

政府竞争、环境规制与产业结构升级

——基于东中西部地级市的比较

马冬玲, 李明(教授)

【摘要】 选取2005~2015年东中西部共159个地级市数据,利用空间杜宾模型,分析环境规制对地区产业结构升级的空间溢出效应,并比较经济发达地区和经济欠发达地区的差异。实证研究表明,东部和中部地区环境规制与产业结构升级存在正相关关系,西部地区环境规制与产业结构升级存在负相关关系。地方政府竞争将会降低东中部地区环境规制的产业结构升级正效应,加大西部地区环境规制的产业结构升级负效应。对于三个地区,环境规制存在空间溢出效应,相邻城市环境规制将抑制本城市的产业结构升级。此外,在不同地区,地方政府竞争带来的相邻地区产业结构升级正效应与环境规制带来的相邻地区产业结构升级负效应的大小关系不同,这导致了环境规制与政府竞争的产业结构空间溢出效应的地区差异。

【关键词】 环境规制; 产业结构升级; 地方政府竞争; 空间溢出效应

【中图分类号】 F121.3 **【文献标识码】** A **【文章编号】** 1004-0994(2019)04-0134-7

一、引言

近年来环境问题受到社会各界的广泛关注,与此同时,我国经济发展进入了产业结构调整升级期。中央政府连续出台的环境规制政策也为产业结构升级提供了一种驱动机制,旨在通过约束企业生产性行为中的环境污染、高能耗等问题来倒逼企业转型升级,促进整体产业结构调整。过去依靠制造业和引进外资而先发展起来的东部经济发达地区,在结构调整和环境规制的双重压力下,发展重心逐渐从工业部门转变到服务业部门,产业结构得以向高级化方向调整。而经济落后地区仍然处在加速推进工业化阶段,为了发展经济,不惜引进高能耗高污染产业,环境规制对这些地区的环境改善收效甚微。因此,环境规制对产业结构的影响可能存在区域差异性。

然而,尽管经济系统有其本身的发展和演变规律,但其发展过程往往与地方政府部门存在较大的关联。随着1994年财政分权改革的实施,“政治集

权、经济分权”特征的央地分权体系逐渐形成,地方政府拥有了更大的经济和社会发展裁决权^[1]。同时,在我国政府官员的晋升考核制度中,经济增长是主要的考核指标之一。由此,可以推断在“经济目标”的政治激励下,地方政府可能会采取为了发展经济而牺牲环境的竞争性策略,甚至为了吸引更多的外商投资而展开“政治晋升锦标赛”的竞争模式,这种模式将导致环境规制的产业结构调整效应受到地方政府行为的影响。近几年我国在环境保护法规趋严、政府连年增加环境治理投资额的背景下,工业污染排放量未减反增的事实似乎也验证了上述论点。

本文选取东部沿海四省、中部五省和西部三省地级市进行分析,改革开放以来,东南沿海地区经济率先得到发展,成为我国经济发展水平最高的地区,第三产业经济比重已经超过第二产业,进入工业化后期阶段,而中西部地区第二产业经济比重最高,仍处于工业化时期。因此,东部沿海地区产业结构高级

【基金项目】 教育部人文社会科学青年基金项目(项目编号:15YJC630060)

化发展是否是环境规制带来的正向效应,而经济相对落后的中西部地区为发展经济是否会形成地方政府的环境规制“逐底竞争”,从而抑制产业结构升级?下文试图通过实证分析来回答这些问题。本文将选取东部50个地级市、中部69个地级市、西部40个地级市的面板数据进行计量分析,并进一步判断地方政府间竞争是否会对环境规制与产业结构升级的关系产生影响。

二、文献回顾

对环境规制与产业结构升级关系的理论研究结论不一致使得学者从实证角度展开检验。Burton等^[2]运用非平稳马尔科夫方法分析了环境规制对造纸行业市场结构的影响,结果表明企业环境规制支出增加会对较大规模企业的转移概率产生正面影响,这能促进当地产业的绿色升级。Zhao等^[3]分析发现,强制型和市场型环境工具均能促进我国电力和钢铁行业企业的绿色发展。李强^[4]基于Baumol模型研究表明环境规制会提高服务业部门相对于工业部门的比重,促进产业结构调整。钟茂初等^[5]分析表明,环境规制与地区产业结构升级呈现U型关系,只有越过环境规制的门槛值,才能促进产业结构调整。郑金铃^[1]研究发现,当不考虑环境规制竞争时,我国环境规制强度的增加有利于产业结构升级,考虑环境规制竞争后该推动作用有所减弱。胡建辉^[6]研究发现,行政化环境规制对产业结构升级有显著的正向影响,市场化环境规制对产业结构升级的影响存在基于行政化环境规制的“双门槛效应”。程中华等^[7]分析发现,环境规制与城市产业结构升级的作用受经济发展阶段的影响。

从以上文献来看,现有学者对环境规制与产业结构升级的关系进行了研究,但仍然存在可以完善之处:一是未在相同框架下进行经济发达与欠发达地区的比较,而理论分析表明处于不同经济发展水平和具有不同产业结构层次的地区采取的环境规制策略可能不同,对产业结构升级也存在不一样的影响;二是大多数学者采用省级数据进行研究,本文认为地方政府竞争机制更多地体现在城市这一层面,为此本文选取东部沿海发达地区和中西部发展相对落后地区作为研究对象,通过空间面板数据模型分析环境规制对产业结构升级的空间溢出效应。

三、理论分析与研究假设

有关环境规制与产业结构的关系研究中,一些学者从微观角度来讨论环境规制是否通过影响企

业技术创新、企业竞争力和产业绩效等促进产业结构升级,另一些学者则从宏观角度分析得出环境规制对产业结构的影响并不大,也有一些学者从国际自由贸易的角度分析了环境规制对产业转移的影响。

在微观领域,环境规制主要通过促进企业技术进步和加速区域内企业优胜劣汰两个机制影响产业结构调整。首先,在促进技术进步方面,波特假说认为地区适当的环境规制会刺激企业的技术创新,在环境规制下企业如果进行原先的生产活动,将会产生更多的遵循成本和惩罚成本,因此企业为了生存,必须开展更多的创新活动来提高企业的生产力,从而避免环境规制政策或者抵消由环境污染问题带来的惩罚成本,由此企业的技术创新最终促进了产业结构升级^[8-10]。其次,环境规制会加速区域内企业的优胜劣汰。环境规制会增加企业的环境遵循成本^[11,12],只有一些技术先进、排污达标的企业才能持续经营,相反,高污染、低效率的企业终将被关闭或者迁移,这种“有效筛选”的机制能改善区域内企业的质量,最终促进产业结构升级。

在宏观领域,环境规制的加强能阻挡一些环保不达标的外商投资企业进驻,但是,外商直接投资对区域产业结构升级的影响取决于外商直接投资企业所处的行业以及东道主地区的产业结构状况等要素。如果外商直接投资企业所处产业结构层次高于地区产业结构层次,则会促进地区产业结构升级,相反则会抑制产业结构升级,例如外商投资企业处于第二产业,而本地区第三产业比重已超过第二产业,则外商进驻会抑制产业结构升级。但考虑到目前我国大部分城市都处于工业化阶段,而外商投资企业普遍拥有较高的技术水平和排污标准,因此从总体上看,环境规制加强对内资企业的影响大于对外商投资企业的影响。

由此,可以看出,环境规制将通过技术效应和企业选择促进地区产业结构升级。基于此,本文提出第一个研究假设:

H1:环境规制能促进产业结构升级。

技术进步和进驻筛选都是从静态的角度分析环境规制对企业的影响,而忽略了政府行为和政府目标的作用^[1]。事实上,各个地区出于自身利益考虑往往在环境规制执行上采取策略性行为。地方政府的环境规制竞争主要有三种类型:一是“竞争向上”。Tiebout^[13]的“用脚投票”理论认为居民可以通过投票机制来选择适合自己居住的地区,而地方政府为

吸引更多人口流向本地区,会通过提高区域的环境规制标准来改善环境质量,使得地方间存在“竞争向上”(Race to Top)的环境规制竞争策略。二是“竞争向下”,这也是近年来国内学者在研究环境规制时的主要观点。“竞争向下”理论认为由于地方政府担心较高的环境规制会吸引不到外部资本或使得本地区的资本向外流动^[14],这种损失将超过环境规制的正经济性,因此会降低环境规制标准,使得各地区间展开环境规制的趋劣竞争,即“竞争到底”(Race to Bottom)。三是差别化竞争。经济发达地区和经济欠发达地区由于产业结构层次不同,因此往往会采取不同的环境规制和执行策略。一般来说,经济发达地区更倾向于通过增强环境规制来改善产业结构,而欠发达地区更有可能降低环境规制门槛,以换取经济发展。

近几年我国连续出台了若干环保政策,与此同时,我国地方政府官员的晋升考核方式主要与经济指标挂钩,这使得在财政分权体制下,地方政府会优先发展地区经济,而对环保等公共产品的投资不足。尽管中央出台了诸多环保政策,但地方政府为了获得更大规模的“招商引资”,往往会对环境规制政策采取“不完全执行”的态度,甚至会隐形地降低环境规制标准,导致地方间在环保政策落实方面出现差异。这一点可以从经济和产业结构越落后的地区环境污染越严重的现象中得以反映。因此,地方政府间竞争行为会导致“竞争到底”的现象产生,从而使得政府为了经济发展而降低环境规制标准,不利于产业结构升级。基于此,本文提出第二个研究假设:

H2: 地方政府竞争会弱化环境规制的产业结构升级效应,即随着地方政府竞争加剧,环境规制对产业结构升级的正效应减弱。

四、研究设计

1. 模型建立。本文的研究包括两方面的内容,一是判断不同城市环境规制对产业结构升级的影响,二是判断这一影响是否因地方政府竞争而改变。考虑到空间溢出效应存在的可能性,本文设定如下空间面板数据模型进行分析:

$$uis_{it}=C+\rho W\times uis_{it}+\alpha_1 er_{it}+\alpha_2 W\times er_{it}+\delta X_{it}+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

在模型(1)中: uis_{it} 表示各地区各时期的产业结构升级水平; er_{it} 表示各地区各时期的环境规制; X_{it} 为控制变量; W 为空间权重矩阵; ρ 反映了相邻地区产业结构升级对本地区产业结构升级的影响; α_1 和

α_2 分别反映了本地区 and 相邻地区环境规制对本地区产业结构的影响。

为验证在地方政府行为下环境规制对产业结构升级的影响是否发生改变,在模型(1)的基础上加入地方政府竞争与环境规制的交乘项,用以获取地方政府竞争影响下环境规制的策略互动特征,回归模型如下:

$$uis_{it}=C+\rho W\times uis_{it}+\alpha_1 er_{it}+\alpha_2 W\times er_{it}+\beta_1(er\times com)_{it}+\beta_2 W\times(er\times com)_{it}+\delta X_{it}+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

在模型(2)中: com_{it} 表示地方政府竞争; $(er\times com)_{it}$ 是地区环境规制与地方政府竞争的交乘项; β_1 和 β_2 分别反映了本地区环境规制与地方政府竞争交乘项及相邻地区环境规制与地方政府竞争交乘项对本地区产业结构的影响。其余变量及系数含义同模型(1)。

一般选用 Moran I 指数来判断变量是否存在空间相关性。Moran I 指数计算公式为:

$$Moran\ I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (3)$$

其中, y_i 为第 i 个地区的观测值, \bar{y} 为研究变量的平均值, S^2 为方差, W_{ij} 为空间权重矩阵。Moran I 指数大于 0 表示经济指标具有空间正相关性,小于 0 表示经济指标具有空间负相关性。

对于空间权重矩阵,常见的有三种选取方法:一是以地理位置相邻作为权重判别条件,如果两个地区地理位置相邻,则权重为 1,否则为 0;二是以地理距离作为权重判别条件,如采用两个地级市城区距离的倒数作为权重因子;三是以经济距离作为权重判别条件,如采用两个地区的人均 GDP 或人均收入水平差距的倒数作为权重因子。考虑到本文的研究对象既与地区相邻有关,又与地区经济发展和环境污染程度有关,因此采用地理相邻法的权重构建主要空间权重矩阵,而以利用经济距离法计算得到的权重进行稳健性检验。其中经济距离法的空间权重计算公式为:

$$W_{ij} = \frac{1/|y_i - y_j|}{\sum_{j=1}^N 1/|y_i - y_j|}, W_{ij} \neq 0, i \neq j \quad (4)$$

其中, y_i 表示 i 地区的人均地区生产总值。

2. 样本和变量选取。本文选择 2005~2015 年东部四省、中部五省、西部三省共 159 个地级市作为研

究对象,其中东部包括江苏、浙江、福建和山东,中部包括安徽、江西、河南、湖北和湖南,西部包括四川、陕西和甘肃。河南、湖北、陕西的部分直辖县级市不纳入本文分析范围。变量数据来源于《中国城市统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》及各省统计年鉴。

(1)因变量:产业结构升级水平 uis_{it} 。较多学者采用第二产业比重、第三产业比重以及第三产业与第二产业产值之比衡量产业结构升级水平,笔者认为现阶段我国城市的产业结构升级方向是从第二产业向第三产业演变,因此用地区第三产业增加值与第二产业增加值之比进行衡量。

(2)自变量:环境规制 er_{it} 。目前学者对于环境规制的衡量指标并不统一,张华^[15]用工业二氧化硫去除率表示环境规制水平,傅强等^[16]用废物利用率或去除率衡量环境规制水平,笔者认为在目前无法统计获得各个地区明文出台的环境规制政策文件的情况下,用废物利用率或者去除率来衡量环境规制水平较合适。为此,本文选取各个地级市的工业固体废物利用率来衡量环境规制程度,数值越大,表示地区环境规制越强。

(3)中间变量:地方政府竞争 com_{it} 。对于地方政府竞争,较多学者采用外商直接投资或者人均外商直接投资进行衡量,如邓玉萍等^[17]、刘建民等^[18]。笔者认为在现有经济体制下,我国地方政府确实存在通过吸引外商直接投资这种“招商引资”渠道来发展本地区经济的动机,由于外商投资企业在投资区位上具有一定的选择权,这就使地方政府间会通过各种引资优惠竞争来吸引外资,因此利用外资水平在一定程度上能反映政府间竞争程度。本文用各地区人均实际利用外商直接投资额(人民币单位)作为地方政府竞争的代理变量。

(4)控制变量。为全面考虑可能影响地区产业结构升级的因素,同时控制模型中可能因自变量过少导致的估计不准确问题,在模型中引入经济发展水平 $pgdp_{it}$ 、城镇化率 urb_{it} 和技术进步 $tech_{it}$ 三个控制变量。城市经济发展加快,居民收入提高,会产生新物质需求和服务需求,促进产业结构升级,本文用人均地区生产总值的自然对数作为地区经济发展水平的代理变量。城镇化也能促进产业的多元化发展,包括房地产、交通通讯、商业文化等产业。本文用城镇人口占全市人口比重来衡量城镇化率。科学技术能通过改进生产方式及发展新技术、新工艺、新兴产业等来促进产业结构升级,考虑到目前缺乏地级市的

三项发明专利统计数据,本文用单位工业用电量的工业产值来衡量技术进步。

表1给出了各个变量的描述性统计结果。比较而言,全部变量均显示东部地区水平最高,西部最低。

表1 变量的描述性统计

变量	单位	东部		中部		西部	
		均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数
uis_{it}	/	0.759	0.737	0.733	0.691	0.658	0.633
er_{it}	/	0.933	0.955	0.836	0.905	0.746	0.868
com_{it}	元	1528	795	705	398	191	40
$pgdp_{it}$	元	48894	44217	26699	22390	23970	19038
urb_{it}	/	0.518	0.518	0.440	0.422	0.382	0.352
$tech_{it}$	万元/ 万千瓦时	86.531	65.699	67.827	54.440	55.203	42.975

五、实证分析及结果

1. 空间相关性判断。表2显示了三个地区产业结构升级、环境规制和地方政府竞争三个变量的空间 Moran I 指数及其显著性概率。

表2 变量的 Moran I 指数

地区	年份	uis_{it}	er_{it}	com_{it}
东部	2005	0.325(0.000)	0.286(0.000)	0.336(0.000)
	2007	0.194(0.012)	0.269(0.000)	0.377(0.001)
	2009	0.109(0.085)	0.214(0.004)	0.372(0.000)
	2011	-0.099(0.201)	0.200(0.004)	0.408(0.000)
	2013	-0.101(0.192)	-0.066(0.314)	0.420(0.000)
	2015	-0.053(0.364)	0.104(0.045)	0.268(0.001)
中部	2005	0.200(0.002)	0.126(0.029)	0.116(0.031)
	2007	0.180(0.003)	0.130(0.025)	0.179(0.004)
	2009	0.144(0.006)	0.031(0.265)	0.152(0.010)
	2011	0.108(0.022)	0.073(0.111)	0.110(0.044)
	2013	0.100(0.027)	0.065(0.140)	0.135(0.019)
	2015	0.063(0.084)	0.058(0.158)	0.106(0.047)
西部	2005	-0.006(0.338)	-0.057(0.381)	0.086(0.137)
	2007	0.226(0.007)	-0.039(0.449)	0.121(0.077)
	2009	0.351(0.000)	0.103(0.103)	0.137(0.056)
	2011	0.302(0.001)	0.104(0.098)	0.277(0.001)
	2013	0.304(0.000)	0.052(0.222)	0.238(0.004)
	2015	0.334(0.000)	0.108(0.091)	0.124(0.070)

由表2可知,在地理相邻空间权重下,产业结构升级变量的 Moran I 指数值基本上为正,且中部和西部地区统计显著,而东部地区在2010年以前统计显著,在2010年以后统计不显著。总体来看,产业结

构升级存在空间地理上的正相关性,产业结构层次高的地区与产业结构层次高的地区相邻。环境规制的 Moran I 指数值也倾向大于 0,但只在东部地区统计显著,在中部和西部地区基本上不显著,这很可能说明在全国统一的环境政策下,东部地区并未展开明显的环境规制竞争,相反在中西部地区可能存在环境规制竞争,使得地区间环境规制的相关性不强。对于地方政府竞争,在整个样本期三个地区的 Moran I 指数高度显著为正,说明相邻地区地方政府间引资竞争较为激烈。

2. 环境规制对产业结构升级的空间效应。由上面的 Moran I 指数可以判断出三个地区地级市间产业结构和地方政府的引资竞争存在空间正相关性,因此应该考虑用空间回归模型来判断变量之间的关系。

表 3 环境规制对产业结构升级的空间溢出效应

变量	uis _{it}					
	东部	中部	西部	东部	中部	西部
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
er _{it}	0.187** (0.018)	0.107*** (0.000)	-0.225 (0.116)	0.522*** (0.000)	0.192*** (0.001)	-0.299* (0.093)
(er×com) _{it}				-0.070*** (0.000)	-0.013** (0.043)	-0.030** (0.042)
lnpgdp _{it}	-0.031* (0.070)	-0.086*** (0.000)	-0.342*** (0.002)	-0.023 (0.197)	-0.149*** (0.000)	-0.325*** (0.008)
urb _{it}	0.286** (0.026)	0.471*** (0.003)	2.208** (0.041)	0.345*** (0.007)	0.560*** (0.001)	2.312** (0.034)
tech _{it}	0.008 (0.153)	-0.001 (0.781)	0.069 (0.930)	0.010* (0.066)	0.002 (0.446)	0.264 (0.745)
W1×uis _{it}	0.907*** (0.000)	0.786*** (0.000)	0.177 (0.177)	0.877*** (0.000)	0.737*** (0.000)	0.175 (0.182)
W1×er _{it}	-0.281*** (0.009)	-0.056** (0.018)	-0.330* (0.089)	-0.491** (0.011)	-0.368*** (0.000)	-0.531* (0.055)
W1×(er×com) _{it}				0.042 (0.183)	0.076*** (0.000)	-0.064** (0.035)
FE/RE	FE	FE	FE	FE	FE	FE
N	550	759	440	550	759	440

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 统计水平上显著,括号内为显著性概率。下同。

表 3 列示了三个地区以地理相邻作为空间权重时的空间杜宾模型(SDM)估计结果,由 Hausman 检验进行模型选择。从估计结果看到,在列(1)和列(2)的东部和中部地区样本下,环境规制变量系数显著大于 0,在列(3)的西部地区样本下,环境规制变量系数小于 0 但不显著,说明环境规制能促进东部和中部城市产业结构升级发展,而对西部城市产业结构升级可能产生抑制作用。三个控制变量在三个地

区具有一致性,经济发展水平系数显著小于 0,城镇化率系数显著大于 0,技术进步统计不显著,说明经济发展水平会弱化产业结构升级,而城镇化的推进有助于产业结构升级,技术进步对产业结构升级的影响不明显。再观察与空间地理权重 W1 相关的两个变量,可以看到 W1×uis_{it} 系数均大于 0,说明产业结构具有空间正向溢出效应,这和 Moran I 指数的结果一致。W1×er_{it} 系数均显著小于 0,说明相邻城市环境规制加强,会导致部分第二产业资本流入本城市,降低本城市的产业结构升级水平。

列(4)~(6)是引入环境规制与地方政府竞争交互项的估计结果,三个模型均选择了固定效应。可以看到单独的环境规制变量在东部和中部地区样本下仍然显著为正,在西部地区样本下显著为负,与列(1)~(3)基本一致。交互项系数在三个样本下均显著为负,说明地方政府竞争会降低东部和中部地区环境规制的产业结构升级正效应,并进一步加大西部地区环境规制的产业结构升级负效应。三个控制变量的系数符号和显著性基本与列(1)~(3)一致。空间变量中,可以看到 W1×uis_{it} 系数均大于 0,而 W1×er_{it} 系数均显著小于 0,与前面相同,再次表明城市间产业结构具有正向空间相关性。同时,环境规制也存在空间溢出效应,相邻城市环境规制程度上升会弱化本城市的产业结构升级,这一结论在三个地区均存在。对于 W1×(er×com)_{it} 变量,可以看到在三个地区样本间存在较大差异,在东部城市样本下系数为正但不显著,在中部城市样本下系数显著为正,在西部城市样本下系数显著为负。该变量反映的是地方政府竞争和环境规制加强的交互作用,本地政府竞争加剧,会导致工业资本流入本地,而相邻城市的工业资本进驻将会减少,因此会相对提升相邻城市的产业结构升级水平;本地环境规制加强或导致工业资本流出本地,这些资本很可能进驻相邻城市,因此会相对降低相邻城市的产业结构升级水平。因此,W1×(er×com)_{it} 的系数符号取决于地方政府竞争与环境规制的影响力大小。由此可见,对于东部地区来说,地方政府竞争带来的相邻地区产业结构升级正效应和环境规制带来的相邻地区产业结构升级负效应相抵,使得变量系数不显著;在中部地区,相邻地区政府竞争的正效应大于相邻地区环境规制的负效应;在西部地区则恰好相反,相邻地区政府竞争的正效应小于相邻地区环境规制的负效应。因此,表 3 的结果表明对于东部和中部地区,H1 和 H2 是

成立的,但对于西部地区,H1并不成立。

由以上结果可知,环境规制对产业结构升级的影响存在地区差异性,环境规制对东部和中部地区的产业结构升级具有正效应,而对西部地区的产业结构升级具有负效应。这个结果对于东部和中部地区来说较好解释,环境规制的增强会导致部分环境处理未达标的工业企业退出,使得第三产业产值比重相对增大,从而促进了产业结构升级。而在西部地区,环境规制反而会弱化产业结构升级,对此,笔者认为这与西部地区的产业结构变化趋势有关,表4展示了三个地区在样本期间的第二产业产值比重。

表4 三个地区第二产业产值比重趋势

年份	2005	2007	2009	2011	2013	2015
东部	0.554	0.555	0.537	0.527	0.506	0.466
中部	0.459	0.486	0.508	0.546	0.537	0.497
西部	0.436	0.459	0.476	0.496	0.506	0.505

由表4可知,东部地区第二产业产值比重呈现下降趋势,中部地区在2011年后也开始下降,而西部地区一直处于上升期,说明产业结构升级水平恰好与环境规制存在负相关关系。因此,西部地区环境规制的产业结构升级负效应可能是产业发展某个阶段的结果,并不代表环境规制本身排污约束机制的缺失。这一点从 $W1 \times er_{it}$ 变量的系数上获得验证,西部城市样本下 $W1 \times er_{it}$ 的系数显著小于0,说明本城市环境规制增强仍然会促进部分工业资本流向其他城市,使得其他城市第二产业产值比重增长更快,弱化了该城市产业结构升级水平。

3. 基于经济距离权重的稳健性检验。为检验不同空间权重下上述结论是否存在,下面运用经济距离相近权重进行稳健性检验,选用各地级市2015年的人均生产总值计算经济距离权重 $W2$,结果见表5。由表5可看出,对于主要变量,东部和中部地区样本 er_{it} 系数显著为正,西部地区样本 er_{it} 系数显著为负; $(er \times com)_{it}$ 变量系数均显著为负; $W2 \times er_{it}$ 变量系数在东部地区样本下统计不显著,而在中部和西部地区样本下显著为负; $W2 \times (er \times com)_{it}$ 变量系数则同样表现为在东部样本下不显著,在中部样本下显著为正,在西部样本下显著为负。总体来看,除东部地区环境规制下工业资本可能优先选择地理相邻地区而不是经济相近地区外,其余结果均与表3一致。由此表明前文所得到的结论是稳健的。

六、结论与建议

党的十八大以来我国进入了经济结构调整期,

表5 基于不同空间权重的稳健性检验

变量	uis					
	东部 (1)	中部 (2)	西部 (3)	东部 (4)	中部 (5)	西部 (6)
er_{it}	0.139** (0.024)	0.096*** (0.001)	-0.244* (0.094)	0.664*** (0.000)	0.074** (0.044)	-0.325* (0.068)
$(er \times com)_{it}$				-0.083*** (0.000)	-0.030*** (0.003)	-0.028** (0.044)
$\ln pgdp_{it}$	-0.031 (0.142)	-0.091*** (0.000)	-0.330*** (0.005)	-0.023 (0.309)	-0.182*** (0.000)	-0.339** (0.013)
urb_{it}	0.565*** (0.000)	0.360** (0.048)	1.933* (0.081)	0.632*** (0.000)	0.341* (0.060)	2.072* (0.064)
$tech_{it}$	0.015** (0.010)	0.003 (0.465)	-0.081 (0.918)	0.017*** (0.004)	0.004 (0.276)	-0.083 (0.916)
常数项		0.819*** (0.000)			1.717*** (0.000)	
$W2 \times uis_{it}$	0.907*** (0.000)	0.668*** (0.000)	1.476 (0.133)	0.865*** (0.000)	0.653*** (0.000)	1.568 (0.116)
$W2 \times er_{it}$	-0.273 (0.104)	-0.098** (0.035)	-0.140* (0.081)	-0.067 (0.838)	-0.276* (0.069)	-0.004* (0.093)
$W2 \times (er \times com)_{it}$				0.051 (0.173)	0.070*** (0.003)	-0.040* (0.062)
FE/RE	FE	RE	FE	FE	RE	FE
N	550	759	440	550	759	440

同时对生态环境的保护力度不断加大,这使得“通过环境规制来促进产业结构升级”的论点被广泛讨论。但一些学者认为通过环境规制来促进产业结构转型这一市场机制却受到体制的束缚,原因在于我国财政分权体制下的地方政府竞争。地方政府为了发展经济,不仅会降低环境规制水平,也可能会引进一些质量较低的企业,从而抑制产业结构升级。基于此,本文选取2005~2015年东部50个地级市、中部69个地级市、西部40个地级市的面板数据,利用空间计量模型分析了环境规制对不同地区产业结构升级的空间影响,并进一步探讨地方政府竞争是否对二者的关系产生调节效应。分析表明,东部和中部地区环境规制与产业结构升级存在正相关关系,而西部地区环境规制与产业结构升级存在负相关关系。地方政府竞争将会削弱东中部地区环境规制的产业结构升级正效应,还会加强西部地区环境规制的产业结构升级负效应。对于三个地区而言,环境规制存在空间溢出效应,相邻城市环境规制都将抑制本城市的产业结构升级。此外,在不同地区,地方政府竞争带来的相邻地区产业结构升级正效应与环境规制带来的相邻地区产业结构升级负效应的绝对值不同,这导致了环境规制与政府竞争的空间溢出效应相异。

结合以上结论,本文提出以下政策性建议:

其一,要修正和完善地方政府官员考核制度,综合上级政府评价和民意评价两个方面。西方发达国家之所以能产生环境“逐顶竞争”,最大程度上取决于民众有权选择本地区的政府官员。而在我国,上级政府大多以地方生产总值作为对下级政府的主要考核标准,这就导致民众期盼的社会公共服务、民生福利等与地方政府官员的晋升动机相违背。随着我国经济结构的转型,中央对地方官员考核制度的转变,地方政府的执政目标已渐渐发生改变,但目前来看,转变还不够深入,为此,要继续因地制宜,依城考评,要将包含环境在内的民生福利考核指标权重提高,将更多的权利交给民众。

其二,加强地区间的环境合作,避免经济欠发达地区重新走“先污染后治理”的粗放型发展老路。目前很多地区特别是经济落后地区的地方政府竞争程度更强,地方政府竞争带来的产业结构升级负效应要强于环境规制带来的产业结构升级正效应,表明经济落后地区往往会优先发展经济,再通过经济发展来治理环境。这也是我国过去二三十年大多数地方政府走过的道路,显然重新走这条道路不再可取。为此,地方政府在寻求经济发展和吸引外资过程中,要对进驻企业进行条件性筛选,优先引进服务业企业、绿色工业企业以及符合本地区产业发展方向的企业。不同地区间要增强环境合作意识和发达地区带动欠发达地区发展的意识,避免采用促经济损环境的粗放型发展方式。

主要参考文献:

- [1] 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(1): 77~86.
- [2] Burton D. M., Gomez I. A., Love H. A.. Environmental regulation cost and industry structure changes[J]. Land Economics, 2011(3): 545~557.
- [3] Zhao X., Zhao Y., Zeng S., Zhang S.. Corporate behavior and competitiveness: Impact of environmental regulation on Chinese firms[J]. Journal of Cleaner Production, 2015(86): 311~322.
- [4] 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): 100~108.
- [5] 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.
 - [6] 胡建辉. 高强度环境规制能促进产业结构升级吗?——基于环境规制分类视角的研究[J]. 环境经济研究, 2016(2): 76~92.
 - [7] 程中华, 李廉水, 刘军. 环境规制与产业结构升级——基于中国城市动态空间面板模型的分析[J]. 中国科技论坛, 2017(2): 66~72.
 - [8] Domazlicky B. R., William L.. Weber does environmental protection lead to slower productivity growth in the chemical industry?[J]. Environmental and Resource Economics, 2004(3): 301~324.
 - [9] 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.
 - [10] 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.
 - [11] Levinson A., M. S. Taylor. Unmasking the pollution haven effect[J]. International Economic Review, 2008(1): 223~254.
 - [12] 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——基于中国制造业的面板数据[J]. 管理世界, 2010(10): 87~98.
 - [13] Tiebout C. M.. A pure of local expenditures[J]. Journal of Political Economy, 1956(5): 416~424.
 - [14] Kuncce M., Shogren J. F.. Destructive interjurisdictional competition: Firm, capital and labor mobility in a model of direct emission control[J]. Ecological Economics, 2007(3): 543~549.
 - [15] 张华. “绿色悖论”之谜: 地方政府竞争视角的解读[J]. 财经研究, 2014(12): 114~127.
 - [16] 傅强, 马青, Bayanjargal S.. 地方政府竞争与环境规制: 基于区域开放的异质性研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2016(3): 69~75.
 - [17] 邓玉萍, 许和连. 外商直接投资、地方政府竞争与环境污染——基于财政分权视角的经验研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2013(7): 155~163.
 - [18] 刘建民, 陈霞, 吴金光. 财政分权、地方政府竞争与环境污染——基于272个城市数据的异质性与动态效应分析[J]. 财政研究, 2015(9): 36~43.
- 作者单位: 武汉工商学院管理学院, 武汉 430065