

环境规制对城市绿色全要素生产率的影响

李德山, 张郑秋

(西南科技大学 经济管理学院, 四川 绵阳 621010)

摘要: 随着生态文明建设的不断深入,政府通过环境规制政策来提升绿色全要素生产率(GTFP),这对于推进经济高质量发展具有重要的现实意义。基于全国2003—2016年261个地级城市的面板数据,采用兼有径向和非径向特点的EBM-Window-Malmquist-Luenberger模型对城市绿色全要素生产率的变动进行测算,运用广义矩估计(GMM)模型和非可加性面板分位数回归(QRPD)模型分析环境规制对城市绿色全要素生产率变动的影响。研究发现:(1)中国东部、中部、西部以及东北部的城市绿色全要素生产率变动呈现出“倒U形”的特点,且纯技术效率变动是影响城市绿色全要素生产率变动的主要因素;(2)环境规制与城市绿色全要素生产率之间并不存在正向或者负向的线性关系,而是存在显著的“倒U形”关系;(3)不同分位点上环境规制对绿色全要素生产率变动的影响表现出明显的异质性,即在较低的分位点上环境规制对城市绿色全要素生产率的影响更大,较高分位点上环境规制对城市绿色全要素生产率的影响相对较小。

关键词: 环境规制; 城市绿色全要素生产率; 面板分位数回归模型

中图分类号: F124.6; X821

文献标识码: A

文章编号: 1009-3370(2020)04-0039-10

随着中国工业化和城市化进程的不断加快,城市人口在生产和生活中消耗了大量的能源,致使环境污染问题日益凸显。《世界空气质量报告(2018)》统计显示,全球污染最严重的100个城市中,中国城市占比57%。同时,2018年中国生态环境部公布的环境空气质量排名靠后的20个城市中,山西晋中、临汾等城市也被纳入大气污染联防联控重点区域,这表明目前中国城市环境保护问题依然十分严峻。为此,十九大报告明确提出要“推动经济发展质量变革、效率变革和动力变革,提高全要素生产率”^①。可见,要实现中国城市的“高质量发展”,最重要的一个途径就是在新型城镇化发展过程中不断提升城市绿色全要素生产率。近年来,中国政府制定和完善了一系列环境政策来促进经济高质量发展,如2007年在中国11个省市进行了SO₂排污交易试点;2018年7月重新修订《环境空气质量标准》;2018年10月重新修订《大气污染防治法》。那么,环境规制对城市绿色全要素生产率的实际影响如何?是阻碍还是促进呢?同时,环境规制对城市绿色全要素生产率的影响是否存在地区异质性?这些是本文研究的重点。本文通过测算中国城市的绿色全要素生产率,并在此基础上研究环境规制与城市绿色全要素生产率的关系,以为政府制定环境规制政策提供一定的参考依据。

一、文献综述

关于环境规制与绿色全要素生产率之间的关系,学术界尚存在一定的争议。根据已有研究^[1-2],环境规制强度对绿色全要素生产率的影响主要存在以下三种观点:第一种观点是“遵循成本”效应,即环境规制阻碍了绿色全要素生产率的提高。该观点认为,严格的环境规制会增加企业的污染治理成本,抑制企业的研发创新活动,从而对绿色全要素生产率产生抑制作用^[3-4]。如Yuan和Xiang^[5]测算了中国制造业企业的绿色全要素生产率,研究发现,环境规制产生的污染治理成本对研发投入存在挤出效应,并不支持“波特假说”;伍格致和游达明^[6]利用中国30个省级数据研究发现,环境规制在全国层面增加了企业的成本负担,抑制了企业的技术创新,对绿色全要素生产率具有抑制作用。第二种观点是“波特假说”,即环境规制促进了绿色全要素生产率的提高。该观点认为,合理的环境规制可以促进企业进行技术创新,抵消企业的环境治理成本,进而提高绿色全

收稿日期:2019-10-18

基金项目:国家自然科学基金项目“‘一带一路’与中国西部发展”(71742004);教育部人文社科青年基金项目“人口转变、技术创新与中国长期经济增长研究”(19YJC790057);四川省循环经济研究中心项目“绿色发展视角下中国制造业资本配置效率测度及其影响因素研究”(XHJJ-1904);四川省科技厅软科学项目“创新驱动视角下国防科技成果市场化再研发的机制与对策研究”(18ZR0142)

作者简介:李德山(1984—),男,博士,副教授,E-mail:lwfaaa3@sina.com

①<http://theory.people.com.cn/n1/2017/1116/c40531-29649519.html>

要素生产率^[7-9]。如 Chen 等^[9]采用方向距离函数(DDF)和 Global Malmquist-Luenberger(GML)生产率指数测算中国 36 个工业行业的绿色全要素生产率,发现环境规制对绿色全要素生产率具有促进作用,自主研发相较于技术引进对中低度污染行业的绿色全要素生产率促进作用更为明显;何爱平和安梦天^[10]采用 SBM 模型测算了中国区域绿色发展效率的差异,并根据动态面板数据模型研究发现,环境规制对绿色发展效率的提高具有显著的促进作用。第三种观点认为,环境规制与绿色全要素生产率之间存在非线性关系^[11-14]。如 Zhou 等^[15]使用 SBM-Luenberger 生产率指数测算中国省份绿色全要素生产率,借助面板门限模型发现,环境规制与绿色全要素生产率存在非线性关系;蔡乌赶和周小亮^[16]利用中国 30 个省份数据,研究发现,市场激励型环境规制工具对绿色全要素生产率的影响为“倒 U 形”,而自愿性协议环境规制工具与绿色全要素生产率之间呈“U 形”关系。

综上所述,本文发现既有研究尚存在以下不足之处:(1)以往文献在测算绿色全要素生产率的方法上大多采用径向或者非径向的方向性距离函数,较少考虑混合径向的问题。由于企业在实际生产过程中,投入与产出之间会同时存在径向和非径向关系,如能源投入与环境污染往往具有同比例变动关系,而劳动力等投入要素与环境污染往往是非同比例变动关系^[17-18],若采用传统的 CCR 等径向 DEA 模型或 SBM 等非径向 DEA 模型,容易导致测算结果出现偏差。(2)现有文献大多认为环境规制与全要素生产率之间是线性关系,即将“波特假说”和“遵循成本假说”作为独立的研究主题分开进行研究。而实际上环境规制对绿色全要素生产率的影响可能存在促进、阻碍或一种综合关系。同时,由于中国城市在经济发展水平和资源禀赋等方面均存在较大差异,而现有文献较少研究环境规制对绿色全要素生产率的区域异质性影响。因此,本文首先采用中国 2003—2016 年 261 个地级市层面数据,基于混合距离函数(EBM)的 Windows-Malmquist-Luenberger 模型对城市绿色全要素生产率进行动态评价,并在此基础上利用广义矩估计(GMM)等模型来验证环境规制与城市绿色全要素之间的关系;其次使用非可加性的面板分位数回归(QRPD)模型检验环境规制对城市绿色全要素生产率的异质性影响。

二、绿色全要素生产率测算与计量模型设定

(一)绿色全要素生产率测算方法

1. 混合距离函数模型

本文采用 Tone 和 Tsutsui^[19]兼容径向和非径向特点的混合距离函数,即 EBM 模型。相较于传统的固定规模报酬下的 CCR 模型和基于松弛变量的 SBM 模型,EBM 模型能有效避免 CCR 模型因未考虑松弛变量而使结果高于实际效率水平的问题,以及可以避免 SBM 模型因忽略投入要素之间的线性关系而使结果低于实际效率水平的问题。考虑非期望产出的投入导向型 EBM 模型如下

$$y^* = \min \frac{\theta - \varepsilon_x (1 / \sum_{i=1}^m w_i^-) \sum_{i=1}^m w_i^- s_i^- / x_{ik}}{\varphi + \varepsilon_y (1 / \sum_{r=1}^q w_r^g) \sum_{r=1}^q w_r^g s_r^g / y_{rk} + \varepsilon_z (1 / \sum_{t=1}^p w_t^b) \sum_{t=1}^p w_t^b s_t^b / z_{tk}}$$

$$\text{s.t.} \quad \begin{aligned} X\lambda + s_i^- &= \theta x_k \\ Y^g \lambda - s_r^g &= \varphi y_k \\ Z^b \lambda + s_t^b &= \varphi z_k \\ \lambda, s_i^-, s_r^g, s_t^b &\geq 0 \end{aligned} \quad (1)$$

其中, y^* 为效率最优值; θ 为径向效率值; w_i^- 、 w_r^g 和 w_t^b 分别表示投入、期望产出和非期望产出的权重,且 $\sum w = 1$; ε_x 为包含径向效率值和非径向松弛的参数,当 $\varepsilon_x = 0$ 时,EBM 将简化为投入导向的 CCR 模型,当 $\theta = \varepsilon_x = 1$ 时,该模型将转变为 SBM 模型。同时,参考王锋和冯根福^[20]、曾勇等^[21]的窗口(Window)模型,通过将决策单元与同一时期其他决策单元之间和不同时期决策单元之间进行比较,以达到扩大样本容量的效果,使测算结果更为准确可靠。

2. Malmquist-Luenberger 指数模型

Malmquist-Luenberger 指数模型主要用于测算考虑非期望产出的绿色全要素生产率变动,从 t 到 $t+1$ 期

的绿色全要素生产率的变动(GML指数)测算公式如下

$$GML_t^{t+1} = \left[\frac{D_0^t(x^t, y^t, b^t, g^t)}{1 + D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}, g^{t+1})} \times \frac{D_0^{t+1}(x^t, y^t, b^t, g^t)}{1 + D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}, g^{t+1})} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (2)$$

其中, $D_0^t(x^t, y^t, b^t, g^t)$ 为 t 时期的距离函数, 表示决策单元与有效生产前沿面之间的距离。若 $GML_t^{t+1} > 1$, 表明从 t 期到 $t+1$ 期城市绿色全要素生产率得到提高, 反之, 则降低。GML 指数可分解为技术效率变动(TEC)指数和技术进步(TC)指数的乘积, 进一步地, TEC 又可继续分解为决策单元的纯技术效率变动(PTEC)指数和规模效应变动(SEC)指数两部分。

(二) 计量模型设定

本文将环境规制作为核心解释变量, 考虑到绿色全要素生产率变动(GML)是一个连续动态的过程, 可能存在滞后效应。因此, 将 GML 取对数后的滞后项纳入计量模型, 构建如下动态面板模型

$$\ln GML_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ER_{i,t} + \alpha_2 ER_{i,t}^2 + \alpha_3 \ln GML_{i,t-1} + X_{i,t} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, i 为城市; t 为年份; $ER_{i,t}$ 为当期环境规制强度; $\ln GML_{i,t-1}$ 为 GML 取对数后的滞后项; $X_{i,t}$ 为控制变量的集合; u_i 为个体固定效应, 用以控制不同城市之间的差异; λ_t 为时间固定效应, 用以去除趋势项; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

模型(3)中变量选取和衡量方法说明如下: (1)被解释变量: 绿色全要素生产率变动(GML), 以 EBM-Window-Malmquist-Luenberger 模型测算出的 GML 指数表示。(2)核心解释变量: 环境规制(ER), 选取污水处理厂集中处理率、固体废弃物综合利用率和 SO_2 去除率来度量城市环境规制强度。这里借鉴董直庆和王辉^{[22]100-118} 计算单位经济产出排放综合指标的方法, 将三类污染去除率转换为综合指标, 该综合指标值越大, 表明环境规制强度越大。(3)主要控制变量: 一是研发投入(rinp), 以 2000 年为基期, 采用各城市所对应省份的生产总值指数进行平减, 用人均政府科学事业费支出的可比价表示; 二是交通基础水平(trans), 用人均货运量表示; 三是外商直接投资(fdi), 用外商投资工业企业总产值占该地区工业总产值的比重表示; 四是经济发展水平(agdp), 以 2000 年为基期, 采用各城市所对应省份的生产总值指数进行平减, 用人均 GDP 表示; 五是财政干预度(gov), 选取财政预算内支出占财政预算内收入的比重; 六是产业结构比重(indu), 选取第二产业产值占该城市 GDP 的比重; 七是规模以上工业企业数(Sfirm), 采用规模以上的工业企业数量来表示; 八是人口密度(pd), 选取各地级市人口密度, 该值为年末人口数与全市行政区域面积之比。各指标统计性描述如表 1 所示。

表 1 主要变量的统计性描述

变量	指标解释	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
ln GML	绿色全要素生产率自然对数	3 393	-0.005	0.183	-2.044	0.989
ER	环境规制	3 393	0.701	0.286	0.017	4.490
ln rinp	研发投入自然对数	3 393	1.633	1.042	-1.610	5.582
ln trans	交通基础水平自然对数	3 393	3.041	0.834	-2.938	7.026
fdi	外商直接投资比重	3 393	0.087	0.104	0	0.776
ln agdp	经济发展水平自然对数	3 393	9.988	0.776	8.124	13.487
gov	财政干预度	3 393	2.477	1.453	0.649	18.025
indu	产业结构比重	3 393	49.551	10.738	14.950	90.970
ln Sfirm	规模以上企业数自然对数	3 393	6.585	1.077	2.944	9.841
ln pd	人口密度自然对数	3 393	5.852	0.788	3.054	7.887

三、数据来源与说明

(一) 数据来源

本文测算全要素生产率的数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》和《中国环境统计年鉴》。为保证数据的可比性, 本文以 2000 年为基期对相应指标进行价格平减。由于部分城市数据缺失, 最终选取全国 261 个地级市作为研究对象。

(二) 数据说明

1. 投入指标。本文选取劳动、资本和能源三种投入要素。以第二产业从业人数作为劳动投入指标; 能源投入指标按照各地级市工业增加值乘以相应省份工业增加值能耗强度得出; 以工业资本存量作为资本投入指标, 借鉴于斌斌^[23]的方法, 用各省工业固定资产投资与全社会投资之比乘以所辖城市的固定资产投资, 确定每年各地级市的工业固定资产投资。根据永续盘存法估算工业资本存量, 其中折旧率取 10.96%。参照刘

常青等^[24]的方法计算了以2000年为基期的资本存量。

2.产出指标。本文将产出指标分为期望产出和非期望产出两种指标。以工业增加值作为期望产出指标,使用各城市所在省的地区生产总值指数对城市工业增加值进行平减,将各城市的工业增加值调整到基期为2000年的不变价格,以消除通货膨胀的影响。以工业三废排放量作为非期望产出,工业三废包括工业烟尘、工业SO₂和工业废水,使用熵值法将三种非合意产出指标转化为综合指标^[25]。

图1为环境规制与绿色全要素生产率散点图,可初步判断环境规制与绿色全要素生产率变动之间存在“倒U形”的非线性关系。

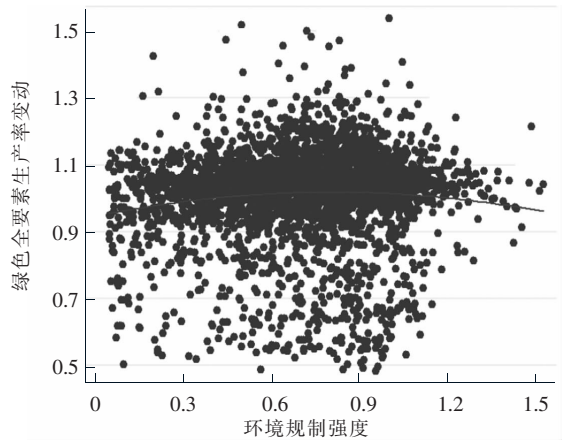


图1 环境规制与绿色全要素生产率散点图

四、城市绿色全要素生产率变动分析

(一)城市绿色全要素生产率变动趋势分析

本文选取的样本为2003—2016年中国261个地级市面板数据,区域的划分采用国家统计局2011年公布的中国经济区域的划分方法,分为东部、中部、西部和东北地区。根据上述模型测算的绿色全要素生产率变动及其分解结果如表2所示^①。

表2 2003—2016年中国各地区绿色全要素生产率变动及分解

项目	地区	2003—2004年	2004—2005年	2005—2006年	2006—2007年	2007—2008年	2008—2009年	2009—2010年	2010—2011年	2011—2012年	2012—2013年	2013—2014年	2014—2015年	2015—2016年	均值
GML	东北部	0.8288	0.9888	1.0432	1.0568	1.0585	1.0886	1.0309	1.0349	1.0635	1.1121	1.1519	1.0277	0.7945	1.0164
	东部	0.9717	0.9584	1.0359	1.0430	1.0672	1.0644	1.0155	0.9934	1.0704	1.0808	1.1418	1.0309	0.6543	1.0021
	中部	0.8047	0.9758	1.0369	1.0333	1.0561	1.0529	1.0217	0.9984	1.0862	1.0807	1.2210	0.9644	0.7095	0.9949
	西部	0.6477	1.0459	0.9470	1.0943	1.0122	1.0150	1.0367	0.9785	0.9945	1.0289	1.2786	0.9758	0.7676	0.9747
	全国	0.8177	0.9875	1.0157	1.0536	1.0496	1.0523	1.0243	0.9967	1.0559	1.0724	1.1978	0.9970	0.7138	0.9953
TEC	东北部	0.8294	0.9929	1.0733	0.9983	0.9745	1.0373	1.0365	1.0312	0.9948	1.0824	1.0674	1.0594	0.7912	0.9935
	东部	0.9644	0.9508	1.0295	0.9540	0.9765	1.0113	1.0221	0.9908	1.0041	1.0372	1.0452	1.0417	0.6533	0.9693
	中部	0.8053	0.9796	1.0663	0.9576	0.9852	1.0124	1.0433	0.9994	1.0321	1.0460	1.1431	0.9948	0.7028	0.9753
	西部	0.6479	1.0495	0.9874	1.0401	0.9684	0.9820	1.0708	0.9842	0.9603	1.0151	1.2127	1.0651	0.7452	0.9682
	全国	0.8159	0.9874	1.0360	0.9803	0.9769	1.0080	1.0416	0.9971	1.0008	1.0404	1.1149	1.0349	0.7061	0.9740
TC	东北部	0.9992	0.9959	0.9720	1.0585	1.0862	1.0495	0.9946	1.0036	1.0690	1.0274	1.0791	0.9701	1.0042	1.0231
	东部	1.0076	1.0080	1.0063	1.0933	1.0930	1.0525	0.9935	1.0026	1.0660	1.0420	1.0925	0.9896	1.0015	1.0338
	中部	0.9993	0.9961	0.9725	1.0791	1.0719	1.0400	0.9793	0.9990	1.0525	1.0331	1.0681	0.9694	1.0095	1.0201
	西部	0.9998	0.9965	0.9591	1.0521	1.0452	1.0336	0.9681	0.9942	1.0356	1.0136	1.0544	0.9162	1.0300	1.0068
	全国	1.0022	1.0001	0.9804	1.0747	1.0744	1.0439	0.9834	0.9997	1.0551	1.0307	1.0744	0.9634	1.0109	1.0219
PTEC	东北部	0.7349	0.9893	1.1004	1.0464	1.0189	1.0217	1.0057	1.0201	1.0102	1.0843	1.0748	1.0542	0.8910	0.9991
	东部	0.9183	0.9412	1.0342	0.9755	0.9989	0.9987	1.0155	0.9909	1.0094	1.0379	1.0436	1.0067	0.6845	0.9685
	中部	0.7385	0.9610	1.1067	1.0067	1.0308	0.9957	1.0096	0.9911	1.0451	1.0500	1.0877	0.9911	0.7426	0.9743
	西部	0.5985	1.0166	1.0727	1.0793	1.0359	0.9658	1.0312	0.9922	0.9854	1.0171	1.1296	1.0664	0.8054	0.9731
	全国	0.7556	0.9707	1.0733	1.0176	1.0197	0.9929	1.0160	0.9950	1.0145	1.0426	1.0806	1.0217	0.7542	0.9753
SEC	东北部	1.1286	1.0036	0.9754	0.9540	0.956v5	1.0153	1.0307	1.0108	0.9847	0.9983	0.9931	1.0049	0.8879	0.9944
	东部	1.0502	1.0102	0.9955	0.9779	0.9775	1.0127	1.0066	0.9999	0.9948	0.9993	1.0015	1.0347	0.9544	1.0009
	中部	1.0905	1.0194	0.9635	0.9513	0.9558	1.0168	1.0334	1.0084	0.9875	0.9962	1.0509	1.0037	0.9464	1.0010
	西部	1.0826	1.0323	0.9205	0.9637	0.9349	1.0168	1.0385	0.9919	0.9745	0.9981	1.0735	0.9988	0.9252	0.9950
	全国	1.0799	1.0172	0.9653	0.9633	0.9581	1.0152	1.0252	1.0020	0.9865	0.9979	1.0317	1.0129	0.9362	0.9987

如表2所示,2003—2016年全国城市绿色全要素生产率增长率为-0.47%,其中技术效率年均变动幅度为-2.60%,技术进步年均变动幅度为2.19%。这表明,2003—2016年中国绿色全要素生产率增长率的下降主要受技术效率变动的影响,技术进步带来的“增长效应”难以弥补技术效率增长率下降对绿色全要素生产率的负向作用。进一步地,将技术效率分解为纯技术效率变动和规模效应变动,两项指标对应的增长率分别为-2.47%和-0.13%。这意味着纯技术效率对技术效率的负向作用更大,且2003—2016年纯技术效率和绿

①由于篇幅有限,只列出部分测算结果,各城市具体数据可向作者索取,下同。

色全要素生产率的变动趋势相似,可见纯技术效率下降是影响绿色全要素生产率增长率下降的深层次原因。这可能是由于中国大部分城市存在城市管理水平不高、技术利用效率偏低等问题。从四大区域划分来看(如图2所示),2003—2016年东部、中部、西部和东北部城市绿色全要素生产率变动呈现出“倒U形”趋势。东北部和东部城市绿色全要素生产率增长率分别为1.64%和0.21%,中部和西部城市绿色全要素生产率表现为负增长。主要是由于中部和西部地区的技术进步(增长率分别为2.01%和0.68%)相比东部和东北部地区(增长率分别为3.38%和2.31%)更低,技术进步带动绿色全要素生产率增长的动力不足;中部和西部地区的纯技术效率(增长率分别为-2.57%和-2.69%)制约了中、西部地区绿色全要素生产率的增长。因此,技术进步不足和纯技术效率恶化是导致区域城市绿色全要素生产率变动存在差异的关键因素,这也进一步说明,中部、西部地区城市的管理水平和环境治理能力相对较弱。

由表2和图3可知,2003—2016年中国城市绿色全要素生产率变动总体呈现“倒U形”的趋势,即先上升后下降。具体而言,2003—2009年城市绿色全要素生产率的变动呈逐渐上升的趋势,绿色全要素生产率从-18.23%上升到5.23%。在此期间,中国经济呈现高速增长(年均增速9.76%),技术进步也实现年均增长2.9%。可能的原因是,城市在发展过程中以资源环境消耗为代价,采用人口红利驱动和投资驱动的经济发展模式;2009—2011年中国城市绿色全要素生产率变动呈现略微下降态势。这是由于受2008年金融危机影响,中国经济遭受到一定程度的冲击,出现经济增速下滑、失业率增加等问题。再加上迫于“保增长”的压力,地方政府强行拉动经济增长的举措导致资源出现错配,进而抑制了城市绿色全要素生产率的提升;2011—2014年中国城市全要素生产率变动明显上升,这是由技术进步、纯技术效率和规模效应(年均增长率分别为4%、3.25%和0.5%)共同作用的结果。可能的解释是,政府对环保问题的重视程度不断提高,环境治理能力逐渐增强,导致城市绿色全要素生产率逐渐上升;2014—2016年城市绿色全要素生产率变动呈现加速下降趋势,技术进步和纯技术效率的负增长(年均增长率分别为-1.5%、-11.5%)对绿色全要素生产率具有拖累作用。该阶段城市处于经济结构调整阵痛期,产业结构调整困难,高能耗的工业比重依然给环境带来不小的压力。

(二)城市绿色全要素生产率变动的空间分布格局

借助 Arcgis10.2 软件,分别绘制 2003—2004 年、2009—2010 年和 2015—2016 年三个时间段的绿色全要素生产率变动、技术效率变动和技术进步的空间分布格局,如图4、图5和图6所示。

由图4、图5和图6可知,绿色全要素生产率变动及其分解在不同时间段和不同城市之间存在差异。2003—2004年绿色全要素生产率变动大于1的城市仅有广州、深圳、三亚等44个城市,且主要集中于广东省和部分中部地区。以广东省为例,一方面,得益于“泛珠三角”区域合作,广东省2003年GDP增速高达14.84%。“9+2”经济地区协作模式带动了广东省大部分城市资本输出和产业结构转型升级,也为“广货”拓展了市场,使得该省城市经济得到快速发展;另一方面,得益于“科教兴市”战略,广州、深圳等市的劳动力素质、城市科技创新能力得到大幅提升,城市产业结构得到改善。2009—2010年样本城市中71%的城市绿色全要素生产率出现正向增长,明显改善的185个城市主要聚集在成渝城市群、长江中游城市群以及大部分东北部和东部地区,且主要是由技术效率带动绿色全要素生产率增长。这从另一个角度说明这些城市所在

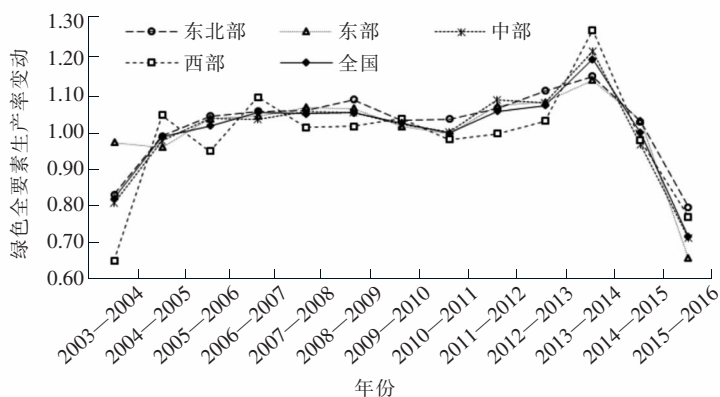


图2 2003—2016年中国四大区域绿色全要素生产率变动趋势

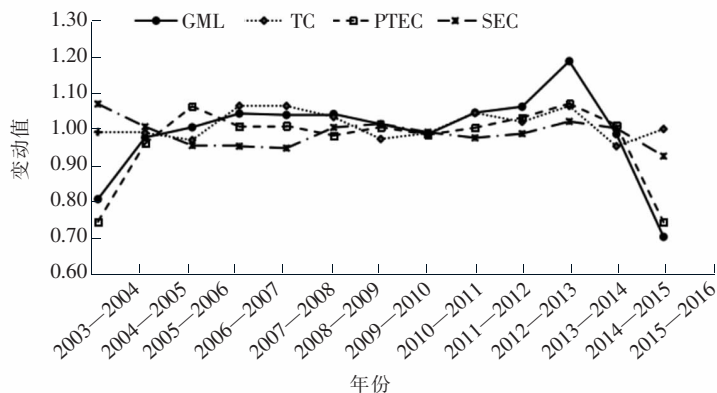
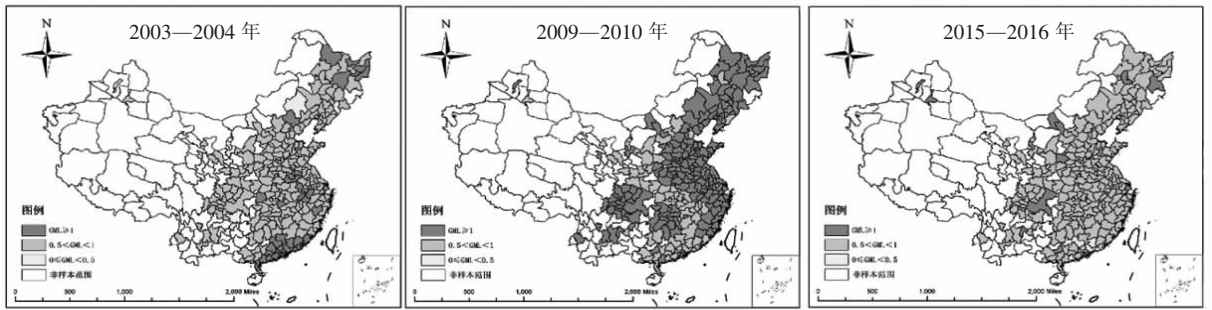


图3 2003—2016年绿色全要素生产率及其分解指数的变动趋势



a 2003—2004年 GML 指数变动

b 2009—2010年 GML 指数变动

c 2015—2016年 GML 指数变动

图4 城市绿色全要素生产率变动空间格局演变

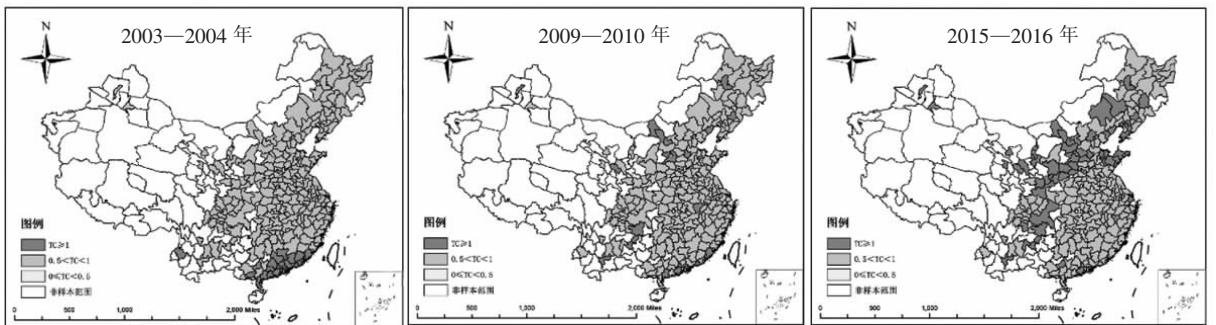


a 2003—2004年 TEC 指数变动

b 2009—2010年 TEC 指数变动

c 2015—2016年 TEC 指数变动

图5 城市技术效率变动空间格局演变



a 2003—2004年 TC 指数变动

b 2009—2010年 TC 指数变动

c 2015—2016年 TC 指数变动

图6 城市技术进步空间格局演变

的城市群内部分工合作相对明确,城市环境治理实现了资源的合理配置和环境保护联动,进而提高了城市绿色全要素生产率。2015—2016年城市绿色全要素生产率变动呈现回落态势,仅有西部的嘉峪关市等9个城市、中部的临汾市、东部的上海市、东北部的大庆市和牡丹江市绿色全要素生产率得到改善。这可能受东部产业和绿色技术向中西部转移的影响,中西部城市在绿色经济发展过程中的后发优势逐渐显现,技术进步体现出较强的“追赶效应”。具体表现为,取得技术进步的城市由2003—2004年广东省所辖的21个城市逐渐向中西部城市转移,到2015—2016年中西部共69个城市表现出技术进步,相比2003—2004年增长了近三倍。

五、环境规制对城市绿色全要素生产率变动影响的实证分析

(一)环境规制对城市绿色全要素生产率变动的影响分析

首先运用个体固定效应模型(如表3的模型1所示)分析环境规制对城市绿色全要素生产率的影响。模型1回归结果显示,环境规制对绿色全要素生产率的影响系数显著为正,说明在全国层面环境规制对城市绿色全要素生产率存在显著的促进作用。虽然模型1控制了不同城市之间的差异,但并未控制随时间变化的因素对回归结果造成的影响,且未考虑环境规制与绿色全要素生产率变动存在的非线性关系。因此,本文采用双固定效应模型(模型2),并引入环境规制的平方项。在模型2中,环境规制的一次项和平方项估计系数符号分别为正、负,且在1%水平下显著,说明环境规制与城市绿色全要素生产率之间存在“倒U形”关系,这与Wang等^[26]、沈能^[27]的研究结论一致。在理论上,环境规制一方面可以给企业的生产带来一定的成本

压力,同时也会激发企业进行绿色技术的升级,而企业会在环境政策带来的成本与收益之间进行权衡,如果企业发现环境规制给自身带来的收益大于成本,企业就会对技术进行改造升级进而进行扩大再生产,从而有利于绿色全要素生产率的改善。如果企业发现环境规制给自身带来的收益小于成本,那么企业就会减少投资,从而会削弱企业投资的积极性,最终阻碍了绿色全要素生产率的提升。

为进一步验证上述结果的稳健性,本文采用降水量作为环境规制的工具变量^{[22][109]}。城市降水量的数据来源于中国统计年鉴和中国气象数据网。在理论上,当环境污染物排放相同时,降水量越多越有利于减少环境污染物的浓度,从而减少环境规制的强度。同时,降水量是一个地区的自然现象,除了可以影响污染物的浓度外,其与绿色全要素生产率之间并不存在其他的作用机制,因此将降水量作为环境规制的工具变量具备外生性。根据模型3可以发现结果依然保持一定的稳健性。

由于环境规制强度的变化会对污染物排放、城市经济发展产生影响,环境质量和经济增长水平也会决定城市采取何种强度的环境规制水平,使得环境规制与绿色全要素生产率存在双向因果关系,产生内生性问题。而传统OLS和FE等估计方法都会对结果产生一定的偏差,此时的广义矩估计(GMM)可以在一定程度上解决内生性问题。GMM估计又可分为差分GMM和系统GMM估计。其中,差分GMM估计就是将变量的滞后项作为工具变量引入到差分方程中,并且可以通过差分的形式消除固定效应,以此解决内生性问题。因此,本文在模型1和模型2分析的基础上运用差分GMM模型(模型4)进行回归分析。模型4的回归结果显示,环境规制一次项和二次项的作用方向和显著性同模型2的回归结果基本一致,但环境规制一次项对绿色全要素生产率变动的的影响系数更大。这说明在克服了可能存在的内生性问题后,环境规制对绿色全要素生产率的作用效果更强。为解决可能存在的内生性问题,保证回归结果的稳健性,本文进一步使用系统GMM模型(模型5)进行分析。相比差分GMM模型,系统GMM模型不仅可以解决可能存在的内生性问题,还能通过构造水平值的滞后项和差分变量的滞后项增加工具变量个数,具有更好的有限样本性质,也能较好地解决数据序列相关问题。从模型5的回归结果可以看出,环境规制的一次项系数在5%的显著水平上为正,其系数值为0.636 0,二次项系数在1%的显著水平上为负,其系数值为-0.526 0。这表明环境规制与绿色全要素生产率之间存在显著的“倒U形”关系。即当环境规制强度较弱时,环境规制的增强会促进绿色全要素生产率的提高,当环境规制超过拐点以后,环境规制会阻碍绿色全要素生产率的改善。从表3的模型5中可以计算出环境规制对城市绿色全要素生产率的拐点值为0.604 6。同时经过计算,当前样本城市环境规制平均水平为0.701 0,略高于拐点。这表明当环境规制强度高于这一拐点值后,如果持续提高环境规制强度则有可能会严重增加企业所能承受的负担,将导致企业的环境成本的增加不足以弥补技术创新带来的“补偿效应”,从而削弱企业投资的积极性,最终阻碍了绿色全要素生产率的提升。从资源配置角度来看,在环境规制强度较低时,政府为达到要素的“合理配置”、节约能源和减少环境污染的目的,采用直接的规制手段或间接的发放排污许可证手段,对城市绿色全要素生产率产生了“投资筛选效应”,进而有助于提高绿色

表3 环境规制对城市绿色全要素生产率影响的回归结果

变量	FE	FE	IV	差分 GMM	系统 GMM
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
ER	0.044 7*** (0.016 3)	0.125 0*** (0.031 0)	1.793 5*** (0.201 6)	0.690 8** (0.407 9)	0.636 0** (0.288 0)
ER ²		-0.042 8*** (0.015 3)	-0.740 4*** (0.148 7)	-0.504 9** (0.253 8)	-0.526 0*** (0.186 0)
ln rinp	0.010 9 (0.061 1)	0.005 3 (0.061 2)	-0.142 5* (0.079 8)	-0.177 2 (0.201 3)	0.022 0 (0.064 2)
ln trans	0.021 5** (0.010 7)	0.021 9** (0.010 8)	0.040 4*** (0.014 9)	0.087 6*** (0.032 3)	0.058 4*** (0.020 2)
fdi	0.323 0*** (0.096 1)	0.314 0*** (0.096 4)	0.002 0 (0.119 9)	-0.210 6 (0.180 9)	0.573 0*** (0.169 0)
ln agdp	-0.048 5 (0.058 3)	-0.052 8 (0.058 2)	-0.141 4* (0.074 8)	-0.021 4 (0.180 9)	-0.145 0** (0.067 4)
gov	-0.004 0 (0.005 2)	-0.004 6 (0.005 3)	-0.026 2*** (0.008 2)	-0.032 5** (0.016 2)	-0.029 4** (0.011 7)
indu	0.004 5*** (0.001 1)	0.004 4*** (0.001 1)	0.001 4 (0.001 2)	0.011 7*** (0.002 9)	0.011 6*** (0.002 1)
ln Sfirm	0.061 8*** (0.015 6)	0.058 7*** (0.015 7)	0.004 9 (0.018 6)	-0.023 1 (0.025 9)	0.040 6** (0.019 6)
ln pd	0.008 9 (0.012 8)	0.009 5 (0.012 7)	0.049 9 (0.017 0)	0.015 9 (0.015 9)	-0.024 3 (0.029 2)
L.ln GML	—	—	—	0.090 0 (0.074 1)	0.047 9 (0.043 1)
时间效应	No	Yes	Yes	Yes	Yes
城市效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	3 393	3 393	3 393	2 871	3 132
城市数量	261	261	261	261	261

注:括号中的数字为稳健标准误;***表示在1%的水平下显著,**表示在5%的水平下显著,*表示在10%的水平下显著。

全要素生产率。而当环境规制强度超过一定的上限时,过高的环境规制强度引发了“资源配置扭曲效应”,这种扭曲效应可能会超过技术创新带来的补偿效应,从而不利于城市的要素结构优化和产业结构升级,最终抑制了城市绿色全要素生产率。

由上述分析可知,增强环境规制力度对促进中国当前城市经济高质量发展是非常有必要的。但同时也应注意到,随着节能减排等环境考核指标在领导干部考核中的比重日益增加,一些地方政府迫于中央环保督查压力,采取了“一刀切”或“照搬照抄”的环境治理方式,并没有根据当地经济的发展水平、资源禀赋等因素采取因地制宜的环境管理手段,从而让部分技术工艺还没完全转型升级的企业停工停产,最终使得城市经济增长和环境保护之间的矛盾日益突出^[28-29]。

(二)环境规制对城市绿色全要素生产率变动的异质性分析

由于中国不同城市在资源禀赋、经济发展程度、环境规制策略等方面存在一定差异,在条件分布不同时,条件均值回归模型不能体现出环境规制对城市绿色全要素生产率的异质性影响。因此,本文采用非可加性固定效应的面板分位数回归模型(QRPD)^[30]。对于不同绿色全要素生产率变动的城市而言,环境规制对城市绿色全要素生产率是否存在异质性的影响。相比传统的可加性面板分位数回归模型,该模型保留了与分位数估计相关的不可分扰动项,使得测算结果更为准确,且非可加性固定效应的面板分位数回归模型适用于本文采用的“大N形”“小T形”样本,能够很好地克服传统分位数回归模型产生的估计偏差问题。不同分位点处环境规制对城市绿色全要素生产率变动的回归结果如表4所示。

由表4可知,面板分位数回归结果得到的环境规制一次项和平方项的回归系数符号同差分GMM模型和系统GMM模型结果一致,只是在不同分位点处环境规制对绿色全要素生产率变动影响的大小表现出明显的

异质性。同时,根据回归结果可知,0.75和0.9分位点处的城市绿色全要素生产率大于1,主要包括北京、上海、广州、深圳等经济相对发达的城市;0.1和0.25分位点处的城市绿色全要素生产率小于1,主要包括临汾、兰州、贵阳等中西部城市。具体而言,随着条件分布从低端(0.1分位点)向高端(0.9分位点)变动,环境规制一次项对绿色全要素生产率的影响系数从0.2560逐渐下降到0.0482,环境规制平方项对绿色全要素生产率的影响系数绝对值从0.1490逐渐下降到0.0194。可见,环境规制对高分位数点处的城市的影响更大,对低分位点处的城市影响相对较小。可能的原因是:(1)位于低分位点处的城市环境问题更为严重,如山西晋中、临汾和内蒙古的包头、乌海等资源型城市在经济发展过程中难以摆脱对资源环境的依赖,导致非期望产出不断增加。而大量的非期望产出又制约着绿色全要素生产率的提高,政府的环境规制对抑制污染物排放具有很好的效果;(2)处于低分位点城市大多位于中部、西部经济发展水平较低的城市,技术创新水平相对薄弱,合理的环境规制能使企业获得更多的“创新补偿效应”^[31],进而提高投入资源的使用效率,使得环境规制对该分位点处的绿色全要素生产率的促进效果更好,并在一定程度上验证了“波特假说”;(3)处于高分位点的城市凭借经济发展优势,已经拥有了更为先进的绿色生产技术和制造工艺,资源利用效率改善的空间相对较小,导致环境规制对该分位点处的促进作用相对低分位点处的绿色全要素生产率更小。通过以上的分析可知,环境规

表4 环境规制与绿色全要素生产率变动的面板分位数回归结果

变量	0.1QRPD	0.25QRPD	0.5QRPD	0.75QRPD	0.9QRPD
ER	0.256 0*** (0.000 7)	0.151 0*** (0.009 7)	0.074 7*** (0.000 8)	0.044 6*** (0.001 9)	0.048 2*** (0.002 2)
ER ²	-0.149 0*** (0.000 4)	-0.086 3*** (0.004 2)	-0.040 1*** (0.000 4)	-0.025 3*** (0.001 0)	-0.019 4*** (0.000 5)
ln rinp	0.038 6*** (0.000 1)	0.007 5*** (0.000 3)	0.006 1*** (0.000 2)	0.004 6*** (0.000 2)	0.005 0*** (0.000 5)
ln trans	0.016 2*** (0.000 3)	0.006 2*** (0.000 8)	0.006 6*** (0.000 1)	0.001 1*** (0.000 4)	0.005 5*** (0.000 6)
fdi	0.317 0*** (0.002 4)	0.033 5*** (0.009 1)	-0.000 2 (0.002 0)	-0.080 7*** (0.001 8)	-0.025 4*** (0.004 1)
ln agdp	-0.114 0*** (0.000 3)	-0.012 6*** (0.003 9)	-0.004 7*** (0.000 2)	0.011 8*** (0.000 6)	0.022 4*** (0.000 9)
gov	0.009 9*** (0.000 1)	0.005 0*** (0.001 2)	0.005 6*** (4.58×10 ⁻⁵)	0.009 7*** (0.000 1)	0.014 6*** (0.000 2)
indu	0.005 4*** (2.70×10 ⁻⁵)	0.001 0*** (0.000 2)	-7.40×10 ^{-5***} (1.04×10 ⁻⁵)	-0.000 2*** (1.66×10 ⁻⁵)	-0.000 2*** (1.53×10 ⁻⁵)
ln Sfirm	0.046 0*** (0.000 2)	0.022 2*** (0.000 5)	0.010 9*** (6.27×10 ⁻⁵)	0.0067*** (0.000 1)	-0.005 3*** (0.000 3)
ln pd	-0.010 6*** (0.000 2)	-0.003 9*** (0.000 6)	-0.003 4*** (0.000 2)	-6.01×10 ⁻⁵ (0.000 3)	-0.006 0*** (0.000 5)
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	3 393	3 393	3 393	3 393	3 393
城市数量	261	261	261	261	261

注:括号中的数字为稳健标准误;***表示在1%的水平下显著,**表示在5%的水平下显著,*表示在10%的水平下显著。

制政策的制定要因地制宜。对于高分位点的东部城市,环境规制强度高于中部、西部城市,不要盲目提高环境规制的力度,而应完善现有的环境保护法规体系,提高自身的环境治理能力和管理效率。而处于低分位点的中部、西部城市,地方政府部门应该适度提高环境规制力度,激励企业进行绿色技术或工艺的改造升级,努力提高地方经济的增长质量。

六、主要结论与建议

本文基于混合距离函数的 Windows-Malmquist-Luenberger 模型,分析了中国 261 个地级市 2003—2016 年中国主要城市的绿色全要素生产率的时空演变特征,并实证检验了环境规制对城市绿色全要素生产率变动的影响。结论如下:(1)中国 2003—2016 年中国城市绿色全要素生产率变动呈现出“倒 U 形”趋势。将绿色全要素生产率进行分解,可知纯技术效率的下降是阻碍绿色全要素生产率增长率提高的主要原因。意味着中国受城市管理和组织水平等软因素的制约,存在技术利用效率低下的问题。从四大区域划分来看,技术进步不足和纯技术效率恶化是导致中部、西部地区绿色全要素生产率落后于东部和东北部城市的关键因素;(2)环境规制与城市绿色全要素生产率之间存在显著的“倒 U 形”关系,表明环境规制对城市绿色全要素生产率的影响并非表现为线性关系,而是在一定临界值下环境规制对城市绿色全要素生产率的增长具有正向促进作用,超过临界值后会对城市绿色全要素生产率具有负向的抑制作用。这也间接说明了环境规制是一把“双刃剑”,既有可能能带来“投资筛选效应”,也可能会造成“资源扭曲效应”。(3)不同分位点上环境规制对绿色全要素生产率变动的影响表现出明显的异质性,分位点由低端向高端变动的过程中,环境规制对绿色全要素生产率的促进作用逐渐减弱。这主要受城市经济发展水平和环境污染水平的影响,高分位点处的城市拥有更为先进的绿色生产技术和制造工艺,资源利用效率相对更高,而低分位点处的城市则相反。

基于以上研究分析,本文提出如下建议:(1)提高城市精细化管理水平。由于纯技术效率是制约城市绿色全要素生产率提升的一个重要因素,因此通过构建城市绿色管理共享平台、创新城市协作模式等措施,加强城市之间的分工合作,充分发挥城市的地理优势和资源优势,有效解决环境治理难题,提升城市的精细化管理水平。(2)实施适度的环境规制强度。由于环境规制对绿色全要素生产率带来的“投资筛选效应”会减少高能耗项目和高污染企业,因此应根据现有环境规制强度的作用效果,不断优化各种政策工具,从而强化“投资筛选效应”,削弱“资源配置扭曲效应”,实现城市绿色全要素生产率的持续提升。(3)实行差异化的环境经济政策。由于中国四大经济区域的绿色全要素生产率存在明显的差异性,因此地方政府应结合城市的资源禀赋和环境承受能力,完善环境经济政策体系,提高投入要素的利用效率。如对清洁性产业实施不同程度的税收优惠力度,对企业环境资源管理和技术采用合理的支持力度等。

参考文献:

- [1] JAFFE A B, PETERSON S R, STAVINS P R N. Environmental regulation and the competitiveness of U.S. manufacturing: what does the evidence tell us? [J]. *Journal of Economic Literature*, 1995, 33(1): 132-163.
- [2] 赵领娣, 徐乐. 投入产出视角下工业技术创新的环境规制协同效应[J]. *北京理工大学学报(社会科学版)*, 2019(4): 1-12.
- [3] HERING L, PONCET S. Environmental policy and exports: evidence from Chinese cities[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2014, 68(2): 296-318.
- [4] 金刚, 沈坤荣. 以邻为壑还是以邻为伴? ——环境规制执行互动与城市生产率增长[J]. *管理世界*, 2018, 34(12): 43-55.
- [5] YUAN B, XIANG Q. Environmental regulation, industrial innovation and green development of Chinese manufacturing: based on an extended CDM model [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018, 176(3): 895-908.
- [6] 伍格致, 游达明. 环境规制对技术创新与绿色全要素生产率的影响机制: 基于财政分权的调节作用[J]. *管理工程学报*, 2019, 33(1): 37-50.
- [7] PORTER M E. Towards a dynamic theory of strategy[J]. *Strategic Management Journal*, 1991, 12(S2): 95-117.
- [8] 张娟. 资源型城市环境规制的经济增长效应及其传导机制——基于创新补偿与产业结构升级的双重视角[J]. *中国人口·资源与环境*, 2017, 27(10): 39-46.
- [9] CHEN C, LAN Q, GAO M, et al. Green total factor productivity growth and its determinants in China's industrial economy[J]. *Sustainability*, 2018, 10(4): 1052.
- [10] 何爱平, 安梦天. 地方政府竞争、环境规制与绿色发展效率[J]. *中国人口·资源与环境*, 2019(3): 21-30.

- [11] 李玲,陶锋. 中国制造业最优环境规制强度的选择——基于绿色全要素生产率的视角[J]. 中国工业经济,2012(5):70-82.
- [12] LI B,WU S. Effects of local and civil environmental regulation on green total factor productivity in China:a spatial Durbin econometric analysis[J]. Journal of Cleaner Production,2017,153(6):342-353.
- [13] WANG X,SUN C,WANG S,et al. Going green or going away? a spatial empirical examination of the relationship between environmental regulations,biased technological progress,and green total factor productivity[J]. International Journal of Environmental Research and Public Health,2018,15(9):1917.
- [14] 杜龙政,赵云辉,陶克涛,等. 环境规制、治理转型对绿色竞争力提升的复合效应——基于中国工业的经验证据[J]. 经济研究,2019,54(10):106-120.
- [15] ZHOU Y,XU Y,LIU C,et al. The threshold effect of China's financial development on green total factor productivity[J]. Sustainability,2019,11(14):3776.
- [16] 蔡乌赶,周小亮. 中国环境规制对绿色全要素生产率的双重效应[J]. 经济学家,2017(9):29-37.
- [17] 樊鹏飞,冯淑怡,苏敏,等. 基于非期望产出的不同职能城市土地利用效率分异及驱动因素探究[J]. 资源科学,2018,40(5):946-957.
- [18] 汪克亮,刘悦,史利娟,等. 长江经济带工业绿色水资源效率的时空分异与影响因素——基于EBM-Tobit模型的两阶段分析[J]. 资源科学,2017,39(8):1522-1534.
- [19] TONE K,TSUTSUI M. An epsilon-based measure of efficiency in DEA;a third pole of technical efficiency[J]. European of Operational Research,2010,207(3):1554-1563.
- [20] 王锋,冯根福. 基于DEA窗口模型的中国省际能源与环境效率评估[J]. 中国工业经济,2013(7):56-68.
- [21] 曾勇,张淑英,李德山. 中国全要素天然气利用效率区域差异性[J]. 天然气工业,2018,38(12):140-145.
- [22] 董直庆,王辉. 环境规制的“本地—邻地”绿色技术进步效应[J]. 中国工业经济,2019(1):100-118.
- [23] 于斌斌. 生产性服务业集聚能提高制造业生产率吗? ——基于行业、地区和城市异质性视角的分析[J]. 南开经济研究,2017(2):112-132.
- [24] 刘常青,李磊,卫平. 中国地级及以上城市资本存量测度[J]. 城市问题,2017(10):67-72.
- [25] 胡晓珍,杨龙. 中国区域绿色全要素生产率增长差异及收敛分析[J]. 财经研究,2011,37(4):123-134.
- [26] WANG Y,SHEN N. Environmental regulation and environmental productivity:the case of China[J]. Renewable and Sustainable Energy Reviews,2016,62(9):758-766.
- [27] 沈能. 环境效率、行业异质性与最优规制强度——中国工业行业面板数据的非线性检验[J]. 中国工业经济,2012(3):56-68.
- [28] 孙英杰,林春. 试论环境规制与中国经济增长质量提升——基于环境库兹涅茨倒U型曲线[J]. 上海经济研究,2018(3):84-94.
- [29] 薄文广,徐玮,王军锋,等. 地方政府竞争与环境规制异质性:逐底竞争还是逐顶竞争? [J]. 中国软科学,2018(11):76-93.
- [30] POWELL D. Quantile regression with nonadditive fixed effects [R/OL]. Rand Labor and Population Working Paper,(2015-11) [2019-08-19].<http://works.bepress.com/david.powell/11>.
- [31] 刘和旺,郑世林,左文婷. 环境规制对企业全要素生产率的影响机制研究[J]. 科研管理,2016,37(5):33-41.

Impact of Environmental Regulation on Urban Green Total Factor Productivity

LI Deshan, ZHANG Zhengqiu

(School of Economics and Management, Southwest University of Science and Technology, Mianyang Sichuan 621010, China)

Abstract: With the continuous deepening of ecological civilization construction, the Chinese government is promoting Green Total Factor Productivity (GTFP) by issuing environmental regulations, which is of great practical significance to promoting high-quality economic development. Based on the panel data of 261 cities in China from 2003 to 2016, this paper tried to measure the change of urban GTFP by using the EBM-Windows-Malmquist-Luenberger model, which has both radial and non-radial characteristics, and then analyzed the impact of environmental regulations on urban GTFP by using the generalized moment estimation and the quantile regression estimator for panel data with non-additive fixed effects. This research has mainly obtained three results. Firstly, the changes of urban GTFP in the eastern, central, western and northeastern regions of China from 2003 to 2016, are of an “inverted U” shape. And the change of pure technical efficiency is the main factor affecting urban GTFP. Secondly, there is no positive or negative linear relationship between environmental regulations and urban GTFP, but there is a significant “inverted U” relationship between them. Thirdly, the influence of environmental regulations on GTFP at different sub-points shows obvious heterogeneity. That is, at a lower sub-point, environmental regulations have a greater impact on urban GTFP, and others do the opposite.

Key words: environmental regulation; green total factor productivity of urban; quantile regression panel data model

[责任编辑:孟青]