

环境规制对绿色全要素生产率的 空间溢出效应研究

刘成坤¹

(江西财经大学 统计学院, 南昌 330013)

【摘要】:基于中国31个省区市1998—2018年的面板数据,采用SBM方向性距离函数和Malmquist-Luenberger指数测算各省的绿色全要素生产率,建立空间动态杜宾模型研究了环境规制对绿色全要素生产率的影响及溢出效应。结果显示:绿色全要素生产率存在显著的惯性特征,环境规制对绿色全要素生产率的影响及空间溢出效应均显著为负。此外,环境规制对绿色全要素生产率的影响存在显著的区域异质性。最后,根据实证研究的结果得出了相关的政策启示。

【关键词】: 环境规制 绿色全要素生产率 空间动态杜宾模型

0 引言

随着我国经济总量的迅速增长,主要依靠投资和要素驱动经济增长的粗放型发展方式带来了严重的环境污染问题,大气雾霾、水体污染、垃圾围城以及土地荒漠化等环境问题日益突出。党的十九大报告中明确提出“要推动中国经济发展质量变革、效率变革、动力变革,提高全要素生产率”。为了治理环境污染,提高经济发展质量,近年来,一系列旨在改变环境污染现状的法律法规应运而生,但收效甚微。当政府通过环境规制对环境施加约束时,企业的生产方式必然会随之改变,进而对绿色全要素生产率产生影响。环境规制对绿色全要素生产率产生的影响究竟是正向的还是负向的?环境规制政策的实施是否会产生空间溢出效应?这些问题值得进行深入探索。

近几十年来,关于“环境规制能否推动生产率增长”这一问题的研究与日俱增,由此形成了几种不同的观点。第一种,环境规制会促进生产率的提升。Porter和Linde认为,恰当的环境规制能够激励企业采用先进的生产技术和方式,提高资源利用效率,进而推动全要素生产率的提升,这一观点被学术界称为“波特假说”^[1]。原毅军和谢荣辉的研究结果显示,环境规制显著促进了工业绿色全要素生产率的增长^[2]。第二种,环境规制会抑制生产率的提升。Walley和Whitehead认为,政府实施环境规制会导致企业的生产性投资和技术创新投入减小,进而抑制全要素生产率的增长^[3]。李春米和毕超运用DEA-Malmquist的研究结果表明,环境规制对工业技术进步具有显著的负向作用,间接制约了工业全要素生产率的提升^[4]。第三种,环境规制对生产率的影响呈非线性关系。殷宝庆基于国际垂直专业化视角,研究了环境规制对我国制造业绿色全要素生产率的影响,发现环境规制强度与制造业绿色全要素生产率之间符合“U”型关系^[5]。然而,Wang和Shen的研究结果则显示,环境规制与绿色全要素生产率之间呈倒“U”型关系^[6]。

以上文献表明,环境规制对生产率影响问题的研究由来已久,并取得了丰富的研究成果,学者们基于不同的视角或者以不同

¹**作者简介:**刘成坤,经济学博士,江西财经大学统计学院讲师、硕士生导师,研究方向:宏观经济计量分析、宏观经济增长与发展。

基金项目:国家自然科学基金地区项目——“人口老龄化对制造业高质量发展的影响及对策研究”(项目编号:72063009;项目负责人:刘成坤)成果之一

的研究方法得出的研究结论也大相径庭。然而,生产率的提升是一个动态过程,可能具有惯性特征,即前一期的生产率会对后一期的生产率产生影响。此外,经济活动通常都不是相互独立的,各地区的环境规制和生产率可能存在空间依赖性。但从现有的文献来看,鲜有学者同时将生产率的这两个特点同时考虑在内,研究环境规制对生产率的影响。本文拟同时将绿色全要素生产率的动态效应和空间效应考虑在内,构建空间动态杜宾模型研究环境规制对绿色全要素生产率的影响及溢出效应。

1 模型构建与数据说明

1.1 绿色全要素生产率的测算

参考陈超凡的研究^[7],本文采用 SBM 方向性距离函数和 Malmquist-Luenberger (ML) 生产率指数对中国各省份的绿色全要素生产率进行测算,由于已有相关的文献对该方法进行了详细介绍,本文不再赘述。

绿色全要素生产率的测算包含 3 类指标:投入指标、期望产出指标和非期望产出指标。本文中的投入指标包括劳动、资本和能源。本文选用就业人员数来衡量劳动投入,选用固定资本存量来衡量资本投入,选用电力消费量来衡量能源投入。对于期望产出指标,本文采用国内生产总值来衡量。对于非期望产出指标,主要包括废水、废气和固体废弃物,分别使用工业废水排放量、CO₂排放量和工业固体废弃物排放量 3 个指标来衡量。

1.2 实证模型的构建

为研究环境规制对绿色全要素生产率的影响,设定基准模型 (1):

$$gtfp_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 er_{i,t} + \beta_j x_{i,t} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,gtfp 为绿色全要素生产率;er 为环境规制程度;x 为控制变量; μ 为个体固定效应; v 为时间固定效应;i 为省份,t 为年份,j 为控制变量的个数; β 为待估计参数; ε 为随机扰动项。

对于环境规制强度,其度量指标较多,学者们基于不同的研究视角选择的度量指标存在较大差异,还未形成统一的共识。鉴于中国当前的发展阶段中治理环境污染的主要措施是行政命令型环境规制,本文选择环境污染治理投资额作为环境规制强度的衡量指标。

本文在参考现有相关文献的基础上,选择具有代表性的变量作为控制变量^[8,9]。具体包括:人力资本积累,选用每十万人在校大学生数来衡量;工业化发展水平,选用规模以上工业企业数来衡量;城镇化率,选用城镇人口数占总人口的比重来衡量;研发水平,选用专利申请授权数来衡量;贸易开放度,选用进出口总额占 GDP 的比重来衡量。

由于绿色全要素生产率可能存在“动态效应”,将滞后一期的绿色全要素生产率加入模型 (1) 中,可将模型 (1) 扩展为动态面板模型:

$$gtfp_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 gtfp_{i,t-1} + \beta_2 er_{i,t} + \beta_j x_{i,t} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

然而,我国地域辽阔,各省份之间的经济合作日益频繁,绿色全要素生产率可能存在空间依赖性。因此,将“空间效应”纳

入模型(2)中,将模型(2)进一步扩展为空间动态面板模型。因此,考虑到绿色全要素生产率可能同时存在“动态效应”和“空间效应”,本文选择空间动态杜宾模型研究环境规制对绿色全要素生产率的影响,得到模型(3):

$$gtfp_{i,t} = \beta_0 + \tau gtfp_{i,t-1} + \Psi wgtfp_{i,t-1} + \rho wgtfp_{i,t} + \beta_2 er_{i,t} + \delta wer_{i,t} + \beta_j x_{i,t} + \gamma wx_{i,t} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, w 为空间权重矩阵, 本文选择地理距离矩阵作为研究的空间权重矩阵, 即 $w_{ij}=1/d_{ij}^2$, 其中 d_{ij} 为 i 省份和 j 省份行政中心间的地理距离。 ρ 为空间自回归系数, 表示邻近区域因变量对本地因变量的影响。

1.3 数据来源与变量说明

基于数据的可得性, 本文的样本长度为 1998—2018 年, 研究对象为中国 31 个省市自治区。为了研究环境规制对绿色全要素生产率影响的区域异质性, 参考张成等人的研究, 将 31 个省市自治区划分为东部地区、中部地区和西部地区^[8]。本文用到的数据均来源于历年的《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国环境统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》。对于部分缺失值, 本文采用线性插值法进行填充。为了缓解数据的波动性及可能存在的异方差, 在进行实证分析时将污染治理投资额、每十万人在校大学生数、规模以上工业企业数和专利申请授权数等几个绝对变量进行对数化处理, 各变量的描述性统计结果如表 1 所示。

2 实证结果与分析

2.1 全国层面的实证结果分析

利用 SBM 方向性距离函数和 Malmquist-Luenberger (ML) 生产率指数测算全国各省份的绿色全要素生产率, 本文借鉴原毅军和谢荣辉^[2]的研究方法对 ML 生产率指数进行处理。

在实证分析之前, 为避免伪回归问题, 对所选取的变量进行平稳性检验和多重共线性检验。检验结果显示, 各变量均为平稳变量, 且变量之间不存在多重共线性, 可用于进行实证分析。在建立空间动态杜宾模型前, 还需要对模型的核心解释变量和被解释变量的空间相关性进行检验, 如果空间相关性不显著, 则没有必要建立空间动态杜宾模型。本文采用 Moran's I 指数对这两个变量的空间相关性进行检验, 从检验结果来看, 多数年份的绿色全要素生产率以及所有年份的环境规制存在显著的正向空间相关性。因此, 有必要使用空间动态杜宾模型研究环境规制对绿色全要素生产率的影响, 本文采用极大似然估计法对空间动态模型进行估计。根据 AIC 和 BIC 准则筛选出最优模型为时空动态模型, 对其空间溢出效应进行分解后的估计结果如表 2 所示。

表 1 变量的描述性统计结果

变量	符号	均值	标准差	最小值	最大值
绿色全要素生产率	gtfp	1.61	0.75	0.56	5.88
就业总人数/万人	emp	2361	1644	118	6808
固定资本存量/亿元	cap	8378	6608	298	30493
电力消费量/亿千瓦时	elc	1169	1126	0.39	6323
国内生产总值/亿元	gap	12799	15030	91	97278

二氧化硫排放量/万吨	so ₂	60	44	0.07	200
废水排放总量/万吨	wad	129891	144167	612	938261
工业固体废物排产生量/万吨	isw	6709	7323	5.49	45576
污染治理投资额/亿元	er	156	183	0.05	1417
每十万人在校大学生数/万人	stu	1930	1155	116	6897
规模以上工业企业数/个	nes	9850	12148	56	65495
城镇化率	urb	0.49	0.16	0.17	0.90
专利申请授权数/件	npg	22270	48288	7	478082
进出口总额占 GDP 比重	pot	0.29	0.37	0.02	1.72

表 2 空间溢出效应的估计结果

变量	短期效应			长期效应		
	直接效应	间接效应	总效应	间接效应	直接效应	总效应
ln _{er}	-0.088***	-0.693***	-0.781***	-1.247	-1.186	-2.432***
	(0.019)	(0.082)	(0.090)	(30.385)	(30.294)	(0.568)
ln _{stu}	-0.142***	-0.836***	-0.978***	-2.290	-0.755	-3.045***
	(0.050)	(0.146)	(0.156)	(30.471)	(30.418)	(0.756)
ln _{nes}	-0.056*	0.434***	0.378***	1.929	-0.761	1.168***
	(0.032)	(0.113)	(0.118)	(47.640)	(47.554)	(0.414)
urb	3.696***	21.569***	25.265***	51.812	26.857	78.669***
	(0.493)	(1.728)	(1.917)	(1045.839)	(1043.120)	(16.461)
ln _{npg}	-0.092***	-1.312***	-1.404***	-3.957	-0.415	-4.372***
	(0.035)	(0.122)	(0.128)	(16.759)	(16.661)	(0.909)
pot	-0.433***	0.522***	0.089	8.799	-8.498	0.300
	(0.079)	(0.201)	(0.215)	(250.556)	(249.843)	(0.996)

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著。下同。

直接效应是指本地效应，间接效应是指省际溢出效应。由表 2 可知，从短期效应的结果来看，环境规制对绿色全要素生产率的直接效应和间接效应均显著为负，这与陈超凡的研究结果是类似的^[7]。其原因在于，一方面，中国的环境规制以排放约束和污染治理为主要出发点，目前施行的环境政策大多是以节能减排为导向的，最终的目标是使环境污染和产业绩效在此消彼长中实现均衡，即环境规制对绿色全要素生产率的影响尚未越过“波特拐点”。另一方面，正如沈坤荣等学者所指出的，环境保护与经济增长是一个两难选择，非此即彼的环境政策容易刺激地方政府的机会主义和短视行为，如中心地区环境规制会引发污染就近转移问题，进而阻碍邻近区域绿色全要素生产率的提高^[10]。人力资本积累的直接效应和间接效应也显著为负，其原因可能在于，虽然近十几年来我国从业人员的整体素质大幅上升，但是我国目前还处于工业化中后期，尤其是近年来我国重化工业发展趋势明显，人力资本积累对我国重化工业的发展产生了很大的推动作用，但与此同时也导致了环境质量的恶化，进而对绿色全要素生产率产生不利影响。工业化发展水平的直接效应显著为负，但间接效应显著为正，说明工业化发展水平的提高会对当地的绿色全要素生产率产生显著的不利影响，但有利于推动邻近区域绿色全要素生产率的提升。城镇化率的直接效应和间接效应均显著为正，且影响程度明显大于其他几个变量，说明城镇化率会对当地及邻近区域绿色全要素生产率的提高产生极大的推动作用，这主要是由于随着城镇化水平的深入发展，大量剩余农业劳动力不断向第二产业和第三产业转移，产业结构不断优化，进而对绿色全要素生产率的提升产生促进作用。研发水平的直接效应和间接效应均显著为负，这是由我国当前所处的经济发展阶段所决定的，目前我国在环境治理方面的力度还极其有限，企业在绿色研发方面的投入还远远落后于发达国家，研发水平对绿色全要素生产率的积极影响还尚未凸显。贸易开放度的直接效应为负，间接效应为正，说明贸易开放度的提高会阻碍当地的绿色全要素生产率，但会显著推动邻近区域绿色全要素生产率的提高。此外，从长期效应的结果来看，所有变量的直接效应和间接效应均不显著。

2.2 区域层面的实证结果分析

由于环境规制对绿色全要素生产率的影响可能存在区域异质性。因此，将中国 31 个省市区划分为东、中、西部三大区域后，再次根据模型 (3) 建立区域层面的空间动态杜宾模型，并根据 AIC 准则和 BIC 准则选择最优模型，各区域空间动态杜宾模型的溢出效应分解结果如表 3 所示。

由表 3 可知，在短期内，环境规制对东部和西部地区绿色全要素生产率的影响均不显著，仅会对中部地区的绿色全要素生产率产生显著的消极影响。其原因在于，其一，随着我国人口老龄化程度的加剧，适龄劳动人口数量日益下降，劳动力成本优势已逐渐丧失，东部地区的制造业开始逐步向劳动力成本较低的中部地区转移，而这些制造业大多为高消耗、高污染的行业，制造业的转移削弱了环境规制对东部地区绿色全要素生产率的影响。其二，为了符合环境规制的要求，企业不仅需要对污染物排放支付一定的治理费用或排污费用，并且还需要投入一定的研发费用用于节能减排，在东部地区制造业大量向中部地区转移的背景下，环境规制会对中部地区的绿色全要素生产率产生显著的阻碍作用。其三，对于西部地区，虽然环境规制也会对企业产生类似于中部地区的影响，但与中部地区相比，西部地区的自然资源和劳动力资源更加丰富，制造业企业相对较少，环境污染程度较低，环境规制对西部地区绿色全要素生产率影响相对较小。环境规制对东部和中部地区的间接效应显著为负，对西部地区的间接效应显著为正，说明环境规制对三大区域均会产生显著的空间溢出效应。此外，各控制变量对东、中、西部三大区域的绿色全要素生产率的直接效应和间接效应也存在较大差异。因此，不仅环境规制对各地区绿色全要素生产率的影响存在区域异质性，各控制变量对各地区绿色全要素生产率的影响也存在类似特征。

表 3 区域层面短期空间溢出效应的估计结果

变量	东部地区		中部地区		西部地区	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
lner	-0.012	-0.513***	-1.921***	-3.550***	0.090	1.509***

	(0.056)	(0.184)	(0.139)	(0.436)	(0.070)	(0.057)
lnstu	-0.031	-0.496	0.612***	-0.297	-0.077	-3.816***
	(0.106)	(0.418)	(0.121)	(0.243)	(0.188)	(0.137)
lnnes	0.059	-0.683	2.164***	3.336***	-2.033***	-1.363***
	(0.116)	(0.634)	(0.137)	(0.463)	(0.053)	(0.209)
urb	3.250**	13.120**	17.673***	77.345***	16.180***	116.470***
	(1.283)	(6.227)	(2.758)	(6.688)	(4.836)	(3.976)
lnnpg	-0.134	-0.582	-2.511***	-7.770***	-0.863***	0.428***
	(0.085)	(0.396)	(0.263)	(0.733)	(0.054)	(0.096)
pot	0.027	0.585	27.263***	49.453***	-1.612***	1.761***
	(0.197)	(0.617)	(1.863)	(5.754)	(0.240)	(0.420)

3 结论与启示

目前,关于环境规制对绿色全要素生产率影响的研究已较为丰富,但鲜有学者同时考虑绿色全要素生产率的“动态效应”和“空间效应”。因此,本文采用SBM方向性距离函数和ML指数测算了我国31个省市区的绿色全要素生产率,并实证研究了环境规制对绿色全要素生产率的影响。研究表明:样本期间我国的绿色全要素生产率呈波动上升趋势;绿色全要素生产率既存在“动态效应”又存在“空间效应”;环境规制对绿色全要素生产率的影响及溢出效应均显著为负。此外,进一步的研究结果还显示,环境规制对绿色全要素生产率的影响存在显著的区域异质性。因此,本文的启示如下:

第一,适度调整环境政策的规制方向,鼓励企业提升绿色技术创新能力。

由于我国的环境规制主要是命令控制型的,环境污染的治理投入主要用在了废气、废水以及固体废弃物的整治和清除方面,并未从源头上减少污染物的产生,因此,这种环境规制的方式收效甚微,治标不治本。为了达到标本兼治的效果,需要适度调整环境政策的规制方向,鼓励企业提升绿色技术创新能力,从源头上减少环境污染。一方面,政府应该加大对企业绿色技术创新的扶持力度,降低企业进行绿色技术创新的研发风险;另一方面,推动区域间的产学研联合创新,扩大绿色技术创新的外溢效应,实现本地和邻近区域绿色技术创新资源和成果的共享。

第二,充分考虑地区经济发展差距,制定差异化的环境规制政策。

我国地域辽阔,资源分布极不均衡,这就导致我国各地区的经济发展程度存在较大差异,环境规制对绿色全要素生产率的影响也各不相同。因此,在制定环境规制政策时,既要遵循中央政府对于环境治理的整体方向,同时又要考虑各地区的实际情况,因地制宜地制定适合当地产业结构和经济发展阶段的环境政策。如对于东部地区,应充分鼓励企业发展技术含量高、环境污染少的技术密集型产业;对于中部地区,可以设立企业绿色技术研发的专项资金,充分激发企业进行绿色技术研发的主动和积极性,为进行绿色技术研发的企业提供低息融资、税收优惠等条件;对于西部地区,可充分利用当地的能源和资源优势,如建立清洁能源产业园,积极推进水力发电、风力发电以及太阳能发电等行业的发展。

第三，构建一体化生态监控系统，健全和完善环境规制体系。

虽然国家已出台一系列关于环境保护的法律法规，但是环境污染问题一直屡禁不止，甚至还有愈演愈烈的趋势。其原因在于，一方面，我国环境污染的违法代价较低，很多企业在生产过程中为了追求盈利不惜以身试法；另一方面，我国的生态监控系统还不够健全，导致很多地方的环境污染还无法监测。为了实现环境与经济的双赢，在制定环境政策时，一是要充分利用“市场激励型”的规制工具，如灵活应用排污权交易、环境税以及回收利用系统等手段；二是各地区应明令禁止国家淘汰的落后产能和不符合国家环保政策等项目的引进，严格把关高耗能、高排放、高污染的建设项目，增强经济发展的可持续性，引导企业向绿色、生态、无污染的方向转型升级。

参考文献:

[1]PORTER M E,VAN DER LINDE C.Toward a new conception of the environment-competitive relationship[J].Journal of economic perspective,1995,9(4):97-118.

[2]原毅军,谢荣辉.FDI、环境规制与中国工业绿色全要素生产率——基于 Luenberger 指数的实证研究[J].国际贸易问题,2015(8):84-93.

[3]WALLEY N,WHITEHEAD B.It's not easy being green[J].Harvard Business Review,1994,72(3):46-51.

[4]李春米,毕超.环境规制下的西部地区工业全要素生产率变动分析[J].西安交通大学学报(社会科学版),2012,32(1):18-22.

[5]殷宝庆.环境规制与我国制造业绿色全要素生产率——基于国际垂直专业化视角的实证[J].中国人口·资源与环境,2012,22(12):60-66.

[6]WANG Y,SHEN N.Environmental regulation and environmental productivity:The case of China[J].Renewable and Sustainable Energy Reviews,2016,62(C):758-766.

[7]陈超凡.中国工业绿色全要素生产率及其影响因素——基于 ML 生产率指数及动态面板模型的实证研究[J].统计研究,2016,33(3):53-62.

[8]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.

[9]傅京燕,胡璟,曹翔.不同来源 FDI、环境规制与绿色全要素生产率[J].国际贸易问题,2018(7):134-148.

[10]沈坤荣,金刚,方娴.环境规制引起了污染就近转移吗?[J].经济研究,2017(5):44-59.