DOI:10.19641/j.cnki.42-1290/f.2019.06.014

区域异质性、环境规制与制造业产业升级

吴文洁(教授), 刘雪梦

【摘要】为研究环境规制对制造业产业升级的影响及区域异质性,采用2003~2015年我国30个省级面板数据,运用Moore指数和因子分析法分别测算制造业产业升级程度和环境规制强度,并构建面板数据模型进行实证研究。静态和动态面板回归结果表明,环境规制对全国制造业产业升级产生先降后升的"U"型影响,且未跨过拐点。此外,东部沿海和西南地区的环境规制对制造业升级影响不显著,北部沿海、南部沿海、黄河中游以及西北地区的环境规制对制造业升级产生倒"U"型影响,且环境规制强度相对于拐点的位置及距离呈现出明显的区域异质性。上述结论可为我国制定科学合理的环境规制政策和区域发展战略提供参考。

【关键词】制造业; 区域异质性; 环境规制强度; 产业升级; 系统GMM

【中图分类号】F061.5 【文献标识码】A 【文章编号】1004-0994(2019)06-0108-9

一、引言

在当前"中美贸易冲突"加剧的背景下,要想实现"中国制造2025"战略,促进制造业产业转型升级是亟待解决的重要课题。然而,中国制造业产业结构长期处于"微笑曲线"的底端,存在高污染、高能耗、高排放等问题。最新数据显示,2015年工业二氧化硫排放量占全国总排放量的83.73%,工业氮氧化物排放量占全国总排放量的63.8%,能源消耗总量为42.99亿吨标准煤,其中工业能耗占67.99%,加剧了我国的环境问题,不利于经济的健康可持续发展。一方面,西方国家对外设置绿色壁垒、对内放松环境规制,从而挤压了中国制造业发展空间。另一方面,我国经济进入高质量发展阶段,更加注重优化产业结构以及转变经济发展方式。各地区开始不断提高环境规制水平,严格的环境规制政策能否成为缓解环境恶化以及制造业"大而不强"问题的有效手段,推动制造业产业结构成功转型升级,这一问题已引起了社会的广泛关注。

环境规制的本质是将外部成本内部化,促使企业进行绿色生产。然而,环境规制给部分企业带来了巨大压力,导致绿色投入远远大于绿色产出,企业缺乏动力进行技术革新,进而影响制造业产业优化升级。此外,我国各区域产业发展形态、环境规制强度差异较大,在激烈的国际竞争和环境约束压力下,从区域异质性视角出发,厘清环境规制与制造业产业升级的关系,对制定差异化政策、实现环境优化和制造业转型升级具有重要意义。

国内外文献主要是从制造业内部和外部分析制造业产业升级的驱动或制约因素。从内部来看,企业的自主创新或技术进步通过扩散和集聚效应促进制造业升级[1,2]。也有学者研究发现,生产服务业对制造业升级会产生重要的影响[3-5]。从外部来看,在资源约束、低碳经济以及国际贸易背景下,社会需求、

【基金项目】国家社会科学基金项目"我国能源富集区域经济协调发展政策研究"(项目编号:12CJL067);陕西省教育厅科研计划项目"西安市碳排放峰值预测与控制措施研究"(项目编号:18JT010);西安石油大学研究生创新与实践能力培养项目"环境规制对中国制造业FDI影响的区域异质性研究"(项目编号:YCS17211024)

FDI以及OFDI等因素对制造业升级发挥了重要的作用，相关研究发现，FDI对劳动和技术密集型制造业有促进作用[6,7]。也有研究表明，FDI、OFDI促进了制造业升级[8,9]。

关于环境规制问题，主要是围绕“污染避难所假说”展开分析的。部分学者支持“遵循成本说”，认为在技术水平、生产过程和消费者需求不变的假设下，环境规制会增加治污成本、挤占研发投入、削弱企业的竞争力[10-13]。

有学者支持“波特假说”，认为从长期来看，环境规制会倒逼企业进行技术创新，从而形成创新补偿效应，企业竞争力得以提升[14-16]。也有研究发现，环境规制对产业升级的影响不确定，认为环境规制对产业升级、技术进步产生了“U”型影响；环境规制对技术创新的影响在东部支持“波特假说”，而在中西部难以确定[17-19]。

综上所述，现有研究存在以下不足：①在内容上，较多地关注环境规制对产业绩效、技术创新和国际竞争力等方面的影响，较少关注环境规制如何直接影响产业结构变动及方向；②在区域划分上，随着我国区域经济发展格局的变化，简单地沿用东、中、西的划分方式已不能反映我国各区域的经济和产业结构；③在研究方法上，对于产业结构升级和环境规制的衡量指标仍存在较大分歧。鉴于此，基于区域异质性视角，将我国划分为北部沿边地区、北部沿海地区、东部沿海地区、南部沿海地区、黄河中游地区、长江中游地区、西南地区和西北地区八大区域，分析环境规制对制造业产业升级的影响；基于Moore指数和因子分析法，对制造业结构高度化和环境规制指标进行有效测算；基于“遵循成本说”和“波特假说”的假设前提，分别构建静态和动态面板模型进行实证分析。

二、研究设计

（一）研究假设

产业结构的优化升级不是单一因素引起的，环境规制将直接或间接作用于其他经济和社会因素，如技术创新、社会需求及消费结构、FDI、要素集聚和对外贸易等，进而影响产业结构的调整。孙玉阳等[20]认为，环境规制的实施会影响污染型企业的要素价格，从而提高边际治理成本与生产成本：当成本的增加小于由创新投入增加所带来的生产利润时，企业将会保持原有的生产模式，并未影响产业结构的调整；当成本的增加远远超过创新投入的增加，使得生产利润下降，随着环境规制的加强，企业的生产行为将发生改变，并选择创新驱动模式进行生产，进而推动产业结构的升级。假设制造业产业升级的过程是一个完整的系统，环境规制通过影响系统的输入、输出和系统环境作用于制造业产业结构变动。当环境规制水平提高时，制造业企业为了达到国家规定的环保标准，会不断提高环保投入，使得所支付的费用超出可接受的范围。此时，企业增加的“治污成本”挤占了研发投资，弱化了企业的创新动力，使得系统中技术、研发劳动力、资本等要素的输入减少。因此，企业不得不降低生产成本，以较低的价格优势占领市场，从而应对竞争激烈的系统环境。与此同时，消费者为了追求效用最大化，市场需求更多倾向于低价格产品，致使高技术产品有效需求不足，阻碍了制造业产业升级。

然而，韩晶等[21]、谭德庆等[22]认为，环境规制会改变企业的研发激励方案，并产生倒逼效应，促使产业技术不断提高，最终促进产业升级。长期来看，随着环境规制的实施，产业的生产环境得到不断优化，当环境规制处于较高水平时，系统的输出也会受到影响。此时，伴随着更多清洁、环保和技术效率型FDI的进入，技术溢出效应得到了更好发挥。

在激烈的竞争环境中，制造业企业通过学习、合作以及创新等方式，提高生产技术，获得竞争优势。与此同时，在产品市场中，消费者会更加偏好质量好的产品，使得对高技术产品的有效需求不断增加，消费层次不断提升，市场对高端技术型产品的需求增加。面对市场需求的变化，企业不得不进行自主创新，提高生产技术和产品附加值，最终将影响系统环境以及劳动力和能源等要素的输入，促使制造业向更高级的形态发展，并推动制造业产业升级。基于上述分析，提出假设1：

假设1：长期来看，环境规制对制造业产业升级产生先降后升的“U” 型影响，即在产业发展到一定阶段，高环境标准将推动制造业产业升级。

可持续发展和区域协调理论认为，各区域间应实现经济、人民生活水平和社会的共同协调发展，区域间的差距应不断缩小。然而，由于我国地域广阔，且受经济制度的影响各区域间的发展极不平衡，环境规制作用于产业结构调整的程度和方向具有明显的异质性。卫平、余奕杉[23]认为，由于各区域的创新水平存在显著的异质性，环境规制对制造业产业结

构升级的影响程度和方向表现出明显的省际差异。从全国层面看，环境规制促进了制造业产业升级；从区域层面看，环境规制促进了创新能力强的省份制造业产业升级，阻碍了创新能力弱的省份制造业产业升级。由于各省份的资源禀赋、经济发展方式和产业结构不同，且受官员晋升机制和地方政府分权的影响，以经济总量为主体的绩效考核机制，使得地方政府在环境规制政策的具体实施过程中表现出明显的差异，政策实施程度及方式的不同对制造业产业结构的升级影响表现出明显的区域异质性。

环境规制按方式可划分为行政命令型、市场激励型和自愿型等三种，这三种方式各有优缺点。一般而言，市场激励型环境规制的成本较低，且能激励企业进行研发创新，并通过需求传导机制影响系统输出技术清洁型产品，进而引导制造业向绿色环保方向发展，较为显著地推动了制造业产业升级。而由于官员的政绩诉求不同，各地区实施环境规制的方式也存在差别，不同的规制方式导致环境规制对产业结构优化升级的影响效果存在差别。张平等[24]、张峰等[25]认为，由于地区间存在差异，不同类型的环境规制会产生不同的影响效应，对企业的技术创新和产业的技术进步具有不确定性影响，二者之间表现出“U”型的非线性关系，且各区域的“U”型形状及拐点值存在异质性。考虑到各省份的环境保护和经济发展的差异化诉求，提出假设2：

假设2：环境规制对制造业产业升级产生的“U”型影响具有区域异质性。

（二）制造业产业升级程度的测算

现有研究对产业升级指标的衡量仍存在较大分歧，学者们较多采用三次产业比重或两类产业比值的衡量方法[23]。然而，这种方法适合于衡量产业结构变迁，而非产业结构升级，且无法深入制造业内部。也有学者构造了制造业产业结构变动指数[26,27]，但该指数不能对产业结构变动的方向进行度量。为了有效衡量制造业升级程度，根据李贤珠[28]和傅元海等[29]对制造业产业的分类方法，将制造业的中高端部分行业进行合并，确定为十个行业。同时，基于张勇、薄勇健[30]提出的Moore值的原理，测算制造业升级程度。

Moore值是将产业划分为n个行业，用各行业与总产值的比值构成n维向量，用n维向量间夹角的余弦值衡量t期到t+1期的产业变动程度。具体做法是将制造业十个行业级别由低到高进行排序后采用如下方法计算：

第一步，采用下式对c地区制造业h行业由t期向t+1期变迁的程度 $Moore_{t,t+1}^{c,h}$ 予以测度：

$$Moore_{t,t+1}^{c,h}=\sqrt{\frac{\sum_{f\neq h}(p_{c,t}^{f})^2+p_{c,t}^{h}\times p_{c,t+1}^{h}}{\sum_{f=1}^{n}(p_{c,t}^{f})^2\times\left[\sum_{f\neq h}(p_{c,t}^{f})^2+(p_{c,t+1}^{h})^2\right]}}\times\sqrt{\frac{\sum_{f\neq h}(p_{c,t+1}^{f})^2+p_{c,t}^{h}\times p_{c,t+1}^{h}}{\sum_{f=1}^{n}(p_{c,t+1}^{f})^2\times\left[\sum_{f\neq h}(p_{c,t+1}^{f})^2+(p_{c,t}^{h})^2\right]}} \quad (1)$$

第二步，对c地区制造业n个行业由t期向t+1期变迁的程度值予以加权求和，每个行业对应的权重为该行业的级别h与该行业在第t期占该地区GDP比重 $p_{c,t}^{f}$ 的乘积。

第三步，c地区第t期与第t+1期两期之间的行业高级化程度值由下式进行测算：

$$Moore_{t,t+1}^{c,h}=\sum_{h=1}^{n}\left(j\times p_{c,t}^{f}\times Moore_{t,t+1}^{c,h}\right) \quad (2)$$

第四步，根据式（1）和式（2），利用2003～2015年30个省（自治区、直辖市）制造业细分行业的销售收入替代产值，可得到各省2004～2015年制造业Moore值。通过计算各区域样本期间内的制造业产业升级程度的均值可以发现，东部沿海地区制造业升级程度最高，北部沿海地区最低。

（三）环境规制强度的测算

国内外对环境规制强度的测算存在以下不足，忽略了地区本身的污染量，没有考虑不同污染物在不同地区的不同权重，从单一角度不能全面地反映环境保护水平。为了有效衡量环境规制强度，本文从多维性和可比性两个角度出发，采用因子分析法进行测算，具体指标含义见表1。

以2003～2015年的数据为样本，测算出各省（自治区和直辖市）的环境规制水平，采用Stata 14软件进行数据处理。具体步骤如下：

第一步，标准化处理，以消除量纲和数量级的不一致。

第二步，数据检验。KMO值为0.708，Bartlett球度检验近似卡方值为2287，变量间的相关性较强，适合进行因子分析。

第三步，因子提取。如表2所示提取两个特征值大于1的成分作为公因子。

表 1　　环境规制指标综合评价体系

目标层	一级指标	二级指标	具体含义	单位	指标性质
环境规制水平	污染排放	单位产值工业废水排放量	工业废水排放量/地区GDP	万t/亿元	−
		单位产值工业废气排放量	工业废气排放量与/地区GDP	亿m^3/亿元	−
		单位产值二氧化硫排放量	工业SO_2排放量/地区GDP	t/亿元	−
		单位产值固体废弃物排放量	一般工业固体废物产生量/地区GDP	万t/亿元	−
	污染治理	工业废水处理能力	工业废水排放量/废水治理设施数	万t/套	+
		工业废气处理能力	工业废气排放量/废气治理设施数	亿m^3/套	+
		工业固体废弃物处理能力	一般工业固体废物处置量/一般工业固体废物产生量	%	+
		工业固体废弃物综合利用	工业固体废物综合利用量/工业固体废物产生量和综合利用往年贮存量之和	%	+

注："+"表示正向指标，"−"表示逆向指标。

表 2　　各因子所解释的原始变量的方差

因子	特征根	方差	方差的贡献率%	累积贡献率%
Factor1	3.677	2.630	0.733	0.733
Factor2	1.048	0.569	0.209	0.942
Factor3	0.479	0.312	0.096	1.037
Factor4	0.167	0.160	0.033	1.071
Factor5	0.007	0.079	0.001	1.072
Factor6	−0.072	0.039	−0.014	1.058
Factor7	−0.111	0.067	−0.022	1.036
Factor8	−0.178		−0.036	1.000

第四步，因子旋转并计算因子得分。在对因子载荷矩阵进行方差最大正交旋转后，对我国各省的环境规制水平进行测算，各因子的得分函数为：

$$\begin{cases} f_2 = -0.2789x_1 - 0.0417x_2 + \cdots + 0.4027x_8 \\ f_1 = 0.3048x1 + 0.2753x2 + \cdots - 0.0439x_8 \end{cases} \quad (3)$$

各省的总因子得分公式为：$F_i = \frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2} f_1 + \frac{\lambda_2}{\lambda_1 + \lambda_2} f_2$。计算出各省环境规制强度，从结果来看，全国及八大区域的环境规制水平总体上呈平稳上升的趋势。

（四）变量选取、数据来源与变量描述性统计

1. 变量选取和数据来源。选取地区收入水平、人口密度、人力资本水平三个具体指标[27]，用上文的因子分析法进行加权。具体指标如下：收入水平AWRAwage（元），表示城镇在岗职工的平均工资；人口密度AWRadens（人/平方公里），表示每平方公里的人数；人力资本水平AWRhr，用人均受教育年限衡量[2,19]。技术创新是制造业产业升级的重要途径和根本动力[14]。根据国家统计局对于中国企业自主创新能力的四大指标衡量方法，从潜在创新角度，选取研究与试验发展人员数衡量自主创新水平（INNOVA）。综合考虑制造业产业升级的内外部影响因素，选取的变量如表3所示：

表 3　　变量说明

变量类型	变量名称	衡量方法	变量代码	选取依据
被解释变量	制造业产业升级程度	Moore指数	AINDUS	张勇等[30]
解释变量	环境规制强度	因子分析法	ERS	杜伟等[31]
	隐性规制程度	因子分析法	AWR	李力行等[27]
	人力资本水平	人均受教育年限	AWRhr	阳立高等[2]、肖兴志等[19]
	自主创新水平	研究与试验发展（R&D）人员数	INNOVA	Porter M. E.等[14]
控制变量	外资利用程度	实际利用外商直接投资额占GDP比例%	FDI	阳立高等[6]
	对外开放程度	进出口总额占GDP比例%	OPEN	宋凌云等[26]
	市场化程度	非国有单位就业人数占全部就业人数比例%	MARK	宋凌云等[26]
	城镇化水平	城镇人口占总人口比例%	URBAN	杨涛[32]

考虑到环境统计数据及制造业具体行业数据的完整性和连续性，选取2003～2015年30个省级（西

藏数据不全予以剔除）面板数据为样本，个别省份或年份数据有缺失的，采用插补法和外推法进行填补。数据根据《中国工业经济统计年鉴》、《中国环境统计年鉴》、国研网统计数据库、国家统计局以及各省（自治区、直辖市）统计年鉴等整理计算而得。

2. 变量描述性统计。表4为各变量的描述性统计结果，制造业产业升级最值及标准差在不同年份各省间存在差异性。鉴于Moore值测度的制造业升级结果为2004～2015年，为了保证数据的完整性和连续性，实证分析中的样本期间为2004～2015年。

表4　　变量的描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
AINDUS	360	0.677	0.430	0.134	2.115
ERS	360	0.116	0.084	−0.005	0.876
AWR	360	0.355	0.120	0.016	0.918
FDI	360	0.024	0.019	0.001	0.082
OPEN	360	33.230	40.670	3.572	172.100
INNOVA	360	108744	127601	1225	699614
MARK	360	0.885	0.085	0.352	0.970
URBAN	360	51.230	14.340	26.260	89.600

（五）模型设定与计量方法

传统新古典理论在静态性假设下提出了“遵循成本”假说，基于此在模型中引入环境规制的二次方项目。为减少多重共线性和异方差的影响，对模型中的因变量取对数，结合上文所分析选取的变量，建立了如下静态面板模型：

$$\ln AINDUS_{it}=\beta_0+\beta_1 ERS_{it}+\beta_2 ERS_{it}^2+\beta_3 INNOVA+\sum_{j=4}^{7}\beta_j X_{it}+\varepsilon_{it} \quad (4)$$

此外，基于“波特假说”动态性的假设前提，考虑到制造业产业结构调整需要在较长时间内进行，在调整过程具有“惯性效应”，在模型（4）的基础上引入因变量的一阶滞后项，构建的动态面板模型如下：

$$LNAINDUS_{it}=\beta_0+\beta_1 AINDUS_{it-1}+\beta_2 ERS_{it}+\beta_3 ERS_{it}^2+\beta_4 INNOVA+\sum_{j=5}^{8}\beta_j X_{it}+u_i+\varepsilon_{it} \quad (5)$$

上式中：i和t分别表示年份和省份；β为待估计参数矩阵；X_{it}是影响制造业产业升级的其他控制变量；u_i为地区固定效应，反映地区间的个体差异；ε_{it}表示随机扰动项。

为了得到较为稳健的结果，采用国内外常用的面板数据处理方法，分别使用固定效应（FE）、随机效应（RE）、全面可行性广义最小二乘法（FGLS）对模型（4）进行估计。此外，模型（5）中的滞后项$AINDUS_{it-1}$无法满足严格外生性的条件，考虑到内生性问题，运用系统GMM方法估计动态面板模型。

布兰德尔和邦迪将差分方程和水平方程作为一个系统进行GMM估计，即“系统GMM”。系统GMM的优点是估计的效率较高，并且可以估计不随时间变化的变量Z_i的系数。一般的动态面板模型如下：

$$y_{it}=\partial+p_1 y_{i,t-1}+p_2 y_{i,t-1}+\cdots+p_3 y_{i,t-p}+x_{it}'\beta+z_{it}'\delta+u_i+\varepsilon_{it} \quad (6)$$

三、实证结果与分析

（一）国家层面

1. 模型（4）的回归结果分析。在进行回归分析之前，先进行LR和豪斯曼（Hausman）检验，LR检验发现混合OLS模型比固定效应及随机效应模型的拟合度差，且Hausman检验P值为0.001，强烈拒绝原假设，则应该选择固定效应模型。由于FGLS能解决组间异方差、同期相关和组内自相关问题，其估计结果更稳健，故重点解释FGLS回归结果。表5为总体面板数据的回归结果。

观察表5中方程（4）的回归结果，发现环境规制的一次项系数为负值，都通过了显著性检验，表明在控制其他变量后，环境规制对制造业产业升级存在负向影响，验证了“遵循成本”假说。进一步观察环境规制的二次项系数，发现系数估计值为正值，且都通过了1%的显著性检验，表明在其他变量不变的情况下，环境规制对制造业升级呈“U”型影响，符合假设1。计算其拐点值为0.211，而全国环境规制的平均值为0.116，位于拐点的左边，这说明从总体上看，现阶段环境规制对制造业产业升级的影响呈下降趋势，并没有跨过“U”型曲线的拐点。

观察其他控制变量，发现自主创新水平、对外开放程度和城镇化水平三个指标的系数在1%的水平上显著为正。在其他变量不变的情况下，对外开放程度每提高1%，制造业高级化程度提升0.605%，说明国际贸易促进了制造业产业升级；FDI系数在10%的水平上显著为正，表明FDI的技术溢出效应可促进制造业产业升级；环境规制与自主创新水平的交互作用项系数在1%的水平上显著为负，表明环境规制带来的成本效应较强，挤占了研发投入，阻碍了制造业产业升级。

2. 模型（5）的回归结果分析。通过表5方程（5）

表 5　环境规制影响制造业升级的总体面板数据回归结果

变量	方程(4)	方程(4)	方程(4)	方程(5)
	RE	FE	FGLS	SYS-GMM
ERS	−3.806*** (−4.93)	−3.825*** (−4.70)	−1.321** (−2.02)	−0.907 (−0.82)
ERS^2	3.588*** (4.29)	2.802*** (3.35)	3.123*** (5.07)	2.143** (2.51)
AWR	−0.358 (−0.98)	0.078 (0.19)	0.086 (0.90)	−0.178 (−0.39)
INNOVA	0.001** (2.41)	0.000 (0.70)	0.001*** (5.64)	0.000 (1.43)
FDI	0.733 (0.72)	0.112 (0.11)	2.974** (2.37)	2.043 (0.76)
OPEN	0.008*** (8.11)	0.008*** (6.95)	0.006*** (7.16)	0.002** (2.15)
MARK	0.123 (0.58)	0.028 (0.13)	−0.018 (−0.16)	−0.140* (−1.80)
ERS×INNOVA	−0.000 (−1.42)	−5.10e−08 (−0.02)	−0.001*** (−3.99)	−0.000 (−0.98)
URBAN	0.022*** (5.06)	0.041*** (6.73)	0.007*** (3.18)	−0.003 (−0.54)
$LNAINDUS_{it-1}$				0.799*** (7.55)
_cons	−1.993*** (−7.11)	−2.818*** (−7.57)	−1.566*** (−11.77)	0.170 (0.57)
N	360	360	360	330
控制地区效应	yes	yes	yes	yes
控制时间效应	yes	yes	yes	yes
Sargan检验				1.000
AR(1)				0.003
AR(2)				0.866
adj. R^2	0.465	0.644	0.543	0.499

注：括号内为T检验值；*、**和***分别表示检验统计量在10%、5%和1%的水平上显著。下同。

的回归结果观察AR(1)和AR(2)检验的p值，可以发现，随机扰动项存在一阶序列自相关，不存在二阶序列相关。过度识别检验(Sargan检验)结果接受“所有工具变量有效”的原假设，说明工具变量的选择是有效的。

表5方程(5)的回归结果显示了动态面板估计结果，环境规制的二次项系数在5%的水平上显著为正，表明环境规制对制造业升级呈“U”型影响。计算其拐点值为0.187，全国环境规制的平均值为0.116，位于拐点的左边。加入因变量的滞后项后，环境规制一次项系数未通过显著性检验，而因变量的滞后一期的系数在1%的显著性水平上为正值，说明与环境规制相比，上一期的制造业产业结构对当期制造业升级的影响更显著。对外开放程度系数在5%的水平上显著为正。

3. 稳健性检验。采用变量替换法，将核心解释变量和被解释变量进行指标替换，环境规制指标用污染治理投资额占GDP的比重进行衡量[32]，制造业产业升级指标用制造业高端技术与中端技术行业销售收入之比来衡量[23]。如表6所示，核心解释变量和被解释变量没有发生实质性的变化，仅仅是回归系数值发生了改变，说明实证结果是稳健可靠的。

表 6　环境规制影响制造业升级的总体面板数据稳健性检验结果

变量	方程(4)	方程(4)	方程(4)	方程(5)
	RE	FE	FGLS	SYS-GMM
ERS	−1.952** (−1.62)	−3.930*** (−3.11)	−0.115** (−2.10)	−3.723 (−1.73)
ERS^2	1.978*** (3.53)	2.496*** (4.93)	0.003*** (3.27)	3.812** (2.50)
AWR	1.783*** (3.14)	2.222*** (3.50)	0.271* (1.65)	−0.875 (−1.05)
INNOVA	0.000 (1.63)	0.000 (0.38)	0.001*** (4.65)	0.000 (1.16)
FDI	0.011 (1.56)	0.017* (1.83)	4.053*** (4.24)	9.519* (1.94)
OPEN	8.136*** (5.17)	8.145*** (5.16)	0.003*** (3.63)	0.005** (2.31)
MARK	0.003* (1.92)	0.002 (1.28)	0.534*** (3.73)	−0.049 (−0.58)
ERS×INNOVA	0.333 (1.01)	0.136 (0.42)	0.001*** (2.81)	−0.000 (−0.02)
URBAN	−0.000 (−0.16)	0.000 (0.90)	0.015*** (5.41)	0.016 (1.45)
$LNAINDUS_{it-1}$				0.392*** (3.55)
_cons	−1.348*** (−3.07)	−1.389** (−2.40)	−1.566*** (−11.77)	−0.571 (−1.50)
N	360	360	360	330
控制地区效应	yes	yes	yes	yes
控制时间效应	yes	yes	yes	yes
Sargan检验				1.000
AR(1)				0.022
AR(2)				0.677
adj. R^2	0.577	0.633	0.453	0.432

(二)区域层面

随着我国区域经济格局的发展变化，传统“东、中、西”三大经济地带的划分方式过于粗略，内部差异较大，已不能全面反映区域经济的发展态势，会产生政策上的“一刀切”现象。根据国务院发展研究中

心发布的《地区协调发展的战略和政策》报告，本文提出新的八大综合经济区域划分的设想。参考李善同等[33]和冯涛等[34]学者的划分方式，结合各省的生态环境保护、产业结构、自然和历史联系的紧密程度等状况，做了细微的调整，具体划分为八大区域。

以西北地区为基组，引入7个虚拟变量(D_h)。由于重点分析环境规制对制造业升级的影响，故在模型(4)和模型(5)的基础上，将地区虚拟变量与环境规制的二次项的交叉项作为解释变量，构建如下计量模型：

$$LNAINDUS_{it}=\beta_0+\beta_1 ERS_{it}+\beta_2 ERS_{it}^2+\sum_{j=3}^{9}\sum_{h=1}^{7}\beta_j D_h\times ERS_{it}^2+\varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$LNAINDUS_{it}=\beta_0+\beta_1 AINDUS_{it-1}+\beta_2 ERS_{it}+\beta_3 ERS_{it}^2+\sum_{j=4}^{10}\sum_{h=1}^{7}\beta_j D_h\times ERS_{it}^2+\varepsilon_{it} \quad (8)$$

对于静态面板模型，FGLS的估计结果具有稳健性，因此采用FGLS估计方程(7)；对于动态面板模型，采用系统GMM估计方程(8)。观察表7中SYS-GMM检验的P值可以发现，随机扰动项不存在二阶序列相关，且通过了过度识别检验(Sargan检验)，表明系统GMM方法是有效的。

1. 模型(7)的回归结果分析。表7的回归结果显示，在静态性的假设前提下，以西北地区为基组，在其他变量不变的前提下，环境规制对制造业产业升级的影响在5%的显著性水平上呈倒“U”型态势，计算其拐点值为0.053，而环境规制实际值为0.065，位于拐点的右边，说明环境规制阻碍了制造业产业升级。原因在于当前西北地区的区域创新和技术吸收能力较差，环境规制超过了企业所承受的范围，企业的创新动力下降，不利于制造业产业升级。

然而，环境规制变量一次项系数在1%的水平上显著为正。原因在于西北地区的制造业多是资源密集型行业，环境规制水平的提高导致企业的生产成本上升、生产要素供给减少，进而影响制造业的投资规模，投资通过投资乘数影响整个产业的结构。北部沿海地区的环境规制对制造业升级的影响在5%的显著性水平上呈倒“U”型态势，其拐点值为0.510，而环境规制的实际值为0.220，位于拐点左边，说明环境规制水平的提高促进了制造业产业升级。南部沿海地区的环境规制对制造业影响在5%的显著性水平下呈倒“U”型态势，其拐点值为0.475，而环境规制的实际值为0.167，位于拐点的左边，说明环境规制水平的提高促进了制造业产业升级。黄河中游地区的环境规制对制造业升级在10%的显著性水平上呈倒“U”型影响，其拐点值为0.993，而环境规制的实际值为0.078，位于拐点的左边，且与其他区域相比距离拐点值较远。长江中游地区的环境规制对制造业升级的影响在5%的显著性水平上呈“U”型态势，其拐点值为0.084，而环境规制的实际值为0.102，跨过了拐点，说明环境规制水平的提高促进了制造业产业升级。长江中游地区的环境规制对制造业产业升级的影响呈“U”型态势，跨过了拐点。近年来，长江中游地区抓住发展机遇，经济发展再上新台阶，产业结构不断优化，环境规制水平的提高为制造业产业的转型升级创造了良好的外部环境。

表7　环境规制影响制造业升级的分地区面板数据回归结果

变量	方程(7)	方程(8)
	FGLS	SYS-GMM
ERS	2.234*** (6.15)	0.177 (0.30)
ERS^2	-22.170** (-2.40)	0.062 (0.01)
$ERS^2\times D_1$	-21.210 (-1.52)	-26.910*** (-2.83)
$ERS^2\times D_2$	19.980** (2.20)	-0.364 (-0.04)
$ERS^2\times D_3$	0.000 (1.35)	0.514 (0.05)
$ERS^2\times D_4$	19.820** (2.18)	-7.751 (-0.92)
$ERS^2\times D_5$	20.460* (1.89)	22.560 (1.08)
$ERS^2\times D_6$	35.470** (2.36)	2.662 (0.28)
$ERS^2\times D_7$	20.300 (1.07)	-10.030 (-0.68)
$LNAINDUS_{it-1}$		0.740*** (21.69)
_cons	-1.057*** (-32.60)	-0.079 (-1.44)
N	360	330
控制地区效应	yes	yes
控制时间效应	yes	yes
Sargan检验		0.995
AR(1)		0.004
AR(2)		0.657
adj. R^2	0.544	0.487

2. 模型(8)的回归结果分析。在动态性的假设前提下，加入制造业产业升级的滞后项，表7结果显示，以西北地区为基组，制造业产业结构的滞后期对当期的影响在1%的显著性水平上为正，说明西北地区滞后期的产业结构提高1%，当期制造业结构提高0.0793%。北部沿边地区环境规制对制造业升级影响在1%的显著性水平上呈倒“U”型态势，其拐点值为0.003，而北部沿边地区环境规制的实际值为0.182，位于拐点值的右边，说明现阶段环境规制水平的提高不利于制造业产业的升级。原因在于北部沿边地区的制造业结构主要依赖本地区丰富的矿产资源，产品的附加值较低，且该区域的对外经贸结构单一，环境规制的加强使得该地区对外资的吸引程度降低，无法发挥FDI的技术溢出效应，不利于制造业产业升级。

四、结论与启示

(一)结论

基于上述研究得到如下结论：①从总体样本来看，静态面板回归结果表明，环境规制对制造业升级的影响呈“U”型态势，且未跨过拐点；动态面板回归结果表明，环境规制对制造业产业升级呈“U”型影响，未跨过拐点。②分区域来看，静态面板回归结果表明，西北、北部沿海、南部沿海以及黄河中游地区的环境规制对制造业升级呈倒“U”型影响。然而，西北地区的环境规制位于拐点的右边，其他三个区域均位于拐点值的左边，距离拐点的距离大小依次是：北部沿海、南部沿海、黄河中游地区。原因在于北部沿海地区经济发展、教育以及科技水平高，自主创新能力强，创新补偿效应得到有效发挥；南部沿海地区市场发展程度较高，环境规制创造的良好外部环境有利于引进高技术的制造业FDI，能有效发挥FDI技术外溢对制造业产业升级的作用；黄河中游地区的环境规制水平较低，且制造业多是高污染、低附加值的行业，提高环境规制水平有利于制造业结构的优化。北部沿边、东部沿海和西南地区的环境规制对制造业升级影响不显著。动态面板估计结果显示，北部沿边地区环境规制对制造业升级的影响呈倒“U”型，且环境规制强度高于拐点值。

(二)启示

根据以上结论得到如下启示：①制定科学合理的环境规制政策，提高科技成果的转化能力。适度而趋严的环境规制能够促进制造业产业优化升级，政府可以通过创新补贴方式，鼓励企业培养新型应用型员工，提高技术吸收能力，有效发挥创新补偿效应，实现从“末端治理”向“源头治理”的转变。②完善基础设施建设，创造良好的外部环境。应积极吸引质量环保型FDI进入，并有效发挥FDI的竞争、示范和扩散效应，更好地发挥FDI的技术外溢作用。③实施差异化环境规制政策。通过税收及财政补贴等方式，加大对西北地区的科技投入，引导企业进行绿色技术研发；提高南部沿海、北部沿海、长江中游和黄河中游地区的环境规制水平，发挥倒逼效应，逐步淘汰高污染、低附加值制造业企业，实现经济发展和环境治理双赢；发挥北部沿边地区资源禀赋优势，提高对外开放水平，促进对外经贸结构多元化，推动制造业产业升级。

主要参考文献：

[1] 张耀辉. 产业创新：新经济下的产业升级模式[J]. 数量经济技术经济研究，2002(1)：14～17.

[2] 阳立高，龚世豪，王铂等. 人力资本、技术进步与制造业升级[J]. 中国软科学，2018(1)：138～148.

[3] 李霞，盛晴，卞靖. 以生产性服务业促进制造业升级[J]. 宏观经济管理，2016(5)：34～36.

[4] 杨玲. 破解困扰“中国制造”升级的“生产性服务业发展悖论”的经验研究[J]. 数量经济技术经济研究，2017(7)：73～91.

[5] 胡昭玲，夏秋，孙广宇. 制造业服务化、技术创新与产业结构转型升级——基于WIOD跨国面板数据的实证研究[J]. 国际经贸探索，2017(12)：4～21.

[6] 阳立高，李婷，杨华峰等. FDI对我国制造业升级的影响研究——基于省级面板数据的实证[J]. 科学决策，2017(7)：51～67.

[7] 原毅军，孙大明. FDI技术溢出、自主研发与合作研发的比较——基于制造业技术升级的视角[J]. 科学学研究，2017(9)：1334～1347.

[8] 贾妮莎，申晨. 中国对外直接投资的制造业产业升级效应研究[J]. 国际贸易问题，2016(8)：143～153.

[9] 孟萍莉，董相町. 生产性服务业FDI、OFDI对制造业结构升级的影响——基于灰色关联理论的实证分析[J]. 经济与管理，2017(3)：74～79.

[10] Xing Y., Kolstad C. D.. Do Lax Environmental Regulations Attract Foreign Investment?[J]. Envi-

ronmental and Resource Economics,2002(1):1~22.
[11] Gollop F. M., Roberts M. J.. Environmental Regulations and Productivity Growth: The Case of Fossil-Fueled Electric Power Generation[J]. Journal of Political Economy,1983(4):654~674.
[12] Gray W. B.. The Cost of Regulation: OSHA, EPA and the Productivity Slowdown[J]. American Economic Review,2001(77):998~1006.
[13] Stephens J. K.. Accounting for Slower Economic Growth: The United States in the 1970s[M]. Guangxi: Guangxi Normal University Press,2000: 2375~2391.
[14] Porter M. E., Claas V. D. L.. Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995(4):97~118.
[15] 蒋为. 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[J]. 财经研究,2015(2):76~87.
[16] 韩超,胡浩然. 节能减排、环境规制与技术进步融合路径选择[J]. 财经问题研究,2015(7):22~29.
[17] 钟茂初,李梦洁,杜威剑. 环境规制能否倒逼产业结构调整——基于中国省际面板数据的实证检验[J]. 中国人口·资源与环境,2015(8):107~115.
[18] 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.
[19] 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.
[20] 孙玉阳,宋有涛,王慧玲. 环境规制对产业结构升级的正负接替效应研究——基于中国省际面板数据的实证研究[J]. 现代经济探讨,2018(5):87~92.
[21] 韩晶,陈超凡,冯科. 环境规制促进产业升级了吗?——基于产业技术复杂度的视角[J]. 北京师范大学学报(社会科学版),2014(1):148~160.
[22] 谭德庆,商丽娜. 制造业升级视角下环境规制对区域绿色创新能力的影响研究[J]. 学术论坛, 2018(2):86~92.
[23] 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.
[24] 张平,张鹏鹏,蔡国庆. 不同类型环境规制对企业技术创新影响比较研究[J]. 中国人口·资源与环境,2016(4):8~13.
[25] 张峰,薛惠锋,史志伟. 资源禀赋、环境规制会促进制造业绿色发展?[J]. 科学决策,2018(5):60~77.
[26] 宋凌云,王贤彬. 政府补贴与产业结构变动[J]. 中国工业经济,2013(4):94~106.
[27] 李力行,申广军. 经济开发区、地区比较优势与产业结构调整[J]. 经济学(季刊),2015(2):885~910.
[28] 李贤珠. 中韩产业结构高度化的比较分析——以两国制造业为例[J]. 世界经济研究,2010(10): 81~86.
[29] 傅元海,叶祥松,王展祥. 制造业结构优化的技术进步路径选择[J]. 中国工业经济,2014(9):78~90.
[30] 张勇,蒲勇健. 产业结构变迁及其对能源强度的影响[J]. 产业经济研究,2015(2):15~22.
[31] 杜伟,杨志江,夏国平. 人力资本推动经济增长的作用机制研究[J]. 中国软科学,2014(8):173~183.
[32] 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.
[33] 李善同,侯永志. 中国大陆:划分8大社会经济区域[J]. 产经评论,2003(5):12~15.
[34] 冯涛,赵会玉,杜苗苗. 外商在华直接投资区域聚集非均衡性的实证研究[J]. 经济学(季刊), 2008(2):565~586.
作者单位:西安石油大学经济管理学院,西安 710065