

环境规制与工业经济增长模式

——基于经济增长分解视角的实证研究

查建平

(西南政法大学 管理学院, 重庆 401120)

摘要: 本文构造了能够综合反映中国实际情况的经济增长模式量化指标及经济增长分解模型, 结合 2003—2010 年省际工业产业面板数据, 实证分析了工业经济增长模式的变化趋势、特性及环境规制强度对工业经济增长模式的影响。研究结论表明: 要素投入在中国工业经济增长中的地位并未弱化, 反而有所强化, 工业经济增长模式越发具有污染化、粗放化特征; 不同区域工业经济增长模式及其变化存在一定差异, 东部地区工业经济增长模式生态化与集约化程度较高且相对平稳, 而中、西部地区则相对较低且整体下滑; 环境规制强度与中国工业经济增长模式之间存在倒“U”型变化关系, 目前的环境规制强度尚位于倒“U”型曲线左侧, 环境规制强度上升有助于推动工业经济生态化、集约化发展。

关键词: 环境规制; 经济增长模式; 环境全要素生产率; 分解; 影响因素

中图分类号: F062.9 文献标识码: A 文章编号: 1671-9301(2015)03-0092-10

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2015.03.010

一、引言

面对日趋严峻的生态环境破坏与污染排放问题, 中国政府着重强化了环境治理工作力度, 提出了多种环境规制政策与措施, 倡导资源节约型、环境友好型社会建设, 积极推动工业增长模式转型与升级。然而, 政府部门在环境规制制定与执行过程中容易忽视环境规制对经济增长模式的影响, 使得环境规制的社会福利成本损失风险不断扩大^[1]。为了科学、合理地协调好环境污染治理与经济转型升级, 亟须对环境规制与经济增长模式之间的关系作出研究, 尤其对尚处于工业化中期阶段的中国而言, 在环境污染事件频发与经济增长模式转型压力凸显的双重背景下, 对于环境治理与经济增长模式转型调整这一问题的探究与分析具有重要的理论与现实意义。

通过对既有相关文献的梳理与回顾发现, 相关研究主要集中于探究环境规制对技术进步、生产率以及国际直接投资等的影响, 主要存在三类代表性观点: 一是“遵循成本学说”。企业在要素投入、技术水平及消费需求既定条件下已作出最优选择, 环境规制只会推高企业生产成本, 进而对企业技术进步与生产率形成负面影响。Gollop and Robert、Barbera and McConnel、Jaffe, et al. 等^[2-4]的实证检验结果对此进行了佐证。Walley and Whitehead^[5]研究认为, 环境规制推高企业生产成本, 并进一步指出, 较强环境规制约束可能会使企业在战略发展中作出错误决策, 进而偏离发展轨道, 抑制技术进

收稿日期: 2015-01-12

作者简介: 查建平(1986—), 男, 安徽安庆人, 西南政法大学管理学院讲师, 管理学博士, 主要研究方向为低碳经济、能源经济及旅游经济与管理。

基金项目: 国家自然科学基金项目(项目编号: 71271177)。

步及生产率提升。Ljungwang and Linde-Rahr、杨海生等^[6-7]研究认为,外资企业往往通过将污染型企业转移至环境规制强度较低的欠发达地区,以规避较高环境规制的成本损失;二是“创新补偿学说”。受利润最大化驱动,在环境规制约束下企业会加大技术创新投入,进而得到创新红利,以此抵消环境规制的成本损失。Lanjouw and Mody、Brunnermeier and Cohen、Hamamoto、庞瑞芝和李鹏等^[8-11]通过实证分析验证了这一观点。然而,Jaffe, et al.^[4]对此提出质疑,认为创新补偿若能抵消规制成本,甚至为企业带来净利润,那么企业会选择自发创新,环境规制则显得毫无必要。Lanoie, et al.与 Chung, et al.^[1,12]分别从时间周期与非合意性产出两个角度出发,对这一质疑作出了有效回应;三是“不确定学说”。该观点认为,环境规制对技术进步、生产率及国际直接投资的影响并不确定,二者关系可能为正向、负向或者并不显著。Alpay, et al.、杨涛、张成等^[13-15]持这一观点。

综上所述,已有研究多侧重于探究环境规制对技术进步、生产率及国际直接投资的影响,鲜有文献针对环境规制与中国工业经济增长模式的关系作出系统、深入研究。技术进步、生产率及国际直接投资是经济增长模式转型升级的主推力,但这些指标的变动并不意味着经济增长模式随之转变,如果经济增长中生产率的贡献比恒定,则指标变动所蕴含的只是经济规模扩增及生态环境压力上升,并不改变经济增长模式。鉴于此,本文构建了经济增长分解模型,对中国工业经济增长模式作出了有效测度,并利用面板数据计量方法就环境规制对中国工业经济增长模式的影响进行了分析,并对隐藏在环境规制与中国工业经济增长模式之间关系背后的动因作出剖析与解读。

二、经济增长分解及增长模式度量

(一) 经济增长分解模型及增长模式度量指标

(1) 环境技术 设定第 $k(k = 1, 2, \dots, K)$ 个省(直辖市)在第 $t(t = 1, 2, \dots, T)$ 时期的要素投入、产出及污染排放对应生产可能性集合为 (x_k^t, y_k^t, b_k^t) , 那么在环境生产技术 $T^t(x^t)$ 条件下,第 t 时期要素投入 $x = (x_1, \dots, x_N) \in R_N^+$ 可以转化为合意性产出(“好”产品,正常产出) $y = (y_1, \dots, y_M) \in R_M^+$ 与非合意性产出(“坏”产品,污染排放) $b = (b_1, \dots, b_S) \in R_S^+$, 环境技术对应数学表达式如下:

$$T^t(x^t) = \left\{ (y^t, b^t) : \sum_{p=1}^t \sum_{i=1}^K z_i^p y_i^p \geq y_i^t, \sum_{p=1}^t \sum_{i=1}^K z_i^p b_i^p = b_i^t, \right. \\ \left. \sum_{p=1}^t \sum_{i=1}^K z_i^p x_i^p \leq x_i^t, z_i^p \geq 0, i = 1, \dots, K \right\} \quad (1)$$

式(1)中, $T^t(x^t)$ 是一个封闭、有界、凸性的产出集,具有零结合、联合弱可处置、强可处置、自由可处置等四大特性^[16]。

(2) 环境技术效率与方向性环境距离函数 方向性环境距离函数旨在通过设定方向向量,对受评样本点与环境技术前沿之间的距离作出测度,以此度量投入与技术结构恒定情况下合意性产出与非合意性产出的最大变化程度。借鉴查建平等^[17]的方向性环境距离函数的构造思路,具体距离函数模型如下:

$$D^t(x^t, y^t, b^t; g_y^t, -, -g_b^t) = \max\{\beta : (y^t + \beta g_y^t, b^t - \beta g_b^t) \in T^t(x^t)\} \quad (2)$$

式(2)中 β 表示投入与技术结构恒定情况下合意性产出(非合意性产出)在方向向量 $(g_y^t, -, -g_b^t)$ 上所能实现的最大扩增(缩减)程度。在此,本文将方向向量设定为 $(g_y^t, -, -g_b^t) = (y_i^t, -, -b_i^t)$, 即两类产出在现有基础上同比例缩减^[12]。参照传统技术效率的定义思路,特将环境技术效率指标构造如下:

$$ETE^t = 1/(1 + D^t(x_i^t, y_i^t, b_i^t; y_i^t, -, -b_i^t)) = 1/(1 + \beta) \quad (3)$$

(3) 经济增长分解及经济增长模式度量指标 依据上文所构建的方向性环境距离函数与环境技术效率,本文将综合反映前沿产出、实际产出与方向性环境距离函数之间关系的方向性环境生产

函数构造如下:

$$OEP^t(x_i^t, \vartheta_i^t, b_i^t; y_i^t, -b_i^t) = y_i^t(1 + D^t(x_i^t, \vartheta_i^t, b_i^t; y_i^t, -b_i^t)) \quad (4)$$

方向性环境生产函数 $OEP^t(x_i^t, \vartheta_i^t, b_i^t; y_i^t, -b_i^t)$ 表示既定投入 x_i^t 、环境生产技术 $T^t(x^t)$ 、实际产出 y_i^t 、污染排放 b_i^t 以及方向向量 $(y_i^t, -b_i^t)$ 所对应的前沿产出。同理 $OEP^{t+1}(x_i^{t+1}, \vartheta_i^{t+1}, b_i^{t+1}; y_i^{t+1}, -b_i^{t+1}) = y_i^{t+1}(1 + D^{t+1}(x_i^{t+1}, \vartheta_i^{t+1}, b_i^{t+1}; y_i^{t+1}, -b_i^{t+1}))$ 表示参照环境生产技术 $T^{t+1}(x^{t+1})$ 下 $t+1$ 期对应的前沿产出。在此基础上,依据实际产出、方向性环境距离与方向性环境前沿产出三者之间的函数关系,可以对经济增长的源泉进行分解,对应分解模型构造如下:

$$\begin{aligned} \frac{y_i^{t+1}}{y_i^t} &= \frac{(1 + D^t(x_i^t, \vartheta_i^t, b_i^t; y_i^t, -b_i^t))}{(1 + D^{t+1}(x_i^{t+1}, \vartheta_i^{t+1}, b_i^{t+1}; y_i^{t+1}, -b_i^{t+1}))} \cdot \frac{OEP^{t+1}(x_i^{t+1}, \vartheta_i^{t+1}, b_i^{t+1}; y_i^{t+1}, -b_i^{t+1})}{OEP^t(x_i^{t+1}, \vartheta_i^{t+1}, b_i^{t+1}; y_i^{t+1}, -b_i^{t+1})} \\ &\quad \cdot \frac{OEP^t(x_i^{t+1}, \vartheta_i^{t+1}, b_i^{t+1}; y_i^{t+1}, -b_i^{t+1})}{OEP^t(x_i^t, \vartheta_i^{t+1}, b_i^{t+1}; y_i^{t+1}, -b_i^{t+1})} \cdot \frac{OEP^t(x_i^t, \vartheta_i^t, b_i^t; y_i^t, -b_i^t)}{OEP^t(x_i^t, \vartheta_i^t, b_i^t; y_i^t, -b_i^t)} \\ &= \frac{(1 + D^t(x_i^t, \vartheta_i^t, b_i^t; y_i^t, -b_i^t))}{(1 + D^{t+1}(x_i^{t+1}, \vartheta_i^{t+1}, b_i^{t+1}; y_i^{t+1}, -b_i^{t+1}))} \cdot \frac{(1 + D^{t+1}(x_i^{t+1}, \vartheta_i^{t+1}, b_i^{t+1}; y_i^{t+1}, -b_i^{t+1}))}{(1 + D^t(x_i^{t+1}, \vartheta_i^{t+1}, b_i^{t+1}; y_i^{t+1}, -b_i^{t+1}))} \\ &\quad \cdot \frac{(1 + D^t(x_i^{t+1}, \vartheta_i^{t+1}, b_i^{t+1}; y_i^{t+1}, -b_i^{t+1}))}{(1 + D^t(x_i^t, \vartheta_i^{t+1}, b_i^{t+1}; y_i^{t+1}, -b_i^{t+1}))} \cdot \frac{OEP^t(x_i^t, \vartheta_i^{t+1}, b_i^{t+1}; y_i^{t+1}, -b_i^{t+1})}{OEP^t(x_i^t, \vartheta_i^t, b_i^t; y_i^t, -b_i^t)} \\ &\quad \cdot \frac{(1 + D^t(x_i^t, \vartheta_i^t, b_i^t; y_i^t, -b_i^t))}{(1 + D^t(x_i^t, \vartheta_i^t, b_i^t; y_i^t, -b_i^t))} \cdot \frac{OEP^t(x_i^t, \vartheta_i^t, b_i^t; y_i^t, -b_i^t)}{OEP^t(x_i^t, \vartheta_i^t, b_i^t; y_i^t, -b_i^t)} \end{aligned} \quad (5)$$

如式(5)所示,经济增长可以分解为四部分,右边第一项为环境技术效率变化(ETE)对经济增长的效应,表示环境技术落后者追赶环境技术先进者的速度,若环境技术效率大于1,意味着受评主体向前沿曲线参照点靠近,反之,则表示受评主体离前沿曲线参照点越来越远;第二项为环境技术进步(ETP)对经济增长的效应,表示既定投入、产出及方向向量条件下技术前沿进步对经济增长的贡献,值得注意的是,环境技术效率与环境技术进步综合构成了环境全要素生产率;第三项为要素投入变化(FTI)对经济增长的效应,表示既定生产效率条件下要素投入对经济增长的贡献;第四项为产出环境特质(UET)变化对经济增长的效应,即给定环境全要素生产率与要素投入条件下,受评经济体的污染排放与合意性和非合意性产出比例结构等环境特质的变化对经济增长的影响。与Malmquist生产率指数类似,前沿产出中的各分解项也可以基期的实际投入与产出为基准衡量环境技术进步,以基期到 $t+1$ 期的技术 $T^{t+1}(x^{t+1})$ 为参照衡量要素投入与产出环境特质对经济增长的效应,为了避免参考技术前沿选择的随意性与计算的繁琐,借鉴Fisher指数思想,我们将两种分解路径对应指数进行几何平均,具体分解式如下:

$$\begin{aligned} \frac{y_i^{t+1}}{y_i^t} &= \frac{(1 + D^t(x_i^t, \vartheta_i^t, b_i^t; y_i^t, -b_i^t))}{(1 + D^{t+1}(x_i^{t+1}, \vartheta_i^{t+1}, b_i^{t+1}; y_i^{t+1}, -b_i^{t+1}))} \cdot \left\{ \frac{(1 + D^{t+1}(x_i^{t+1}, \vartheta_i^{t+1}, b_i^{t+1}; y_i^{t+1}, -b_i^{t+1}))}{(1 + D^t(x_i^{t+1}, \vartheta_i^{t+1}, b_i^{t+1}; y_i^{t+1}, -b_i^{t+1}))} \right\} \\ &\quad \cdot \left\{ \frac{(1 + D^{t+1}(x_i^t, \vartheta_i^t, b_i^t; y_i^t, -b_i^t))}{(1 + D^t(x_i^t, \vartheta_i^t, b_i^t; y_i^t, -b_i^t))} \right\}^{\frac{1}{2}} \cdot \left\{ \frac{(1 + D^t(x_i^{t+1}, \vartheta_i^{t+1}, b_i^{t+1}; y_i^{t+1}, -b_i^{t+1}))}{(1 + D^t(x_i^t, \vartheta_i^{t+1}, b_i^{t+1}; y_i^{t+1}, -b_i^{t+1}))} \right\} \\ &\quad \cdot \left\{ \frac{(1 + D^{t+1}(x_i^{t+1}, \vartheta_i^{t+1}, b_i^{t+1}; y_i^{t+1}, -b_i^{t+1}))}{(1 + D^{t+1}(x_i^t, \vartheta_i^{t+1}, b_i^{t+1}; y_i^{t+1}, -b_i^{t+1}))} \right\}^{\frac{1}{2}} \cdot \left\{ \frac{OEP^t(x_i^t, \vartheta_i^{t+1}, b_i^{t+1}; y_i^{t+1}, -b_i^{t+1})}{OEP^t(x_i^t, \vartheta_i^t, b_i^t; y_i^t, -b_i^t)} \right\} \\ &\quad \cdot \left\{ \frac{OEP^{t+1}(x_i^t, \vartheta_i^{t+1}, b_i^{t+1}; y_i^{t+1}, -b_i^{t+1})}{OEP^{t+1}(x_i^t, \vartheta_i^t, b_i^t; y_i^t, -b_i^t)} \right\}^{\frac{1}{2}} \end{aligned} \quad (6)$$

将式(6)两边取自然对数,进而将经济增长分解为经济意义不同但可以相加的四部分:

$$\ln(y_i^{t+1}) - \ln(y_i^t) = \underbrace{\frac{\ln(ETE)}{\ln(y_i^{t+1}) - \ln(y_i^t)}}_{\text{环境技术效率}} + \underbrace{\frac{1}{2} \ln(ETP)}_{\text{环境技术进步}} + \underbrace{\frac{1}{2} \ln(FTI)}_{\text{要素投入}} + \underbrace{\frac{1}{2} \ln(UET)}_{\text{产出环境特质}} \quad (7)$$

式(7)列示了经济增长对应分解部分,即环境技术效率变化、环境技术进步、要素投入变化以及产出环境特质变化等四部分。将式(7)两边同时除以 $\ln(y_i^{t+1}) - \ln(y_i^t)$:

$$1 = \frac{\frac{\ln(ETE)}{\ln(y_i^{t+1}) - \ln(y_i^t)}}{\frac{\ln(y_i^{t+1}) - \ln(y_i^t)}{\ln(y_i^{t+1}) - \ln(y_i^t)}} + \frac{\frac{1}{2} \ln(ETP)}{\frac{\ln(y_i^{t+1}) - \ln(y_i^t)}{\ln(y_i^{t+1}) - \ln(y_i^t)}} + \frac{\frac{1}{2} \ln(FTI)}{\frac{\ln(y_i^{t+1}) - \ln(y_i^t)}{\ln(y_i^{t+1}) - \ln(y_i^t)}} + \frac{\frac{1}{2} \ln(UET)}{\frac{\ln(y_i^{t+1}) - \ln(y_i^t)}{\ln(y_i^{t+1}) - \ln(y_i^t)}} \quad (8)$$

式(8)右边四项代表环境技术效率、环境技术进步、要素投入及产出环境特质对经济增长的贡献度。此外,基于以上四分解因素,本文可以将经济增长模式度量指标构造如下:

$$EIM = \frac{\ln(ETE) + (1/2) \cdot \ln(ETP)}{\ln(y_i^{t+1}) - \ln(y_i^t)} \quad (9)$$

式(9)表示环境全要素生产率对经济增长的贡献度,EMI指数值越大,说明经济增长越趋于生态型、集约型,而若环境全要素生产率增长对经济增长贡献度下降,则说明经济增长对要素积累与非生态环保型生产要素组合效率的依赖加重,经济增长趋向于污染型、粗放型。

(二) 中国工业经济增长模式的特征

(1) 投入与产出指标说明 本文以2003—2010年30省级工业产业为分析对象(受数据获取局限,西藏、香港、澳门及台湾在此不予考虑)。以各地区工业的资本存量、劳动及能源作为投入指标,以各地区工业生产总值与环境污染综合指数分别作为合意性产出与非合意性产出指标。在资本存量方面,本文选择运用永续盘存法对各省份工业资本存量进行折算,具体折算方法参照王春华^[18]的文章,并以固定资产投资价格指数进行不变价格换算,进而得到以2002年不变价格换算的2003—2010年资本存量数据^①;劳动力数据以各省份年初、年末工业从业人数的平均值折算,即(年初工业从业人数+年末工业从业人数)/2;能源数据以各省份对应不同类型能源消耗量原始数据为基础,按统一热量折算成标准煤;以工业品出厂价格指数对各省份工业生产总值进行2002年不变价格换算,剔除价格波动因素的影响,进而得到各地区实际工业生产总值;以工业领域的二氧化硫排放量、固体废弃物产生量、烟尘(粉尘)排放量以及废水排放量等五类主要污染源为基础,利用“纵横向”拉开档次法将五类污染排放综合折算为环境污染综合指数,进而得到非合意性产出数据^[19]。以上各类初始指标数据源于《中国统计年鉴》、《中国环境统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》以及中国经济统计数据库。

(2) 中国工业经济增长模式的特征 图1列示了2003/2004、2005/2006、2007/2008、2009/2010年各省市工业经济增长模式测度指标(EIM)的测算结果。如图1所示,环境全要素生产率对中国工业经济增长的贡献度经历了“先下降,后上升”两个阶段,但总体上呈现下降态势,2003/2004年环境全要素生产率平均贡献度达到46.17%,而到2007/2008年已下滑至11.83%,但随后这一平均贡献度止跌回升,2009/2010年达到30.15%。这说明要素驱动在中国工业经济增长中的地位未下降,反而在一定程度上有所上升,工业增长模式整体上属于“资源浪费、环境污染”型。从区域视角看^②,三大地区环境全要素生产率平均贡献度呈现东部>中部>西部的态势。具体到动态视角,东部地区环境全要素生产率平均贡献度的变化相对平稳,而中、西部地区对应平均贡献度则先下降而后上升,整体上呈现下滑态势。最后,参照龚六堂^[20]的离差

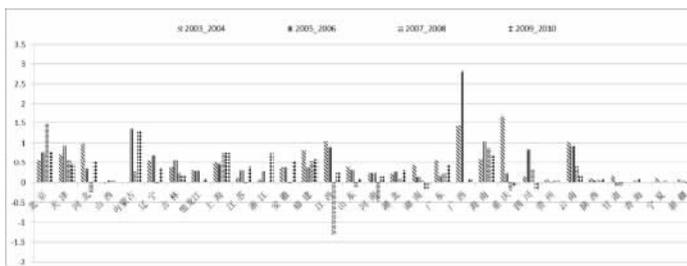


图1 2003—2010年环境全要素生产率对中国工业经济增长的贡献度

指标计算方法,本文对经济增长模式度量指标进行了收敛性分析。运算结果显示,2003/2004年离差绝对值为0.102,2007/2008年已下滑至0.0244,而后触底反弹,到2009/2010年这一离差绝对值达到0.247,各省份工业经济增长模式并不存在明显的收敛性特征。

依据经济增长分解模型(8),可以计算得到2003—2010年中国工业经济增长各分解因素贡献度(见图2)。中国工业经济增长模式趋于污染型、粗放型,环境全要素生产率对经济增长平均贡献度尚处于较低水平,这主要是因为环境技术效率平均贡献度较小,环境技术落后者与环境技术先进者之间的差距非常大,在一定程度上对工业经济增长形成阻力,环境技术

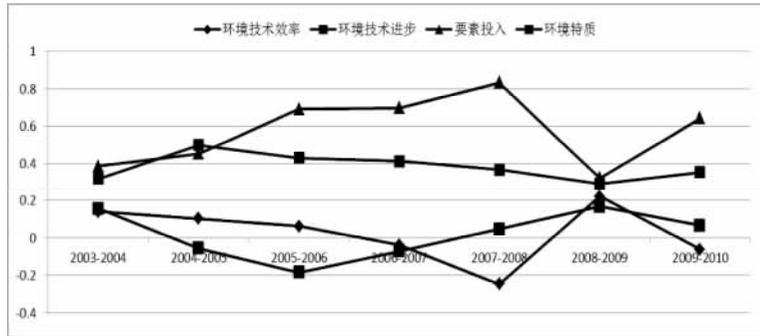


图2 2003—2010年中国工业经济增长的四分解因素贡献度

前沿进步对经济增长虽能起到正向促进作用,但技术进步较缓,进步幅度亦存在下滑趋向,从而使得环境全要素生产率对中国工业经济增长平均贡献度总体上呈现下降趋势。反观要素投入与产出环境特质对经济增长的平均贡献度,要素投入是中国工业经济增长的主推力,其作用幅度最大,2003—2004年要素投入对中国工业经济增长的平均贡献度约为39.19%,2009—2010年更是达到65.13%,说明中国主要依赖持续的、大量的要素投入推动工业经济增长,对应的增长质量与内涵有待提高。产出环境特质对中国经济增长的平均贡献度为负,作用力度较小,说明污染排放减少所耗费的治污投入较多、机会成本较大,产业环境特性的变化对经济增长起到抑制作用。

三、模型、方法及数据

(一) 模型设定

本文旨在分析环境规制对中国工业经济增长模式的影响,拟构建面板数据模型对这一问题进行剖析。已有研究认为,一方面,在既定技术、资源配置及消费需求条件下,企业已作出最优选择,环境规制只会推高企业生产成本,进而对企业创新能力与生产要素投入形成负面影响,这就是“遵循成本”效应。另一方面,环境规制会激发企业在变动约束条件下,进一步优化资源配置效率及提升技术水平,为企业带来“创新补偿”效应,进而可能会抵消企业“遵循成本”,因而,在不同规制强度与规制形式下,环境规制对技术创新、生产率及产业竞争力的影响可能同时存在正、负两种情形,即环境规制与这些被解释变量之间可能存在曲线型关系^[15, 21-24]。由于经济增长模式主要以环境全要素生产率与经济增长的贡献度为量化指标,因此环境规制与中国工业经济增长模式之间的关系主要由环境规制对经济增长中环境全要素生产率与非环境全要素生产率(特别是要素投入)的作用方向与作用程度决定。基于此,本文选择将环境规制变量的一次项、二次项纳入回归方程^③,以考察环境规制对经济增长模式可能存在的非线性特征,并引入相关控制变量,从而对环境规制与中国工业经济增长模式之间的关系进行有效分析,具体模型构造如下:

$$EIM_{it} = \alpha_0 + \beta_1 EPI_{it} + \beta_2 EPI_{it}^2 + \theta_1 FDI_{it} + \theta_2 LC_{it} + \theta_3 TEC_{it} + \theta_4 ENC_{it} + \theta_5 SOC_{it} + \theta_6 ISS_{it} + \theta_7 MLL_{it} + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

式(10)中, EIM_{it} 为经济增长模式度量指标; EPI_{it} 表示环境规制强度, EPI_{it}^2 表示环境规制强度变量的二次项; FDI_{it} 、 LC_{it} 、 TEC_{it} 、 ENC_{it} 、 SOC_{it} 、 MLL_{it} 、 ISS_{it} 为对应控制变量,分别表示外资因素、要素禀赋、技术水平、能源结构、产权制度、企业平均规模及市场化程度; α_0 为不随个体变化的截距项; γ_i 为个体效应; β 、 θ 为待估参数; ε_{it} 为随机误差项。

(二) 数据说明

本文运用 2003—2010 年中国 30 省份工业部门的面板数据为实证研究样本,所用数据是由《中国统计年鉴》、《中国工业经济统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》、《中国环境统计年鉴》、《中国市场化指数:各地区市场化相对进程 2011 年报告》以及中国经济统计数据库整理与计算而得。

本文选用各省份环境全要素生产率对经济增长的贡献度指标表示各省份工业经济增长模式,对应测算方法和数据来源已在前文详细介绍。而对于环境规制强度变量,国内外学者主要从污染排放量、人均收入水平、污染治理投资额、污染治理设施运行费用、环境政策约束性评估、环保机构对污染企业检查与督导次数等六个维度出发对环境规制强度进行量化^[21-22]。以上环境规制强度量化指标均存在一定局限,基于数据可得性及指标完善度,本文选择以二氧化硫达标率、工业固体废物综合利用率、工业烟尘(粉尘)排放达标率及工业废水排放达标率等五项指标为基础,同样运用“纵横向”拉开档次法对五项指标进行综合折算,进而得到反映环境规制强度的综合性指标。

对于其他控制变量的构造及数据选取表述如下:(1)外资因素(FDI_{it}) 参照邵军与管驰明^[25]的外资因素变量定义,以外资工业企业产出占工业总产值比重(FDI)表示。(2)要素禀赋(LC_{it}) 以资本-劳动比表示要素禀赋,若该变量数值比较低,则说明工业类型偏向于劳动密集型,反之,则偏向于资本密集型。(3)技术水平(TEC_{it}) 参照王兵和王秋彬^[26]的技术水平变量定义,以专利授予数(TEC_{it})来反映各省份的技术水平。(4)能源结构(ENC_{it}) 以工业领域能源消费结构中煤炭资源的比重表示能源结构,并按照统一热量值折算系数将包括煤炭在内的各类能源消费量折算成标准煤,统一量纲,以此量化煤炭资源占比。(5)产权制度(SOC_{it}) 以国有及国有控股工业企业总产值占工业总产值的比重表示产权制度结构。(6)企业平均规模(ISS_{it}) 以规模以上工业企业资产总额与规模以上工业企业数量的比值表示。(7)市场化程度(MLL_{it}) 已有研究多数以代理变量(例如非国有经济发展)反映市场化程度,但难以涵盖市场化改革所涉及的各个维度。鉴于此,本文选择以樊纲等^[27]的市场化进程数据为市场化程度度量指标。由于该数据截止日期为 2009 年,因此本文使用线性插值法补充 2010 年的市场化程度指标数据^④。

四、实证结果与分析

本文采用 Stata10.0 软件对上述面板数据模型进行实证检验。通过计算各解释变量之间相关系数,结果显示,产权制度(SOC)与市场化程度(MLL)之间相关系数的绝对值在 0.8 以上,为了避免多重共线性问题,本文选择放弃产权制度(SOC)变量,方差膨胀因子显示,新构方程中各变量方差膨胀因子小于 0.5,多重共线性问题并不严重。 F 检验与 Breusch-Pagan 检验结果显示,拒绝零假设,即个体效应显著,因而采用面板数据模型。而后 Hausman 检验结果显示,显著拒绝“解释变量与个体效应不相关”的零假设,因而选择固定效应模型。通过残差检验发现,模型存在异方差与自相关问题,因而需要对模型进行纠偏。表 1 所列示的固定效应模型即纠偏后结果。

表 1 中经纠偏的固定效应估计结果显示,环境规制强度变量一次项与中国工业经济增长模式正相关,对应二次项与其负相关,说明环境规制强度与中国工业经济增长模式之间呈现倒“U”型走势关系,即环境规制由弱变强,会在整体上对中国工业经济增长模式转型产生先提升而后抑制的影响。依据随机效应估计结果中环境规制强度一次项与二次项的估计系数,本文计算得到该倒“U”型曲线的拐点为 0.166,而 2003—2010 年间中国工业经济领域平均环境规制强度变量在 0.014~0.046 之间,说明中国工业领域环境规制强度尚处于倒“U”型曲线的左侧,即环境规制对工业经济增长模式转型升级起积极正面影响,环境规制强度提升有助于工业经济生态化、集约化发展。

表1 中国工业经济增长模式与环境规制强度的回归结果

变量名	固定效应估计	随机效应估计	固定效应 - 工具变量估计	稳健性估计
<i>EPI</i>	11.678 *** (3.025)	16.453 *** (5.432)	14.332 *** (5.482)	78.533 *** (23.459)
<i>EPI</i> ²	-35.147 ** (15.142)	-25.543 (27.659)	-43.441 * (23.611)	-1543.761 ** (760.063)
<i>FDI</i>	1.773 * (0.942)	1.824 *** (0.412)	2.355 *** (0.556)	1.568 *** (0.344)
<i>LC</i>	-0.009 *** (0.0004)	-0.007 (0.006)	-0.0003 (0.006)	-0.014 (0.020)
<i>TEC</i>	7.07e-06 ** (3.45e-06)	4.67e-06 (3.70e-06)	2.92e-06 *** (1.38e-07)	3.35e-06 *** (1.11e-06)
<i>ENC</i>	-1.602 ** (0.747)	-0.061 ** (0.028)	-0.116 ** (0.053)	-1.416 ** (0.699)
<i>ISS</i>	0.124 (0.227)	0.192 ** (0.0914)	0.150 (0.177)	-0.203 (0.327)
<i>MLL</i>	0.087 ** (0.037)	0.089 ** (0.045)	0.066 (0.104)	0.077* (0.043)
_Cons	1.209 ** (0.589)	-0.915* (0.546)	2.550 (2.744)	1.271 *** (0.266)
F 检验		2.33		8.16
(Prob > F)		(0.0003)		(0.0000)
BP 检验		8.42		37.404
(Prob > chi2)		(0.0037)		(0.0000)
Hausman 检验		29.03		17.320
(Prob > chi2)		(0.0000)		(0.0000)
Cragg-Donald Wald F			10.818 (7.357)	
Sargan			13.433 (0.767)	
Observations	180	180	180	180
Adj R-squared	0.682	0.559	0.663	0.443

注: 系数下方括号内值为标准差, ***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著水平上拒绝系数为零的原假设。

在控制变量方面, 外资因素 (*FDI*) 与经济增长模式显著正相关, 说明外资工业企业的发展并未因竞争效应抑或“污染避难所”效应而对我国工业经济结构调整形成阻碍作用, 反而因示范效应与技术外溢效应促进了工业经济增长模式的生态化、集约化发展。要素禀赋 (*LC*) 与经济增长模式显著负相关, 资本深化对工业经济增长模式转型升级形成阻碍作用, 这可能与我国工业经济领域资本深化的偏向和质量有关。据《中国工业经济统计年鉴》所示, 2003 年我国工业领域轻、重产业固定资产原值之比为 1:3.3, 轻、重产业总产值之比为 1:1.8, 而到 2010 年固定资产原值之比达到 1:4.0, 总产值之比达到 1:2.5, 正是因为我国工业领域资本要素流动偏向于高能耗、高排放的重型工业产业, 使得资本深化与环境全要素生产率对工业经济增长贡献度产生显著负相关, 不利于工业经济增长模式转型升级^[28]。技术水平 (*TEC*) 对工业经济增长模式产生显著正向影响, 这是因为技术水平提升能够提高工业经济环境全要素生产率, 提高环境全要素生产率对工业经济增长的贡献度, 进而有利于工业经济生态化、集约化发展。能源结构 (*ENC*) 与工业经济增长模式显著负相关, 说明能源结构中煤炭比重上升不利于工业经济增长模式生态化、集约化发展。企业平均规模 (*ISS*) 对应估计系数并不显著, 说明工业经济内部企业规模大小并未对工业经济增长模式产生明显的影响。市场化程度 (*MLL*) 与工业经济增长模式显著正相关, 说明市场化改革有助于提升工业经济增长中环境全要素生产率贡献度, 推进工业经济增长模式转型升级。

同时, 模型中环境规制强度与工业经济增长模式之间可能存在因果关系而导致内生性问题, 即环境规制强度会影响到工业经济增长模式变量, 反之, 工业经济增长模式变化会对污染排放产生影响, 使得政府面对的减排压力下降, 进而影响到环境规制强度。参照传统做法, 本文选择以环境规制强度一阶、二阶滞后项作为工具变量, 利用固定效应模型 - 工具变量法进行估计, 并分别以 Cragg-

Donald Wald F 统计值、Sargan 统计量来检验弱工具变量与过度识别问题 结果见表 1 第 4 列。如表 1 所示 ,Cragg-Donald Wald F 统计量大于 Stock-Yogo 检验 10% 水平上的临界值 ,因而拒绝工具变量是弱识别的假定 ,Sargan 检验无法拒绝原假设 ,说明工具变量外生 ,因而模型所选择的工具变量是有效的。与固定效应估计结果类似 ,环境规制强度变量一次项的估计系数显著为正 ,对应二次项系数显著为负 ,其他控制变量与固定效应估计结果基本相同。而为了进一步获得稳健可靠的研究结论 ,本文选择以工业污染治理投资完成额占工业增加值的比重作为环境规制强度度量指标 ,进而对以上模型估计结果做稳健性检验(表 1)。稳健性估计结果显示 ,环境规制强度的一次项、二次项对应估计系数分别为正数与负数 ,进一步验证了本文的研究结论。

需要进一步解释的是 ,环境规制与工业经济增长模式之间为何呈现倒“U”型曲线关系。这可能是因为在环境规制强度由弱变强的过程中 ,当环境规制为适度严厉状态时^⑤ ,被规制资源依赖、环境污染型工业企业往往面临两种选择 ,受利益最大化驱使 ,当创新补偿收益小于规制成本时 ,这部分工业企业会选择抽出部分生产用资金缴纳污染费用 ,而当创新补偿效应大于规制成本时 ,这些工业企业会将这部分资金用于技术引进、吸收与创新 ,提升资源利用效率及降低污染排放强度。然而 ,这两种选择都会降低工业经济增长中要素投入的贡献度 ,提升环境全要素生产率贡献度。同时 ,随着环境规制的不断强化 ,一些无法适应规制强度的资源依赖、环境污染型企业会逐渐退出 ,工业产业中相对资源节约、环境友好型企业会逐步集中 ,市场集中度亦提高 ,更加重视技术引进、吸收及创新 ,反而更有利于环境全要素生产率及其贡献度的提升。然而 ,当环境规制强度上升到拐点位置时 ,过于严厉的环境规制使得创新补偿收益难以抵消规制成本时 ,这些相对资源节约、环境友好型工业企业会放弃进一步的技术投入 ,而其他不属于环境规制对象的工业企业本身环境全要素生产率变化较为平稳 ,最终导致工业经济增长中环境全要素生产率的贡献度下降。因此 ,在不同环境规制强度约束下 ,工业企业在创新补偿收益与环境规制成本之间作出权衡 ,使得环境规制强度与工业经济增长模式之间呈现倒“U”型曲线关系 ,但值得注意的是 ,除了环境规制强度外 ,环境规制效果的好坏也取决于具体的环境规制形式 ,合理、有效的规制形式能够提高倒“U”型曲线拐点值。

五、结论及政策涵义

本文在全要素分析框架下构建了经济增长模式分解及度量模型 ,以环境全要素生产率对经济增长的贡献度为经济增长模式度量指标 ,在此基础上以 2003—2010 年我国省级工业产业为研究对象 ,分析了我国工业经济增长模式的特征 ,并对环境规制强度与我国工业经济增长模式之间的关系进行了实证检验及分析 ,主要得到以下研究结论:

第一 2003—2010 年间环境全要素生产率对我国工业经济增长的贡献度先下降而后上升 ,但总体上呈现下降趋势。我国工业经济增长对要素投入的依赖性并未弱化 ,反而逐步呈现强化趋势 ,对应经济增长模式越发具有污染与粗放型特征;从静态视角看 ,东部地区工业经济增长模式生态化与集约化程度最高 ,其次为中、西部地区;从动态视角看 ,东部地区工业经济增长模式变化相对平稳 ,而中、西部地区环境全要素生产率对经济增长的平均贡献度则先下降后上升 ,整体上亦呈现下滑趋势;各省份环境全要素生产率对工业产出增长贡献度的差异在样本时期内先下降后上升 ,各省份之间的工业经济增长模式有分化趋势。

第二 ,旨在检验环境规制强度与我国工业经济增长模式之间关系的面板数据模型估计结果显示 ,环境规制强度与我国工业经济增长模式之间呈现倒“U”型走势关系 ,即在环境规制强度维度上 ,环境规制会在整体上对中国工业经济增长模式转型与升级产生先促进而后抑制的影响。我们计算得到该倒“U”型曲线的拐点为 0.166 ,而 2003—2010 年间我国工业经济领域平均环境规制强度变量在 0.014 ~0.046 之间 ,我国当前的环境规制强度尚位于倒“U”型曲线左侧 ,环境规制强度提升有利于推进工业经济生态化、集约化发展。这就要求我国政府在工业节能减排过程中适当提高环境规制

强度,让一部分资源消耗大、环境污染高、产出效率低的企业减少生产投入,甚至退出市场,而引导有潜力的工业企业加大技术引进、吸收与创新投入,提升环境全要素生产率在工业经济增长中的贡献比重;此外,环境规制强度对工业经济增长模式的影响存在拐点,当环境规制强度超越这一拐点,就会对工业经济增长模式转型升级形成不利影响,因而政府部门要避免走入盲目提高环境规制强度的误区,应针对不同时期、不同规制对象的差异性,注重环境规制强度动态变化,保持规制形式的灵活性与经济性,以此延迟倒“U”型曲线的拐点。

参考文献:

- [1]Lanoie, P. , et al. 2008, “Environmental Regulation and Productivity Testing the Porter Hypothesis” , *Journal of Productivity Analysis* 30:121-128.
- [2]Gollop, F. M. and M. J. Roberts ,1983, “ Environmental Regulations and Productivity Growth: The Case of Fossil-fueled Electric Power Generation” , *The Journal of Political Economy* ,91 :654-674.
- [3]Barbera , A. J. and V. D. McConnel ,1990, “The Impact of Environmental Regulations on Industry Productivity: Direct and Indirect Effects” , *Journal of Environmental Economics and Management* ,18: 50-65.
- [4]Jaffe , A. B. , et al. ,1995, “Environmental Regulation and the Competitiveness of U. S. Manufacturing: What Does the Evidence Tell Us? ” , *Journal of Economics Literature* 33:132-163.
- [5]Walley , N. , B. Whitehead ,1996, “It’s Not Easy Been Green” , *Harvard Business Review* 72:46-52.
- [6]Ljungwall , C. and Linde-Rahr , M. 2005 , Environmental Policy and the Location of FDI in China , C CER Working Paper No. E2005009.
- [7]杨海生, 贾佳, 周永章, 王树功. 贸易、外商直接投资、经济增长与环境污染[J]. 中国人口·资源与环境 2005(3): 99-103.
- [8]Lanjouw , J. O. and A. Mody ,1996, “Innovation and the International Diffusion of Environmentally Responsive Technology” , *Research Policy* 25: 549-571.
- [9]Brunnermeier , S. B. and M. A. Cohen 2003, “Determinants of Environmental Innovation in US Manufacturing Industries” , *Journal of Environmental Economics and Management* 45: 278-293.
- [10]Hamamoto , M. ,2006, “Environmental Regulation and the Productivity of Japanese Manufacturing Industries” , *Resource and Energy Economics* 28: 299-312.
- [11]庞瑞芝, 李鹏. 中国新型工业化增长绩效区域差异及动态演进[J]. 经济研究 2011(11):36-47.
- [12]Chung , Y. H. , et al. ,1997, “Productivity and Undesirable Outputs: A Directional Distance Function Approach” , *Journal of Environmental Management* 51: 229-240.
- [13]Alpay , E. , et al. 2002, “Productivity Growth and Environmental Regulation in Mexican and U. S. Food Manufacturing” , *American Journal of Agricultural Economics* 84: 887-901.
- [14]杨涛. 环境规制对中国 FDI 影响的实证分析[J]. 世界经济研究 2003(5):65-68.
- [15]张成, 陆旻, 郭路, 于同申. 环境规制强度和生产技术进步[J]. 经济研究 2011(2):113-124.
- [16]Färe , R. , S. Grosskopf, and C. A. Pasurka 2007, “Environmental Production Functions and Environmental Directional Distance Functions” , *Energy* 32: 1055-1066.
- [17]查建平, 唐方方, 郑浩生. 什么因素多大程度上影响到工业碳排放绩效——来自中国(2003—2010)省级工业面板数据的证据[J]. 经济理论与经济管理 2013(1):79-95.
- [18]王春华. 我国工业部门固定资产的折旧、存量及其回报率测算[EB/OL]. [2010-07-19]. <http://www.docin.com/p-65121541.html>.
- [19]屈小娥. 1990—2009年中国省际环境污染综合评价[J]. 中国人口·资源与环境 2012 22(5):158-163.
- [20]龚六堂, 谢丹阳. 我国省份之间的要素流动和边际生产率的差异分析[J]. 经济研究 2004(1):45-53.
- [21]陈红蕾, 陈秋峰. 经济增长、对外贸易与环境污染:联立方程的估计[J]. 产业经济研究 2009(3):29-34.
- [22]刘伟明, 唐东波. 环境规制、技术效率和全要素生产率增长[J]. 产业经济研究 2012(5):28-35.

- [23]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[J].管理世界,2010(10):87-98.
- [24]肖兴志,李少林.环境规制对产业升级路径的动态影响研究[J].经济理论与经济管理,2013(6):102-112.
- [25]邵军,管驰明.中国工业部门能源使用效率及其影响因素研究[J].经济学家,2009(1):58-65.
- [26]王兵,王秋彬.工业行业能源效率与工业结构优化升级——2000—2006年省际面板数据的实证研究[J].数量经济技术经济研究,2010(10):49-62.
- [27]樊纲,王小鲁,朱恒鹏.中国市场化指数——各地区市场化相对进程2011年报告[M].北京:经济科学出版社,2011.
- [28]谢姗,张志强.制造业区际关联与地区经济增长[J].产业经济研究,2014(6):91-101.

注释:

- ①由于缺少分地区工业固定资产投资数据,拟利用第 t 年的工业固定资产原值减去第 $t-1$ 年的工业固定资产原值得到 I_t ,此处 I_t 相当于新增工业固定资产,此方法得到的新增工业固定资产与实际新增工业固定资产相比缺少了一部分报废数值,但数额相对较少,因而影响不大。此外,参照王春华^[18]文献,统一将资产折旧率设定为11.86%。
- ②遵循传统划分法,将中国划分为东部、中部及西部三大区域。东部:北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南;中部:山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、广西;西部:四川、重庆、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。
- ③为了考察环境规制与工业经济增长模式间可能存在的非线性关系,本文在回归方程中亦纳入环境规制变量的三次项,但计量结果显示,环境规制变量三次项对应估计系数不显著,因而最终选择纳入环境规制变量的一次、二次项。
- ④感谢匿名审稿人关于添加市场化程度这一控制变量的建议。
- ⑤由于数据可得性的局限,本文主要从环境规制结果角度出发,选择环境规制强度代理变量,因而环境规制强度代理变量即使处于较低水平,亦说明环境规制对工业企业产生了影响,而现实中一些微弱的规制措施往往不一定会使企业作出反应。

(责任编辑:雨珊)

Empirical Study of Environmental Regulation and Industrial Economic Growth Pattern: An Economic Growth Decomposition Perspective

Zha Jianping

(School of Management, Southwest University of Political Science and Law, Chongqing 401120, China)

Abstract: The paper constructs a decomposition model of economic growth and an index of the economic growth pattern, and analyzes the impact of environmental regulations on industrial growth pattern with the panel data of 30 provincial industries. The results show that the dependence of China's industrial growth on the resources input had not weakened, but presented a trend of consolidation. In parallel, the economic growth tended to pollution and extension. From the numerical comparison, the eastern regions' environmental regulation intensity kept first and stable, but the central regions and western regions were relatively low, and the overall trend kept downward. There is an inverted "U" - type relationship between environmental regulation and China's industrial economic-growth pattern, and China's current environmental regulation intensity still located in the left side of the curve, which means to enhance the strength of environmental regulation is conducive to eco-industrial economy and intensive development.

Key words: environmental regulation; economic growth pattern; environmental total factor productivity; decomposition; influence