使第二产业产出增加,但还不足以改变第二产业在总产出中占比下降的趋势。而且第二产业部门研发投入的增加对产业结构调整的影响在逐渐变小,增加研发投入来影响第二产业的供给侧进而影响产业结构调整存在“边际效益递减”。

### (二) 政策建议

基于本文研究的理论与实证结论,提出如下政策建议:

1. 政府进行环境规制时应因地制宜、综合考量、合理规制。政府应该注意单纯依靠环境规制所带来的产业结构调整本身不具有福利性,产业结构的改善并不一定意味着经济发展水平的提高,而应在提高环境规制水平的同时引导、激励本地区第二产业企业增加相应的研发投入,政府所追求的应该是环境规制水平之下研发投入与人力资本两种投入要素所带来的边际报酬最大化,这种边际报酬就是技术创新增量,在此基础上,该地区的产业结构调整才是反映该地区长期经济发展水平的。

2. 政府在进行环境规制时应考虑对供给及需求的影响,采取灵活的政策措施消减环境规制成本。环境规制政策本身来自于民众对良好环境的需求,但是环境规制对企业的影响是从供给侧进行的,并

会进一步传导到需求侧。即在一定环境规制水平下,企业要么因规避行为而减少产出,在市场需求不变的情况下,导致产品价格的上升,因而企业提供了质量并无提升的更高价商品;企业要么主动增加研发投入以应对规制,提供质量存在某种提升的更高价商品。如果该地区主要依赖出口来发展经济,那么产品价格的上升会同时降低出口。对此,政府在提高环境规制水平时,可以增加企业研发补贴或税收优惠以应对研发挤出效应,完善消费环境以应对消费减少,降低利率以应对出口降低。

#### 参考文献:

- [1]陈诗一.新常态下的环境问题与中国经济转型发展[J].中共中央党校学报,2016(2):94-99.
- [2]高永祥.环境规制、产业空间布局调整与地区经济增长的实证[J].统计与决策,2015(24):131-136.
- [3]许长新,胡丽媛.环境规制、技术创新与经济增长——基于2008—2015年中国省际面板数据的实证分析[J].资源开发与市场,2019(1):1-6.
- [4]宋马林,王舒鸿.环境规制、技术进步与经济增长[J].经济研究,2013(3):122-134.
- [5]张红凤,周峰,杨慧,等.环境保护与经济发展双赢的规制绩效实证分析[J].经济研究,2009(3):14-26+67.
- [6]杨海生,陈少凌,周永章.地方政府竞争与环境政策——来自中国省份数据的证据[J].南方经济,2008(6):15-30.
- [7]PAUL L, JÉRÉMY L, NICK J, et al. Environmental policy, innovation and performance: new insights on the Porter Hypothesis[J]. Journal of economics & management strategy, 2011, 20(3):803-842.
- [8]YANA R, MARZIO G, ELENA V. Environmental regulation and competitiveness: empirical evidence on the Porter Hypothesis from European manufacturing sectors[J]. Energy policy, 2015, 83:288-300.
- [9]任优生,任保全.环境规制、规模差异与战略性新兴产业研发创新[J].山西财经大学学报,2016(1):67-77.
- [10]史敏,蔡霞,耿修林.动态环境下企业社会责任、研发投入与债务融资成本——基于中国制造业民营上市公司的实证研究[J].山西财经大学学报,2017(3):111-124.
- [11]何兴邦.环境规制、政治关联和企业研发投入——基于民营上市企业的实证研究[J].软科学,2017(10):43-46+51.
- [12]马艳艳,张晓蕾,孙玉涛.环境规制激发企业努力研发?——来自火电企业数据的实证[J].科研管理,2018(2):66-74.
- [13]尤济红,王鹏.环境规制能否促进R&D偏向于绿色技术研发?——基于中国工业部门的实证研究[J].经济评论,2016(3):26-38.
- [14]BERMAN E, BUI L T M. Environmental regulation and productivity: evidence from oil refineries[J]. Review of economics & statistics, 2001, 83(3):498-510.
- [15]LANJOUW J O, MODY A. Innovation and the international diffusion of environmentally responsive technology[J]. Research policy, 1996, 25(4):549-571.
- [16]PORTER M E. America's green strategy[J]. Scientific American, 1991, 264(4):168.
- [17]GREENSTONE M, LIST J A, SYVERSON C. The effects of environmental regulation on the competitiveness of U. S. manufacturing[R]. NBER working paper, 2012, 93(2):431-435.
- [18]AROURI M E H, YOUSSEF A B, M'HENNI H, et al. Energy consumption, economic growth and CO<sub>2</sub> emissions in Middle East and North African countries[J]. Energy policy, 2012(45):342-349.
- [19]STEPHENS J K. Accounting for slower economic growth: The United States in the 1970s[J]. Southern economic journal, 1981, 47(4):1191-1193.
- [20]GRAY W B. The cost of regulation: OSHA, EPA and the productivity slowdown[J]. American economic review, 1987, 77(5):998-1006.
- [21]JORGENSEN D J, WILCOXEN P J. Environmental regulation and U. S. economic growth[J]. The RAND journal of economics, 1990, 21(2):313-340.
- [22]沈能,刘凤朝.高强度的环境规制真能促进技术创新吗?——基于“波特假说”的再检验[J].中国软科学,2012(4):49-59.



- [23] 谢乔昕. 环境规制扰动、政企关系与企业研发投入[J]. 科学学研究 2016(5): 713 - 719 + 764.
- [24] 李玉琴, 陈颖, 戴一鑫. 环境规制对技术创新的影响研究——基于中国工业行业异质性分析[J]. 南京财经大学学报 2017(4): 27 - 35.
- [25] 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 + 146.
- [26] 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.
- [27] 范玉波, 刘小鸽. 基于空间替代的环境规制产业结构效应研究[J]. 中国人口·资源与环境 2017(10): 30 - 38.
- [28] 周珂, 王尹君. 环境规制、科技创新与产业结构升级[J]. 工业技术经济 2019(2): 137 - 144.
- [29] 谢婷婷, 郭艳芳. 环境规制、科技创新与产业结构升级[J]. 工业技术经济 2016(9): 135 - 145.
- [30] 卫平, 余奕杉. 环境规制对制造业产业结构升级的影响——基于省级动态面板数据的系统 GMM 分析[J]. 经济问题探索 2017(9): 144 - 152.
- [31] 时乐乐, 赵军. 环境规制、技术创新与产业结构升级[J]. 科研管理 2018(1): 119 - 125.
- [32] 张忠杰. 环境规制对产业结构升级的影响——基于中介效应的分析[J]. 统计与决策 2019(22): 142 - 145.
- [33] BAUMOL W J. Macroeconomics of unbalanced growth: anatomy of the urban crisis [J]. American economic review, 1997, 57(3): 415 - 426.
- [34] 朱平芳, 张征宇, 姜国麟. FDI 与环境规制: 基于地方分权视角的实证研究[J]. 经济研究 2011(6): 133 - 145.
- (责任编辑: 陈 春; 英文校对: 葛秋颖)

## Environmental Regulation , R&D and Industrial Structure Adjustment

JIANG Changliu , SI Huaitao

( School of Economics , Anhui University , Hefei 230601 , China)

**Abstract:** The increase of government's environmental regulation level will increase the cost of enterprise's environmental governance , but the environmental regulation will promote the adjustment of industrial structure through R&D investment mode and path selection. Based on the theory of non-equilibrium development , this paper constructs a theoretical model about the relationship between environmental regulation and R&D investment to depict internal relationship among environmental regulation , R&D investment and industrial structure adjustment. On this basis , by using the panel data of provinces , municipalities and autonomous regions from 2008 to 2017 , the paper studies the impact of environmental regulation on R&D investment and industrial structure adjustment. The results show that government environmental regulation can promote R&D investment and industrial structure adjustment , and the change speed of R&D investment also affects the speed of industrial structure adjustment , but the influence of secondary industry proportion in GDP is not significant. In addition , theoretical model and empirical results show that environmental regulation and R&D investment will have different effects on inter industry transfer of production factors and wage level. The government should adjust measures to local conditions , regulate reasonably , and actively promote the increase of R&D investment.

**Key words:** environmental regulation; R&D; industrial structure