

空间溢出视角下的环境规制与绿色发展 ——困境还是协调？

赖小东*, 王程田, 林秀丽

(华南师范大学经济与管理学院, 广东广州 510631)

【摘要】 绿色发展是未来经济发展的必然趋势, 提升绿色全要素生产率是实现绿色发展的重要途径, 环境规制是解决环境问题的有效保障。本文采用2004—2019年30个省级面板数据, 构建动态空间杜宾模型, 实证研究了环境总体规制、工业废气规制、工业废水规制、工业固体废物规制和光污染规制对绿色全要素生产率的空间溢出影响。研究发现, 环境总体规制对本地绿色全要素生产率的影响呈U形, 工业废气规制、工业废水规制和工业固体废物规制的研究结果存在同一规律, 而光污染规制起抑制作用。总体规制对邻地绿色全要素生产率的影响呈倒U形, 具体规制的影响各不相同, 工业废气规制与总体规制的结果类似, 而工业废水规制的空间溢出效应表现为负, 工业固体废物规制和光污染规制的空间溢出效应不显著。本文从实证角度验证了“绿水青山”和“金山银山”的兼容性, 环境规制和效率提升并不矛盾。在制定环境政策时, 需考虑区域间的相互协调和实际产业情况。

【关键词】 环境规制; 绿色全要素生产率; 空间溢出效应; 光污染

【中图分类号】 X321; F062.2; F205

【文献标识码】 A

【文章编号】 1674-6252(2022)04-0080-11

【DOI】 10.16868/j.cnki.1674-6252.2022.04.080

引言

党的十八大将生态文明建设纳入中国特色社会主义建设的总体布局中来, 体现了党和国家对环境问题 and 经济可持续发展的高度重视。提高发展质量, 实现产业结构升级, 是未来的发展方向, 也是当前工作的重点。在生态文明的建设过程中, 必须要采取相应的环境规制政策, 保证生态文明建设和高质量产业发展的顺利进行。2020年9月, 国家主席习近平在第七十五届联合国大会一般性辩论上明确提出“双碳”目标。2021年7月, 中国碳排放权交易市场正式启动上线交易, 同年10月24日, 国务院发布《关于印发2030年前碳达峰行动方案的通知》。“双碳”目标的提出和一系列相关举措的实施, 标志着我国绿色发展迈上新台阶。在新发展阶段, 中国更加注重效率和发展与环境保护之间的协调。其中, 提高全要素生产率是实现高质量发展的关键^[1]。但是全要素生产率只考虑了资本和劳动投入, 在产出端也只考虑期望产出, 在进行可持续发展的分析时, 无法准确衡量生产效率, 因此, 越来越多的研究开始将非期望产出和能源投入

纳入生产率的计算中。本文旨在通过研究环境规制对绿色全要素生产率(GTFP)的影响, 从绿色发展视角, 考察经济发展和生态环境之间的协调关系, 并实证验证“绿水青山”与“金山银山”的兼容性。

1 文献评述

根据是否包含空间因素来分类, 对现有文献进行梳理, 大致可以分为两类, 即无空间因素模型和空间因素模型。无空间因素模型主要通过面板回归的方法来研究环境规制对绿色全要素生产率的影响, 没有考虑空间溢出效应。空间因素模型则在无空间因素模型的基础上, 纳入了空间溢出效应。

首先, 考察无空间因素模型。Martinez-Zarzoso等^[2]对14个OECD国家的样本进行分析, 发现环境规制能够促进企业研发支出, 从而对绿色全要素生产率有正向影响。Manello^[3]对德国和意大利化学行业企业的分析支持了上述结果。李玲等^[4]研究发现环境规制对重度污染制造业绿色全要素生产率的影响呈倒U形, 对中度和轻度污染制造业绿色全要素生产率的影响呈U形。李鹏升等^[5]采用企业层面数据研究发现,

资助项目: 教育部人文社科规划基金“市场规制下绿色技术创新行为影响因素与耦合机制研究”(19YJA790037); 广东省自然科学基金“技术创新视域下企业低碳转型驱动与碳减排机制耦合效应研究”(2018A030313269); 广东省社科两区专项基金项目“多主体视角下深圳市先行示范区绿色技术创新体系构建及对策研究(S23)”(GD20SQ40)。

作者简介: 赖小东(1974—), 副教授, 硕士生导师, 环境与经济研究中心副主任, 研究方向为环境经济、数量经济和可持续建设项目管理, E-mail: tylerlai@126.com。

环境规制短期内会降低绿色全要素生产率,而长期来看则会促进绿色全要素生产率。与此相反,黄庆华^[6]等实证研究发现,短期内减排政策能促进绿色全要素生产率,绿色全要素生产率也有助于降低减排成本,但长期来看,环境规制会抑制绿色全要素生产率。

上述研究忽略了绿色全要素生产率以及环境规制空间上的联系。事实上,可以从以下3个方面来看:①本地的环境规制政策不但会对本地产生作用,还可能通过模仿效应影响邻近地区的环境规制政策;②根据污染避难所假说,当一个地区环境规制较强时,很可能使得该地区的污染密集产业向周边环境规制较弱的地区转移;③绿色全要素生产率本身也存在空间上的扩散效应,绿色全要素生产率反映了一个地区的技术进步,在信息高速传播的今天,本地的技术创新很可能给其他地区带来借鉴或直接为其他地区所用。综合来看,将空间溢出效应纳入对环境规制和绿色全要素生产率的分析中显得尤为必要。

其次,对于空间因素模型,有些研究做了有益尝试。Li等^[7]将中国273个城市按政治属性和地区分成6类,发现在政治地位高的城市,环境规制对绿色全要素生产率具有显著正向的空间溢出效应,而在政治地位低的城市则相反。朱金鹤等^[8]构建绿色全要素生产率的空间溢出模型,发现环境规制对周边地区绿色全要素生产率有抑制作用。邱兆林等^[9]在工业部门也得到了类似的结论,环境规制对邻近地区工业绿色全要素生产率的影响是负的。

上述空间因素模型揭示了环境规制对绿色全要素生产率可能存在的空间溢出效应,但是其理论分析稍显不足,无空间因素模型中所证实的一些效应在上述空间因素模型中没有体现出来,加之对环境规制未做细致区分,导致所得结果与无空间因素模型中的结论有所冲突。环境规制如果对邻近地区绿色全要素生产率只存在抑制作用,那么最好的结果是所有地区都不采取环境规制政策。由于环境规制对本地绿色全要素生产率有促进作用,对邻近地区绿色全要素生产率却有抑制作用,在这样一个囚徒困境中,全社会最优的结果将不会被采纳,也不是一个稳定的纳什均衡,环境规制对绿色全要素生产率的影响将变得模糊,这就导致环境与效率只能在局部达到均衡。基于此,本文试图通过细化理论分析和环境规制类型,从空间计量的角度来构建一个更合意的模型,以弥补现有文献不足,同时给政策制定者提供实践借鉴。

2 理论框架

2.1 环境规制对绿色全要素生产率影响的空间溢出分析

考虑空间因素情况下,可将环境规制对绿色全要素生产率的影响分为直接效应和间接效应。直接效应是指本地的环境规制政策对本地绿色全要素生产率的直接影响;间接效应是指本地的环境规制政策对邻近地区绿色全要素生产率的影响,反映了环境规制的空间溢出效应。间接效应也可以理解为邻近地区环境规制政策对本地绿色全要素生产率的影响。

环境规制的直接效应主要包括遵循成本效应和创新补偿效应。遵循成本效应是指环境规制政策加重了企业的负担,增加了企业的生产成本,更为严厉的规制政策可能使得高污染企业停止生产,效率也就无从谈起。Porter对上述观点持反对态度,“波特假说”指出,环境规制能够激励企业从事创新活动,提升生产效率,从而抵消规制政策带来的成本,即创新补偿效应^[10]。综合来看,环境规制与GTFP之间可能存在U形曲线关系,在环境规制力度较低时,遵循成本效应发挥作用,环境规制力度较高时,创新补偿效应发挥作用。

环境规制的间接效应主要通过模仿效应、警示效应、谴责效应和污染避难所效应4条渠道发挥作用。现有文献对地区间政府政策的模仿行为、警示效应和污染避难所效应有细致的描述,但是却经常忽略一种非正式的约束力量,即地区间的相互谴责,谴责效应并不是正式的或强制的约束,但它在一定程度上影响政府的行为,如果不遵循一定的行为规范,政府担心可能会被周围地区孤立,或影响本地区的形象。由此,本文提出用谴责效应来描述这种非正式的约束。

(1)模仿效应。张宏祥等^[11]认为地方政府之间存在相互模仿行为,这种模仿行为主要是出于竞争的目的,如果周边地区降低环境规制,政府为保证本地的相对竞争优势,也倾向于减轻环境规制力度。

(2)警示效应。邵帅等^[12]研究了中国雾霾污染的空间溢出情况,指出雾霾污染存在警示效应,即地方政府观察到周边地区的环境恶化情况后,会引以为鉴,加强环境规制,尤其是在环境指标纳入官员绩效的考核后,政府会更有动力改善环境。地方政府可以观察到雾霾污染情况,同样也可以观察到其他环境污染情况,本文认为警示效应对于各类环境污染都存在,只要环境绩效纳入官员的考核当中,政府就有动力关注自身和周边的环境情况。

(3)谴责效应。地方政府在关注当地环境状况的

同时，也会关注周边的环境状况，现实中这一情况普遍存在，因为许多污染物是不受限于行政区划的，甲地产生的污染并非只影响甲地的环境。2020年10月17日，日本《共同社》报道，日本政府计划将核污水排放至太平洋，这一行为受到世界各国的普遍关注与谴责，原因无他，核污水一旦倾倒入太平洋，必然会随着洋流扩散开来，导致相关国家利益受损。因此，本文采用谴责效应来描述政府关注邻近地区污染状况和环境政策的现象。当存在谴责效应时，地方政府可能会迫于周边压力，而不得不采取谨慎的政策行为。

(4) 污染避难所效应。污染避难所效应原本指在国际贸易中，污染密集型产业倾向于向环境标准较低的国家或地区转移，这种转移通常是伴随着外商直接投资(FDI)而来的。污染避难所假说是基于贸易自由化条件的，在一国境内，贸易自由化条件基本可以得到满足，产业很大程度上可以自由地在不同区域间转移。当一个地方的环境政策收紧，很可能迫使当地污染密集型产业向环境政策宽松的地区转移。

基于以上分析，本文构建环境规制对绿色全要素生产率的影响机理如图1所示，其中“+”表示提升，“-”表示降低，“?”表示可能提高也可能降低(与邻近地区环境规制力度同向相关)。反馈效应是指本地区环境规制影响邻近地区的环境规制政策后，再反馈到本地GTFP上，GTFP的空间溢出效应是指不同地区绿色全要素生产率之间的相互作用。

2.2 其他影响绿色全要素生产率的相关因素

经济发展水平是影响绿色全要素生产率的重要因素。环境库兹涅茨假说指出，经济发展水平和环境污染呈倒U形关系。经济发展水平较低的时候，一国或一个地区为提升人均收入，通常会优先发展工

业，并且对环境问题的关注较少。随着一个地区经济发展水平的提高，该地区会愈发重视环境问题，从而致力于减少污染和开发绿色环保型技术。经济发展水平的空间溢出效应，一方面表现在经济发展水平高的地区往往会对周边地区存在虹吸作用，使得资源从发展落后的地区流入发达地区；另一方面表现在落后地区在技术创新上搭了发达地区的便车，落后地区并不需要有过多的创新投入，也能利用到先进或次先进的生产技术，从而提升了落后地区的绿色全要素生产率。

外商直接投资(FDI)通常意味着产业的跨国转移。List等^[13]认为国外环境规制严格的地区会通过FDI向环境规制宽松的地区转移污染密集型产业，从而恶化了后者的环境，此即污染避难所假说。与上述观点相反，Zarsky等^[14]、Albornoz等^[15]和Dardati等^[16]认为东道国可以引入发达国家更为先进的环境友好型技术和管理制度，从而改善本国的环境质量，即污染晕轮效应。Wang等^[17]研究发现，在一国之内不同行政区域之间也存在污染晕轮效应。

进出口贸易对国际技术扩散有重要影响。首先，发展中国家的出口部门企业通过参与国际贸易，可以学习发达国家的先进技术，通过干中学效应提升本国的技术水平。其次，当一国参与到国际贸易中时，由于富有竞争力的跨国公司的存在，本国企业面临着更加激烈的市场竞争，迫使本国企业更加注重研发投入和技术创新，通过竞争效应优胜劣汰本国企业，进而提升本国绿色全要素生产率^[18]。

FDI和进出口贸易都与对外开放有关，尽管有研究认为对外开放能够引入先进技术(污染晕轮效应、干中学效应等)，但是对外开放引入的先进技术可能并不是环境友好型技术，能够提升全要素生产率(TFP)却不一定能提升绿色全要素生产率(GTFP)。

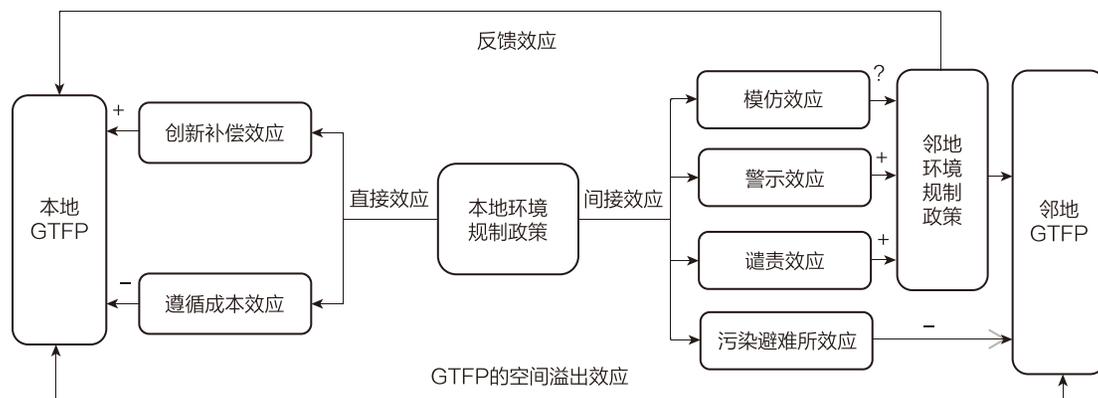


图1 环境规制对绿色全要素生产率影响的空间溢出机理

3 模型与数据

3.1 模型设定

本文在原毅军等的基础上^[19], 构建如下生产函数模型:

$$Y = A(\text{HJ}, \text{FZ}, \text{FDI}, \text{Trade}, t)F(K, L) \quad (1)$$

式中, Y 表示生产总值; $A(\cdot)$ 表示绿色全要素生产率; HJ 为环境规制; FZ 为经济发展水平; FDI 为外商直接投资; Trade 为进出口总额; K 为资本投资; L 为劳动投入。

为简化研究, 将 $A(\cdot)$ 假定为如下形式:

$$A(\text{HJ}, \text{FZ}, \text{FDI}, \text{Trade}, t) = A_{i0} e^{\lambda t} \text{HJ}_i^a \text{FZ}_i^b \text{FDI}_i^c \text{Trade}_i^d \quad (2)$$

式中, i 表示省份; t 表示年份; A_{i0} 表示初始技术水平; a 、 b 、 c 、 d 分别为对应系数。

将式(2)代入式(1)得:

$$Y_{it} = A_{i0} e^{\lambda t} \text{HJ}_i^a \text{FZ}_i^b \text{FDI}_i^c \text{Trade}_i^d F(K_{it}, L_{it}) \quad (3)$$

式(3)两端同时除以 $F(K_{it}, L_{it})$ 得到:

$$\text{GTFP}_{it} = \frac{Y_{it}}{F(K_{it}, L_{it})} = A_{i0} e^{\lambda t} \text{HJ}_i^a \text{FZ}_i^b \text{FDI}_i^c \text{Trade}_i^d \quad (4)$$

式(4)两端同时取对数:

$$\ln \text{GTFP}_{it} = \ln A_{i0} + \lambda t + a \ln \text{HJ}_{it} + b \ln \text{FZ}_{it} + c \ln \text{FDI}_{it} + d \ln \text{Trade}_{it} \quad (5)$$

由于绿色全要素生产率在时间上存在路径依赖, 在式(5)中加入绿色全要素生产率的一期滞后项作为解释变量, 得到:

$$\ln \text{GTFP}_{it} = \alpha \ln \text{GTFP}_{i,t-1} + a \ln \text{HJ}_{it} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式中, α 为时间滞后系数; \mathbf{X} 为相关影响因素向量[根据式(5)取对数处理]; $\boldsymbol{\beta}$ 为系数向量; ε_{it} 为随机误差项。

为考察绿色全要素生产率的空间溢出效应以及环境规制等因素对绿色全要素生产率的影响是否存在空间溢出, 本文在式(5)的基础上构建个体固定效应空间杜宾模型(SDM):

$$\ln \text{GTFP}_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} \ln \text{GTFP}_{jt} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{W}\mathbf{X}\boldsymbol{\theta} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

式中, ρ 为空间滞后系数, 表示邻近地区绿色全要素生产率对本地区绿色全要素生产率的影响; \mathbf{X} 为相关影响因素向量(与前文保持一致); \mathbf{W} 为空间权重矩阵; $\boldsymbol{\beta}$ 和 $\boldsymbol{\theta}$ 为相应系数向量; ε_{it} 为随机误差项。

相关影响因素对绿色全要素生产率的影响不仅包

括直接效应, 还包括间接效应, 前者为解释变量对本地区被解释变量的影响, 后者为解释变量对邻近地区被解释变量的影响, 即空间溢出效应, 两者的总的的影响即是总效应。

此外, 考虑到环境规制等因素对绿色全要素生产率的影响很可能存在路径依赖, 前一期的影响往往会延续到下一期, 并且绿色全要素生产率当中所隐含的技术进步等因素本身也能够通过累积效应作用到下一期, 来促进下一期的技术进步。因此, 本文将式(7)扩展为动态空间杜宾模型, 通过引入绿色全要素生产率的一期滞后项来考察绿色全要素生产率的时间滞后效应。

$$\ln \text{GTFP}_{it} = \alpha \ln \text{GTFP}_{i,t-1} + \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} \ln \text{GTFP}_{jt} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{W}\mathbf{X}\boldsymbol{\theta} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

式中, α 为时间滞后系数, 反映前一期绿色全要素生产率对当期的影响。本文接下来将根据式(8)的模型形式进行空间计量回归。

3.2 空间权重矩阵

本文借鉴邵帅等的做法, 以省会城市(自治区首府)之间距离的倒数作为权重, 构造反距离矩阵(\mathbf{W}_1), 反距离矩阵对邻近的省份赋予更大的权重, 对相隔较远的省份赋予更低的权重。由于反距离矩阵只考虑了省份之间地理上的联系, 而忽略了经济上的联系, 本文借鉴邵帅等构造的地理经济距离空间权重矩阵(\mathbf{W}_2), 将省份之间的经济联系纳入权重矩阵中, 其元素 w_{ij} 为 i 省(区、市)省会(自治区首府)与 j 省(区、市)省会(自治区首府)距离倒数乘以 i 省(区、市)人均 GDP 年均值占所有省份人均 GDP 年均值的比重^[12]。

尽管以省会城市(自治区首府)作为一省(区、市)地理因素的概括存在很大弊病, 现实中省域的面积十分辽阔, 邻接的两省(区、市)也可能因省会城市(自治区首府)距离较远而使得两者间的权重较低, 但是由于省会城市(自治区首府)在一个省份内通常具有全方位压倒性的优势地位, 这表现为省会城市(自治区首府)在经济、工业、科教等方面的领先, 因此以省会城市(自治区首府)之间距离来粗略表示省份之间的距离, 存在一定的合理性, 同时也简化了我们的分析。

3.3 空间溢出效应检验

本文采用全局莫兰指数(Moran's I)检验 GTFP

和环境规制的空间相关性，Moran's I 的计算公式为

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (9)$$

式中， n 为省份个数； w_{ij} 为空间权重； x 和 \bar{x} 分别为待检测变量及其均值； $-1 \leq I \leq 1$ ，当 $0 < I \leq 1$ 时，说明 x 存在空间正相关，当 $-1 \leq I < 0$ 时，说明 x 存在空间负相关。

表 1 中列出了 GTFP 和环境规制的全局 Moran's I 值，环境规制（总体规制 HJ）采用环境污染治理投资总额表示。可以发现，GTFP 的 Moran's I 值只在部分年份显著为正，而 ln HJ 的 Moran's I 值在全部年份都显著为正，这表明 GTFP 和环境规制很可能存在空间溢出效应，但是否真的存在空间溢出还需要通过回归结果来进一步判断。

表 1 历年全局 Moran's I 值

年份	GTFP		ln HJ	
	Moran's I	Z 值	Moran's I	Z 值
2004	—	—	0.080***	3.419
2005	0.015*	1.612	0.086***	3.606
2006	-0.034	0.012	0.073***	3.201
2007	-0.056	-0.639	0.091***	3.729
2008	-0.056	-0.987	0.101***	4.005
2009	0.009*	1.435	0.080***	3.448
2010	-0.031	0.121	0.037**	2.162
2011	0.024**	1.868	0.086***	3.597
2012	0.025**	1.780	0.069***	3.118
2013	-0.000	1.061	0.053***	2.669
2014	0.064***	3.042	0.075***	3.374
2015	0.035**	2.195	0.056***	2.756
2016	-0.027	0.394	0.039**	2.173
2017	-0.030	0.149	0.057***	2.701
2018	0.031**	1.998	0.072***	3.187
2019	0.013*	1.597	0.079***	3.360

注：空间权重矩阵采用地理经济距离空间权重矩阵 (W_2)。*** 表示在 1% 水平上显著，** 表示在 5% 水平上显著，* 表示在 10% 水平上显著，下同

图 2 显示的是 2005 年和 2019 年 GTFP 和 lnHJ 的 Moran 散点图，横坐标分别为标准化的 GTFP 和 ln HJ，纵坐标分别为 GTFP 和 ln HJ 的空间滞后项，从

图 2 中可以发现，拟合线穿过第一和第三象限，表现为“高高”集聚和“低低”集聚。因此在考察环境规制对 GTFP 的影响时不能忽略空间溢出效应。

3.4 数据来源与处理

本文数据来自历年《中国统计年鉴》、各省（区、市）历年统计年鉴、国泰安数据库以及历年《中国环境统计年鉴》。经收集整理，选定 30 个省（区、市）^① 2004—2019 年的面板数据作为样本。

计算绿色全要素生产率需要期望产出、非期望产出和投入数据，期望产出是“好”的产出，一般采用生产总值指标，非期望产出是“坏”的产出，一般用污染物排放表示，投入除资本和劳动外，还包括能源投入，能源投入一般采用能源消费总量作为衡量指标。本文基于 SBM 方向距离函数，采用 MaxDEA 软件测算 Malmquist-Luenberger (ML) 指数，ML 指数构造方法参考 Fukuyama 等^[20]、张娟等^[21]，限于文章篇幅，本文不再赘述。

期望产出指标：采用 30 个省级单位 2004—2019 年的生产总值（亿元）作为期望产出。为使数据具有可比性，本文采用世界银行公布的按 GDP 平减指数衡量的中国年通货膨胀率来剔除价格因素，以 2000 年为基期，将数据调整到以 2000 年为不变价的可比水平。

非期望产出指标：对于非期望产出指标的选择，考察已有的做法，本文认为污染物排放既包括废气排放也包括废水排放，并且主要是来源于工业行业，综合考虑数据的可得性。因此，本文采用工业废气排放量（亿 m^3 ）和工业废水排放量（万 t）作为非期望产出指标^[22,23]。由于可获取的相关年鉴中工业废气排放量只更新到 2015 年，因此采用 2016—2019 年工业二氧化硫排放量和工业烟（粉）尘排放量作为 2016—2019 年工业废气排放量的替代指标。

资本投入指标：采用永续盘存法估算 30 个省（区、市）的资本存量，公式为

$$K_{it} = (1 - \delta) K_{i,t-1} + \frac{I_{it}}{P_{it}} \quad (10)$$

式中， K_{it} 为 t 年 i 省（区、市）的资本投入； δ 为折旧率； I_{it} 为 t 年 i 省（区、市）的固定资产投资； P_{it} 为 t 年 i 省（区、市）的固定资产投资平减指数。本文以 2000 年为基期，将固定资产投资调整到以 2000 年为不变价的水平。参照颜鹏飞等^[24]的做法，采取

① 本文样本不包括西藏自治区和港澳台地区。

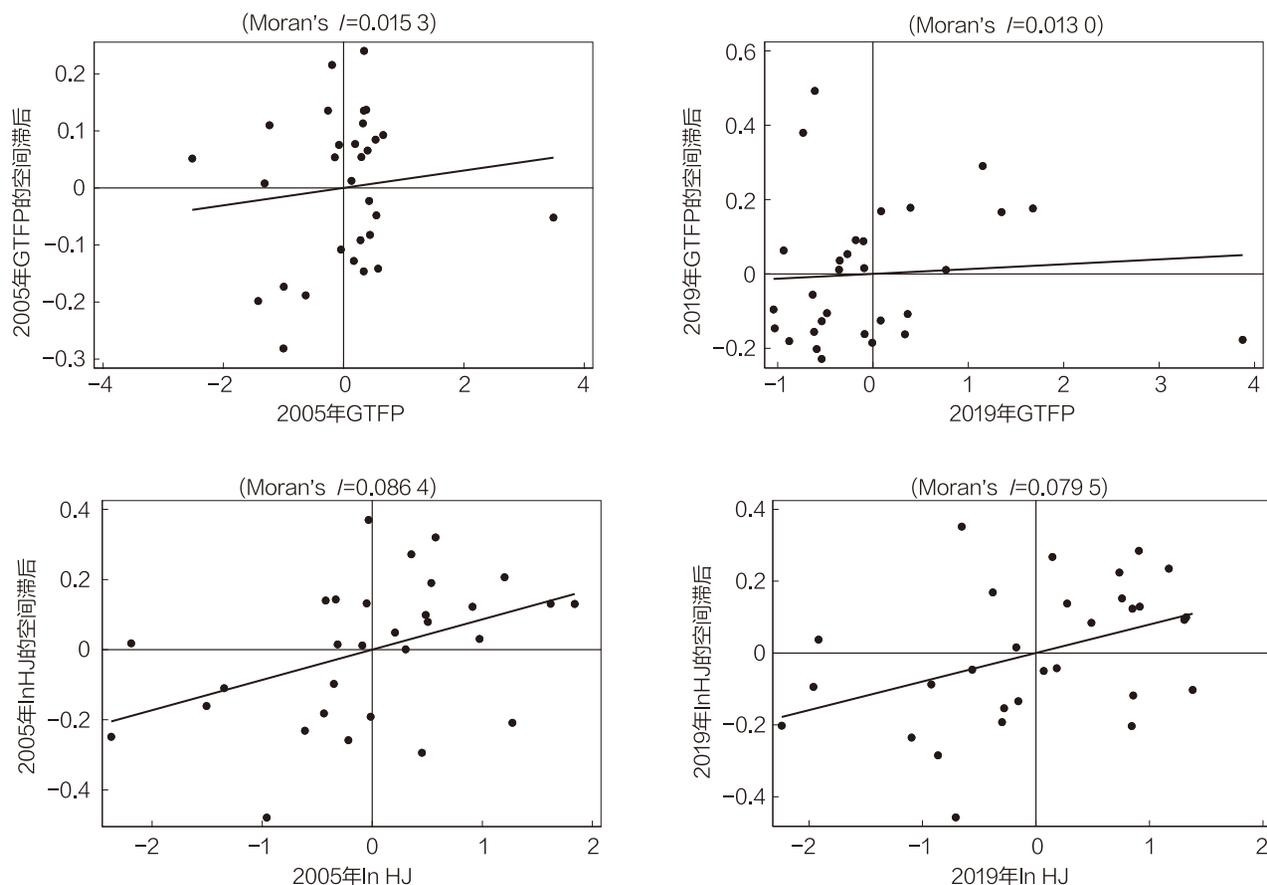


图2 2005年和2019年GTFP和ln HJ的Moran散点图

$\delta=5\%$ 。

本文的资本原值数据采用张军报告的结果^[25],该报告计算了2000年当年价的各省(区、市)资本原值,并将四川和重庆的数据做了合并处理,本文根据2000年重庆和四川的固定资产投资额比例(其中重庆的比重为28.76%,四川的比重为71.24%),将2000年报告中四川资本原值划分成四川和重庆两部分,作为四川和重庆各自的资本原值。

劳动投入指标:采用30个省级单位2004—2019年从业人员数(万人)作为劳动投入。

能源投入指标:采用30个省级单位2004—2019年能耗总量(万吨标准煤)为能源投入。

环境规制指标:本文将环境规制分为总体规制(HJ)、工业废气规制(FQ)、工业废水规制(FS)、工业固废规制(FG)和光污染规制(L),其中总体规制采用2004—2019年环境污染治理投资额来衡量,工业废气规制采用2004—2019年工业废气治理设施当年运行费用来衡量,工业废水规制采用2004—2019年工业废水治理设施当年运行费用来衡量,工业固废规制采用2004—2015年工业固体废物处置量来衡量。对于光污染规制,可参考的文献较少,本文构造如下

变量来衡量光污染规制:

$$L_{it} = \frac{GDP_{it} / \text{mean}(GDP_t)}{DN_{it} / \text{mean}(DN_t)} \quad (11)$$

式中,GDP表示人均GDP; $\text{mean}(\cdot)$ 表示求均值;DN为美国国家海洋和大气管理局(NOAA)发布的夜间稳定灯光亮度指标(DN值)。本文参考李雪萍等对DN值源数据进行校正^[26],计算得到中国2004—2013年各省(区、市)夜间灯光亮度值。 L_{it} 表示各省(区、市)人均GDP相对全国人均GDP平均值的偏离度比上各省(区、市)夜间灯光亮度相对全国夜间灯光亮度平均值的偏离度。 L_{it} 越接近1,表示夜间灯光亮度与经济发展水平是相适应的; $L_{it} > 1$,表示夜间灯光亮度没有达到经济发展水平的高度,意味着政府对光污染的规制力度较大; $L_{it} < 1$,表示夜间灯光亮度超出了经济发展水平应有的程度,意味着政府对光污染的规制力度宽松。

其他影响因素变量的选择:经济发展水平(FZ)通常采用人均GDP来衡量,本文引入FZ的二次项,来考察环境库兹涅茨假说。对外开放采用外商直接投资(FDI)和进出口总额(Trade)来衡量。污染程度

(WR)采用工业废气排放量和工业废水排放量的乘积来衡量。所有变量取对数处理。

4 实证结果

4.1 总体规制的影响

双向固定效应模型面板回归结果如表 2 所示。其中, ln GTFP 的一期滞后项系数都在 1% 的水平上显著为正, 表明绿色全要素生产率在时间上存在路径依赖, 因为技术具有累积效应, 其影响作用随着时间的拉长而逐渐累积。在不考虑空间溢出效应的情况下, 环境规制对绿色全要素生产率有显著的影响, 无论是从总体规制角度, 还是从工业废气、工业废水以及工业固废的角度来看, 环境规制与绿色全要素生产率之间都呈现显著的 U 形曲线关系。环境规制相当于给企业增加了一项治理污染的成本, 当环境规制力度较为宽松时, 企业承担的治污成本较小, 没有动力提高其生产技术和治污能力, 在遵循成本效应下, 企业以

更高的成本进行生产, 这就导致 GTFP 的下降。当环境规制力度提升到一定程度后, 一方面, 一些高污染企业无法满足环境规制要求, 从而退出市场; 另一方面, 现有企业迫于成本压力, 不得不加大创新投入, 努力提升技术水平、降低污染排放, 以符合环境规制要求, 这使得 GTFP 提升。上述结论验证了“波特假说”, 即环境规制能够促使企业从事创新活动以抵消环境规制的成本, 产生创新补偿效应。

光污染规制对 GTFP 的影响是负的, 这可能是因为目前我国许多工厂实现“三班倒”制度, 即早、中、晚三班轮换, 一旦对灯光进行限制, 则会极大地影响晚班的生产。此外, 很多生产车间全天都需要开灯运作, 灯光供应不足会导致企业生产效率降低, 甚至无法生产。

考察其他影响 GTFP 的因素。经济发展水平与 GTFP 之间呈 U 形曲线关系, 验证了环境库兹涅茨假说。FDI 的系数显著为负, 表明污染避难所效应大于污染晕轮效应, 发达国家将污染密集型产业转移到环境规制更为宽松的中国。进出口贸易的系数除了在模型 (5) 中显著为正以外, 在其他的模型中都不显著, 这表明本土企业在参与国际贸易的过程中可能并没有引进环境友好型技术。最后, 污染物的排放增加会恶化环境状况, 从而降低 GTFP。

上述分析是基于面板回归结果的, 没有考虑空间溢出效应, 当引入空间权重矩阵时, 环境规制不但影响本地 GTFP, 还会对邻近地区 GTFP 产生作用。本文先考察总体规制的情况, 结果如表 3 所示。模型 (6) 和模型 (8) 是静态空间模型, 模型 (7) 和模型 (9) 是动态空间模型。从模型 (7) 和 (9) 中可以发现, ln GTFP 的滞后一期项系数 α 都在 1% 的水平上显著为正, 表明 GTFP 存在路径依赖, 因此动态模型的设计是合理的, GTFP 的时间滞后效应不能被忽略。动态空间杜宾模型中的 ρ 在 5% 的水平上显著为正, 即 GTFP 存在空间溢出效应, 邻近地区 GTFP 越高, 越能带动本地区的 GTFP 增长, 这一结果与张科伟等^[27]、任阳军等^[28]的研究结果相一致。模型 (7) 和 (9) 中, $W \times \ln HJ$ 和 $W \times (\ln HJ)^2$ 的系数都在 10% 的水平上显著, 表明环境总体规制对 GTFP 的影响存在空间溢出效应, 即邻地环境总体规制越严格, 本地 GTFP 先提升后下降, 呈现倒 U 形曲线关系。这是因为邻地环境规制较弱时, 邻地环境状况可能逐渐恶化, 这对本地产生警示作用, 本地从而努力改善环境状况, 使得本地 GTFP 有所提升。当邻地环境规制收紧时, 根据污染避难所假说, 一些高污染企业无法再

表 2 双向固定效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ln HJ	-0.287***	—	—	—	—
(ln HJ) ²	0.029***	—	—	—	—
ln FQ	—	-0.834***	—	—	—
(ln FQ) ²	—	0.033***	—	—	—
ln FS	—	—	-0.784***	—	—
(ln FS) ²	—	—	0.034***	—	—
ln FG	—	—	—	-0.060**	—
(ln FG) ²	—	—	—	0.005**	—
ln L	—	—	—	—	0.214
(ln L) ²	—	—	—	—	-0.386***
ln GTFP _{t-1}	0.622***	0.592***	0.628***	0.686***	0.559***
ln FZ	-1.945***	-2.135***	-2.093***	-2.899***	-4.450***
(ln FZ) ²	0.097***	0.107***	0.105***	0.147***	0.215***
ln FDI	-0.030**	-0.034**	-0.031**	-0.040*	-0.039
ln Trade	0.081***	0.078***	0.062**	0.105***	0.156***
ln WR	-0.008	-0.007	-0.025*	-0.022	-0.113
常数项	9.658***	15.077***	14.542***	13.948***	21.438***
时间效应	是	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是	是
R ² (within)	0.72	0.73	0.72	0.63	0.56
N	450	450	450	330	270

注: 限于文章篇幅, 表中未给出 t 值

表3 空间计量回归结果一

权重矩阵	反距离矩阵 (W_1)		地理经济距离空间权重矩阵 (W_2)	
	(6)	(7)	(8)	(9)
变量				
$\ln \text{GTFP}_{t-1}(\alpha)$	—	0.803*** (40.02)	—	0.803*** (40.02)
$W \times \ln \text{GTFP}(\rho)$	-0.027 (-0.16)	0.292** (1.98)	-0.027 (-0.16)	0.292**
$\ln \text{HJ}$	-0.704*** (-7.51)	0.026 (0.58)	-0.704*** (-7.51)	0.026 (0.58)
$(\ln \text{HJ})^2$	0.068*** (7.07)	-0.003 (-0.64)	0.068*** (7.07)	-0.003 (-0.64)
$W \times \ln \text{HJ}$	-0.300 (-0.52)	0.648* (1.93)	-0.300 (-0.52)	0.648* (1.93)
$W \times (\ln \text{HJ})^2$	0.061 (1.05)	-0.056* (-1.70)	0.061 (1.05)	-0.056* (-1.70)
控制变量	是	是	是	是
$R^2(\text{within})$	0.51	0.53	0.51	0.53
N	480	450	480	450

注：控制变量包括经济发展水平及其平方项、FDI、进出口总额和污染排放量。限于文章篇幅，表中未列出控制变量的系数，括号内为 z 值。下同

在邻地生存，只能转移到环境规制更为宽松的本地，将污染也带到本地区，使得本地GTFP下降。

环境规制除了对GTFP的影响存在空间溢出效应之外，其本身也可能存在空间溢出效应，即邻近地区的环境规制政策会相互影响。本文采用环境规制作为被解释变量进行空间回归，计量模型为动态空间杜宾模型，结果如表4所示。在两种空间权重矩阵模型中， ρ 都在1%的水平上显著为正，这表明环境规制确实存在空间溢出效应，邻近地区会相互模仿，使得环境规制力度趋同。并且采取严格环境规制的地区，为保护自身利益，通常也会谴责周围环境规制力度较为宽松的地区，迫使对方采取和自己相近力度的环境规制

表4 总体规制作为被解释变量

权重矩阵	反距离矩阵 (W_1)	地理经济距离空间权重矩阵 (W_2)
变量	(10)	(11)
$\ln \text{HJ}_{t-1}(\alpha)$	0.682*** (17.31)	0.682*** (17.31)
$W \times \ln \text{HJ}(\rho)$	0.818*** (3.96)	0.818*** (3.96)
控制变量	是	是
$R^2(\text{within})$	0.84	0.84
N	450	450

政策。总之，模仿效应和谴责效应共同使地区间的环境规制力度趋同。

4.2 其他环境规制的影响

本文进一步考察工业废气规制、工业废水规制、工业固废规制和光污染规制的影响，空间计量回归结果如表5所示。从中可以发现， α 都在1%的水平上显著，说明GTFP的时间滞后效应是稳健的。工业废气规制存在显著的空间溢出效应，邻地工业废气规制对本地GTFP的影响是倒U形的，这与总体规制的结果相类似。但是工业废水规制的空间溢出效应是线性为正的，这表明邻近地区工业废水规制越强，越有利于本地区GTFP的提升，这可能是因为工业废水对环境造成的污染相比于工业废气而言，更加难以消除，容易积累并遗留在江河湖海中产生长期影响。并且产生工业废水的行业如冶金行业、造纸业、化工业等，其分布通常与资源的地理分布有关，不会轻易转移，地方政府一般也不会制定让该行业无法存续的严苛政策，使得污染避难所假说不成立，因此工业废水规制的空间溢出效应线性为正。

工业固废规制的空间滞后项不显著，不具有空间溢出效应，这是因为固体废物难以流动，基本上只对本地区的环境状况产生影响，因此工业固废规制主要是针对本地区，表现为本地影响。同理，光污染规制的空间溢出效应不显著，这可能是因为光污染主要影响本地区的环境状况，几乎很难影响邻近地区。

为考察邻近地区环境规制政策是否会影响本地区环境规制政策，分别采用工业废气规制、工业废水规制、工业固废规制和光污染规制作为被解释变量进行空间计量回归，结果如表6所示。可以发现，工业废气规制、工业废水规制和工业固废规制的 ρ 分别在5%、1%和5%的水平上显著为正，表明三者存在显著的空间溢出效应，不同地区之间的工业“三废”规制政策会相互影响，与上文对总体规制的分析相一致。而光污染规制的 ρ 并不显著，说明光污染规制并不存在空间溢出效应，这可能是因为光污染问题尚不严重，没有得到政府的重视，地方政府也不会过多关注邻近地区的光污染情况。

5 结论及政策建议

习近平总书记强调，“既要绿水青山，又要金山银山”。环境规制是解决环境问题和促进经济高质量发展的重要抓手，本文通过研究环境规制对绿色全要素生产率的影响作用，从实证角度证明了“绿水青山

表5 空间计量回归结果二

权重矩阵 变量	反距离矩阵 (W_1)				地理经济距离空间权重矩阵 (W_2)			
	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)
$\ln \text{GTFP}_{t-1}(\alpha)$	0.782***	0.805***	0.790***	0.712***	0.782***	0.805***	0.790***	0.712***
$W \times \ln \text{GTFP}(\rho)$	0.301**	0.265*	0.320**	0.326	0.301**	0.265*	0.320**	0.326
$\ln \text{FQ}$	-0.118	—	—	—	-0.118	—	—	—
$(\ln \text{FQ})^2$	0.004	—	—	—	0.004	—	—	—
$\ln \text{FS}$	—	0.024	—	—	—	0.024	—	—
$(\ln \text{FS})^2$	—	-0.001	—	—	—	-0.001	—	—
$\ln \text{FG}$	—	—	-0.033**	—	—	—	-0.033**	—
$(\ln \text{FG})^2$	—	—	0.004***	—	—	—	0.004***	—
$\ln L$	—	—	—	0.681	—	—	—	0.681
$(\ln L)^2$	—	—	—	0.110	—	—	—	0.110
$W \times \ln \text{FQ}$	1.999***	—	—	—	1.999***	—	—	—
$W \times (\ln \text{FQ})^2$	-0.073**	—	—	—	-0.073**	—	—	—
$W \times \ln \text{FS}$	—	1.381*	—	—	—	1.381*	—	—
$W \times (\ln \text{FS})^2$	—	-0.048	—	—	—	-0.048	—	—
$W \times \ln \text{FG}$	—	—	0.046	—	—	—	0.046	—
$W \times (\ln \text{FG})^2$	—	—	-0.006	—	—	—	-0.006	—
$W \times \ln L$	—	—	—	-2.435	—	—	—	-2.434
$W \times (\ln L)^2$	—	—	—	2.142	—	—	—	2.142
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
$R^2(\text{within})$	0.74	0.60	0.83	0.44	0.74	0.60	0.83	0.44
N	450	330	330	270	450	450	330	270

注：表中未列出 z 值

表6 其他环境规制作为被解释变量

权重矩阵 变量	反距离矩阵 (W_1)				地理经济距离空间权重矩阵 (W_2)			
	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)
$\ln \text{FQ}_{t-1}(\alpha)$	0.426***	—	—	—	0.426***	—	—	—
$W \times \ln \text{FQ}(\rho)$	0.279**	—	—	—	0.279**	—	—	—
$\ln \text{FS}_{t-1}(\alpha)$	—	0.454***	—	—	—	0.454***	—	—
$W \times \ln \text{FS}(\rho)$	—	0.569***	—	—	—	0.569***	—	—
$\ln \text{FG}_{t-1}(\alpha)$	—	—	0.610***	—	—	—	0.610***	—
$W \times \ln \text{FG}(\rho)$	—	—	0.632**	—	—	—	0.632**	—
$\ln L_{t-1}(\alpha)$	—	—	—	0.090***	—	—	—	0.090***
$W \times \ln L(\rho)$	—	—	—	0.156	—	—	—	0.156
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
$R^2(\text{within})$	0.83	0.48	0.10	0.27	0.83	0.48	0.10	0.27
N	450	450	330	270	450	450	330	270

注：表中未给出 z 值和控制变量系数

就是金山银山”理念的的科学性和合理性，即“绿水青山”和“金山银山”是可以兼容的，人不负青山，青山定不负人，改善环境和提升效率并不矛盾，环境规制能够促进绿色全要素生产率，实现经济高质量发展。

实证分析发现，GTFP 存在路径依赖，前一期的 GTFP 能够促进下一期 GTFP，同时，GTFP 存在空间溢出效应，相邻地区的 GTFP 越高越能带动本地区的 GTFP 提升，从而形成局部俱乐部现象。在面板回归中，环境总体规制与 GTFP 之间呈现 U 形曲线关系，说明在环境规制力度较低时，遵循成本效应发挥作用，环境规制力度较高时，创新补偿效应发挥作用，工业废气规制、工业废水规制和工业固废规制的结果也支持了这个结论。光污染规制对 GTFP 的影响是负向的，这可能与企业生产运作过程中对灯光的大量需求有关。在引入了空间因素后，环境总体规制对 GTFP 的影响存在空间溢出效应，但具体来看，各项规制的影响各不相同，工业废气规制的空间溢出效应是倒 U 形的，工业废水规制的空间溢出效应是线性为负的，而工业固废规制和光污染规制的空间溢出效应不显著。这主要是因为空气污染和水污染具有流动性，能够对周围地区的环境产生影响，而固体污染和光

污染的流动性较低,更多地表现为本地影响。

针对本文实证结果,提出如下建议:第一,环境规制存在空间溢出效应,中央政府应对环境规制政策进行统一协调,充分考虑地区之间环境规制政策对绿色全要素生产率的空间溢出作用,在总的方针指导下,各地又可以根据自身情况适当制定符合自身发展规律的环境规制政策。第二,针对工业废气、工业废水、工业固体废物和光污染应制定不同的环境规制政策,而不是“一刀切”,不同行业效率不同,产生的效益也不同,关键是要把握效率提升和环境治理之间的平衡点。第三,对于绿色全要素生产率低下的地区——通常是以资源开发为主的地区,要引导其进行经济转型。这些地区经济发展水平和发达地区不能同日而语,许多污染密集型产业是其赖以生存的支柱型产业,或者本身就是从发达地区转移而来的,作为补偿,对这些地区的环境标准要求可以适当放宽,但根本目的还是经济高质量、可持续发展。第四,绿色全要素生产率存在空间溢出效应,各个地区可以互相借鉴先进的技术和管理模式,但需警惕人为设置壁垒,阻碍要素自由流动,造成市场分割,进而削弱其技术扩散效应,政府应当努力消除省际的市场分割现象,为国内大循环打下良好的基础。

参考文献

- [1] 胡鞍钢. 未来经济增长取决于全要素生产率提高[J]. 政策, 2003(1): 31-32.
- [2] MARTÍNEZ-ZARZOSO I, BENGOCHEA-MORANCHO A, MORALES-LAGE R. Does environmental policy stringency foster innovation and productivity in OECD countries?[J]. Energy policy, 2019, 134: 110982.
- [3] MANELLO A. Productivity growth, environmental regulation and win-win opportunities: The case of chemical industry in Italy and Germany[J]. European journal of operational research, 2017, 262(2): 733-743.
- [4] 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.
- [5] 李鹏升, 陈艳莹. 环境规制、企业议价能力和绿色全要素生产率[J]. 财贸经济, 2019, 40(11): 144-160.
- [6] 黄庆华, 胡江峰, 陈习定. 环境规制与绿色全要素生产率: 两难还是双赢?[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(11): 140-149.
- [7] LI B, WU S 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: 342-353.
- [8] 朱金鹤, 王雅莉. 创新补偿抑或遵循成本? 污染光环抑或污染天堂?——绿色全要素生产率视角下双假说的门槛效应与空间溢出效应检验[J]. 科技进步与对策, 2018, 35(20): 46-54.
- [9] 邱兆林, 王业辉. 行政垄断约束下环境规制对工业生态效率的影响——基于动态空间杜宾模型与门槛效应的检验[J]. 产业经济研究, 2018(5): 114-126.
- [10] PORTER M E. America's green strategy[J]. Scientific American, 1991, 264(4): 168.
- [11] 张宏翔, 王铭樞. 公众环保诉求的溢出效应——基于省际环境规制互动的视角[J]. 统计研究, 2020, 37(10): 29-38.
- [12] 邵帅, 李欣, 曹建华, 等. 中国雾霾污染治理的经济政策选择——基于空间溢出效应的视角[J]. 经济研究, 2016, 51(9): 73-88.
- [13] LIST J A, CO C Y. The effects of environmental regulations on foreign direct investment[J]. Journal of environmental economics and management, 2000, 40(1): 1-20.
- [14] ZARSKY L, HAVENS, HALOS, et al. Untangling the evidence about foreign direct investment and the environment[J]. Foreign direct investment and the Environment, 1999, 13(8): 47-74.
- [15] ALBORNOZ F, COLE M A, ELLIOTT R J R, et al. In search of environmental spillovers[J]. The world economy, 2009, 32(1): 136-163.
- [16] DARDATI E, SAYGILI M. Multinationals and environmental regulation: are foreign firms harmful?[J]. Environment and development economics, 2012, 17(2): 163-186.
- [17] WANG H, DONG C G, LIU Y. Beijing direct investment to its neighbors: a pollution haven or pollution halo effect?[J]. Journal of cleaner production, 2019, 239: 118062.
- [18] 齐绍洲, 徐佳. 贸易开放对“一带一路”沿线国家绿色全要素生产率的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(4): 134-144.
- [19] 原毅军, 谢荣辉. FDI、环境规制与中国工业绿色全要素生产率增长——基于 Luenberger 指数的实证研究[J]. 国际贸易问题, 2015(8): 84-93.
- [20] FUKUYAMA H, WEBER W L. A directional slacks-based measure of technical inefficiency[J]. Socio-economic planning sciences, 2009, 43(4): 274-287.
- [21] 张娟, 耿弘, 徐功文, 等. 环境规制对绿色技术创新的影响研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(1): 168-176.
- [22] 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.
- [23] 陈诗一. 中国的绿色工业革命: 基于环境全要素生产率视角的解释(1980—2008)[J]. 经济研究, 2010, 45(11): 21-34, 58-58.
- [24] 颜鹏飞, 王兵. 技术效率、技术进步与生产率增长: 基于 DEA 的实证分析[J]. 经济研究, 2004, 39(12): 55-65.
- [25] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952—2000[J]. 经济研究, 2004, 39(10): 35-44.
- [26] 李雪萍, 贡璐. DMSP/OLS 和 VIIRS/DNB 夜间灯光影像的校正及拟合[J]. 测绘通报, 2019(7): 138-146.
- [27] 张伟科, 葛尧. 对外直接投资对绿色全要素生产率的空间效应影响[J]. 中国管理科学, 2021, 29(4): 26-35, doi: 10.16381/j.cnki.issn1003-207x.2019.0978.
- [28] 任阳军, 田泽, 梁栋, 等. 产业协同集聚对绿色全要素生产率的空间效应[J]. 技术经济与管理研究, 2021(9): 124-128.

Environmental Regulation and Green Development from the Perspective of Spatial Spillover: Dilemma or Harmonization

LAI Xiaodong*, WANG Chengtian, LIN Xiuli

(School of Economics and Management, South China Normal University, Guangzhou 510631, China)

Abstract: Green development is an inevitable trend of future economic development, and improving green total factor productivity is an important way to achieve high-quality economic development. Environmental regulation is an effective guarantee to solve environmental problems. Based on the panel data of 30 provinces in China from 2004 to 2019, this paper constructs a dynamic spatial Durbin model to empirically study the spatial spillover effects of environmental overall regulation, industrial waste gas regulation, industrial wastewater regulation, industrial solid waste regulation and light pollution regulation on green total factor productivity (GTFP). The results show that the impact of environmental overall regulation on local GTFP is U-shaped. The results of industrial waste gas regulation, industrial wastewater regulation and industrial solid waste regulation support this conclusion, while light pollution regulation has an inhibitory effect on local GTFP. The effect of overall regulation on GTFP of neighboring areas is inverted “U”, and the impact of specific regulations is different. The results of industrial waste gas regulation and overall regulation are similar, while the spatial spillover effect of industrial wastewater regulation is negative, and the spatial spillover effect of industrial waste solid regulation and light pollution regulation is not significant. This paper verifies the compatibility of “lucid waters and lush mountains” and “golden mountains and silver mountains” from an empirical perspective. There is no contradiction between environmental regulation and efficiency improvement. When formulating environmental regulation policies, it is necessary to consider the coordination between regions and the actual situation of specific industries.

Keywords: environmental regulation; GTFP; spatial spillover effect; light pollution