

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

□金 刚 沈坤荣

摘要: 本文采用两区制空间 Durbin 模型对地方政府间环境规制执行互动形式进行检验, 随后构建 SLX 模型从本地效应和溢出效应视角将“波特假说”和“污染避难所假说”嫁接起来, 全面考察地方政府环境规制执行互动对城市生产率增长的影响。实证结果显示, 地理相邻城市间同时存在逐底竞赛和竞相向上的非对称性环境规制执行互动, 加剧了污染企业的空间自选择效应, 使得地理相邻城市间形成以邻为壑的生产率增长模式。与此同时, 经济相邻城市间表现出竞相向上的对称性环境规制执行互动, 缓解了污染企业的空间自选择效应, 使得经济相邻城市间形成以邻为伴的生产率增长模式。更重要的是, 虽然波特效应推动了城市生产率增长, 但是污染避难所的存在使得部分企业选择跨地迁移而非就地创新, 削弱了环境规制倒逼企业从事创新的波特效应, 不利于中国经济的长期增长。本文的研究结论表明, 推动对地方政府环境规制执行的针对性监管和适应性激励, 尤其使得地理相邻的城市就协同规制达成共识, 将有助于中国经济的长期增长。

关键词: 环境规制 执行互动 全要素生产率 以邻为壑 以邻为伴

一、引言

作为地方政府治理的重要组成部分, 地方政府环境规制与企业决策行为之间的关系在学术研究中一直受到广泛的关注(Milani, 2016)。现有文献在讨论地方政府环境规制与企业决策行为的关系时, 主要针对企业的创新行为和迁址行为展开, 并分别提出了两个有趣的理论: 波特假说和污染避难所假说。波特假说认为, 严格且适宜的环境规制能够倒逼企业从事创新, 原因在于企业提升技术创新水平可以降低自身环境治理的成本(Porter and van der Linde, 1995; Popp et al., 2010); 污染避难所假说认为, 当一国加强环境规制后, 为了降低污染治理成本, 污染企业会迁移到环境规制程度较低的国家, 该国则为污染企业提供了避难所(Copeland and Taylor, 2004)。关于环境规制影响企业决策行为的两个理论看似独立, 实则存在内在联系。对污染企业而言, 就地创新与跨地转移在降低环境治理成本上具有替代效应, 以往研究却大多忽视了这一点。因此, 有必要将两个理论结合起来, 分析环境规制对企业决策行为的影响, 从而推进经济学者和政策制定者对这一问题的理解。

具体到中国地方政府环境规制的研究, 不容忽视的一点是: 自分税制改革以来, 在分权治理结构和政绩考核体制的双重作用下, 地方政府为增长而展开竞争, 在环境政策上往往会形成策略性行为。结合当前中国普遍存在的环境污染问题, 有研究认为, 为了争夺流动性要素和固化本地资源, 地方政府的环境规制行为呈现逐底竞赛的特征(李永友、沈坤荣, 2008; 李胜兰等, 2014; 张华, 2016)。然而, 这一观点忽视了中国各地区所处发展阶段的差异性。事实上即使同样出于竞争流动性要素的动机, 对于那些正处于产业结构转型的地区而言, 为

^{*} 本研究得到国家社会科学基金重大项目“我国经济增长潜力和动力研究”(14ZDA023)和江苏省研究生科研与实践创新计划项目“环境污染对我国经济增长质量的影响研究”(KYCX17_0002)的资助。作者感谢南京大学李剑的宝贵意见。文责自负。

了吸引偏好优质环境的流动性要素(如高级人才),更可能形成环境规制的竞相向上(Konisky, 2007; 张征宇、朱平芳, 2010)。

不仅如此,从本文构造的两个衡量地方政府环境规制执行程度指标(详见下文)的变化趋势来看,逐底竞赛也不能完全概括中国地方政府间环境规制的策略性行为,否则难以解释平均而言中国地方政府环境规制执行程度总体上加强且趋异的特征性事实(见图1和图2)。因此,中国地方政府环境规制互动很可能同时存在逐底竞赛和竞相向上。随之而来的问题是,地方政府间环境规制互动形式如何影响企业在创新和迁址中的抉择,从而如何进一步影响城市生产率增长? 并且,上述影响是否在不同竞争类型的地方政府间存在异质性? 回答这些问题,不仅有助于地方政府环境治理结构的合理设计,更有助于从微观企业行为角度理解中国城市生产率增长的变化。

本文将城市统计数据、公众环境研究中心数据以及工业企业微观数据匹配起来尝试回答以上问题。分析的基础是对中国地方政府环境规制的互动形式进行检验。由于我国的环境政策基本由中央制定,地方政府的自由裁量空间主要体现在执行层面,因而本文从执行层面对中国地方政府环境规制互动的形式进行了实证检验。我们发现,对地理相邻城市而言,地方政府间环境规制执行互动既存在逐底竞赛,又存在竞相向上,表现为非对称形式。不同的是,对经济相邻城市而言,地方政府间环境规制执行互动更多地表现为竞相向上的对称形式,并未发现支持逐底竞赛的经验证据。在此基础上,本文实证部分的第二个环节主要识别地方政府环境规制执行互动的异质性对城市生产率增长的差异性影响。回归结果表明,虽然本地环境规制执行推动本地企业生产率增长的波特效应成立,但邻近城市环境规制执行存在显著的空间溢出效应,意味着部分企业在就地创新与跨地迁移的抉择中选择了后者,削弱了环境规制的波特效应。进一步,地方政府间环境规制互动的异质性产生了差异性的生产率空间效应:一方面,由于地理相邻城市参与非对称的环境规制执行互动,使得地理相邻城市环境规制执行程度趋异,加剧了污染企业的空间自选择效应,最终在地理相邻城市间形成以邻为壑的生产率增长模式;另一方面,由于经济相邻城市一致性参与竞相向上的环境规制执行互动,有效遏制了高污染企业的空间自选择效应,反而促使经济相邻城市间形成以邻为伴的增长模式。

本文的贡献有以下3点。首先,从执行层面对中国地方政府环境规制互动形式进行了检验,特别指出地方政府环境规制执行互动形式的异质性,并且讨论了这种异质性环境规制执行互动对生产率空间效应的差异性影响,深化了文献中对中国地方政府环境规制的研究。其次,现有文献多将污染避难所假说和波特假说作为独立的话题分开进行研究,本文将二者嫁接起来,分析污染避难所的存在对环境规制的创新倒逼效应所造成的影响,这是对现有文献研究视角的补充。最后,本文讨论了地理相邻城市的地方政府如何为最大化自身利益而非对称地执行环境政策,加剧污染企业的空间自选择效应,使得地理相邻城市形成以邻为壑的增长模式,这为区域联防联控的环境治理政策提供了关键的理论证据。

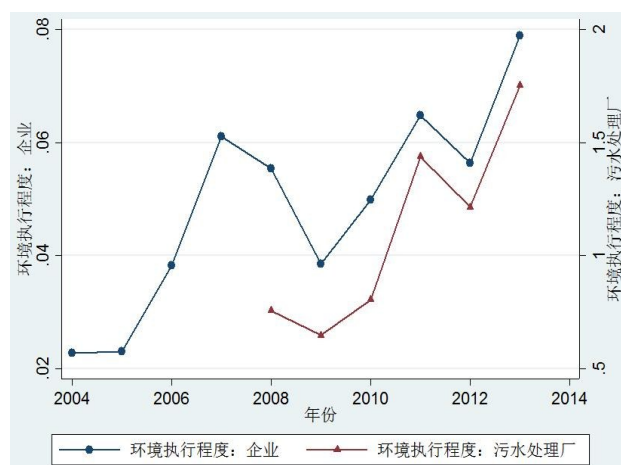


图1 2004~2013年环境规制执行程度

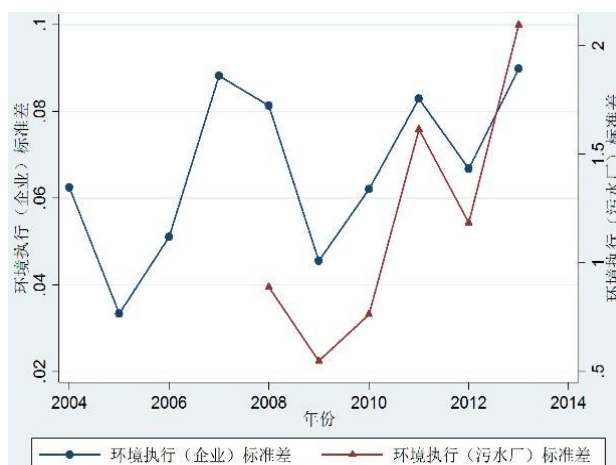


图2 2004~2013年环境规制执行程度标准差

本文后续部分安排如下。第二部分是文献综述;第三部分是实证策略,包括计量模型设定、变量选取与数据说明;第四部分是实证分析和稳健性检验;第五部分是拓展性讨论,包括异质性讨论和机制讨论;最后,为基本结论与政策建议。

二、文献综述

(一)地方政府间环境规制互动

无论是发达国家还是发展中国家,地方政府均非独立的个体,表现为地方政府间往往会在政策制定或执行上形成策略性行为。文献中总结了地方政府形成策略性行为的3种机制,分别是溢出效应机制(Case et al., 1993; Fredriksson and Millimet, 2002)、资源流动机制(Bruckner and Saavedra, 2001)以及标尺竞争机制(Besley and Case, 1995)。其中,资源流动机制强调地方政府竞争流动性要素的动机,这往往被用来解释地方政府在环境规制上的互动行为。基于资源流动机制探讨地方政府间环境规制互动形式的文献十分丰富,但是这些研究往往因研究对象和时间段的不同而结论各异。主要存在着3种观点:第一,部分文献认为地方政府为了竞争流动性要素,会争相降低自身的环境规制水平(Woods, 2006)。这些文献将地方政府争相降低环境规制水平的互动行为总结为逐底竞赛(Race to the Bottom);第二,与第一类文献的观点截然相反,部分文献认为地方政府的环境规制互动表现为竞相向上(Race to the Top),即地方政府争相提升自身的环境规制水平(Vogel, 1995; Fredriksson and Millimet, 2002),其背后的机理在于地方政府的邻避主义以及对偏好优质环境的要素的追逐;第三,另一些文献认为地区之间存在异质性,因此无论是逐底竞赛还是竞相向上,均不能完全概括地方政府间环境规制的互动行为,这些文献倾向于认为二者皆有之(Konisky, 2007)。

具体到中国的研究,虽然部分文献发现中国地方政府环境规制存在互动行为,但是这些文献并未对环境规制互动的具体形式进行研究。比如,李永友和沈坤荣(2008)的研究指出,地方政府在治污决策上存在策略性特征,但他们并没有进一步研究地方政府的环境规制互动形式具体表现为逐底竞赛还是竞相向上。相比之下,另外一些文献侧重对地方政府环境规制互动形式进行研究,得出的结论更加深入。例如,朱平芳等(2011)以2003~2008年中国277个地级城市为样本,发现地方政府为吸引FDI而导致的环境政策逐底竞赛显著存在,但是对于FDI水平不同的城市而言,环境逐底效应存在明显的异质性。李胜兰等(2014)以1997~2010年中国30个省域为样本,发现地方政府的环境规制行为总体上呈现逐底竞赛特征。张华(2016)则进一步认为,中国地方政府间环境规制逐底竞赛使得地方政府并非完全执行环境规制,导致了普遍性的环境污染问题。

总体来看,上述文献均认为中国地方政府环境规制互动表现为逐底竞赛的特征。虽然这些研究并不否认随着中央政府贯彻落实科学发展观,地方政府环境规制逐底竞赛有所减弱,甚至转向竞相向上。但是,这些研究均未对地方政府环境规制互动可能同时呈现逐底竞赛和竞相向上的非对称性进行检验。事实上,改革开放以后中国经济快速增长的同时,地区间发展差异也不断扩大。不同地区的经济规模和产业结构存在较大差异,各地方政府环境规制互动行为很可能存在差异,因此无论是逐底竞赛还是竞相向上可能都不能完全概括地方政府间环境规制互动行为。更为重要的是,逐底竞赛意味着地方政府在参与环境规制互动时,当且仅当竞争地区的环境规制置本地区于不利地位时(就竞争流动性要素而言)才做出回应(Konisky, 2007)。而国内多数文献均忽视了这一点,仅有张文彬等(2010)遵循Konisky(2007)的逻辑对地方政府间环境规制互动形式进行了检验,他们发现地方政府间环境规制的竞争形态总体上从逐底竞赛转向竞相向上,竞争行为不断趋优。

(二)环境规制互动与企业决策行为

在研究地方政府环境规制互动的文献中,鲜有文献讨论地方政府间环境规制互动对辖区生产率增长的影响。这是因为大多数研究者集中于探讨地区间环境规制互动对企业投资(迁址)行为的影响,而忽视了地区间环境规制互动在影响企业投资(迁址)行为的同时,也会对企业创新乃至生产率造成影响。背后的机理在于,企业为了降低自身的环境治理成本,存在着两种选择:一种是通过技术创新改变生产工艺流程或升级污染治理设备,另一种则是跨地迁移到环境规制程度更低的地区。因此,当地方政府间环境规制互动使得企业迁址

时,实际上就是使得这些企业在创新与迁址的抉择中放弃了前者,这无疑会对企业流出地的生产率产生影响。并且由于选择迁址而不是创新的企业往往都具有高污染和低生产率的特征,这又会对企业迁入地的生产率造成影响。

现有研究多单独考察地方政府环境规制行为对企业迁址和创新行为的影响。在探究地方政府环境规制与企业迁址关系的文献中,有一个著名的理论,即所谓的污染避难所假说(Copeland and Taylor, 2004)。根据该假说,环境治理成本是影响企业区位决策的重要因素(Keller and Levinson, 2002; Fredriksson et al., 2003),当一个地区加强环境规制时,企业会通过迁址来降低污染治理成本。早期研究污染避难所效应的文献大多从国家层面展开,核心问题在于研究外商直接投资是否偏好于环境规制更弱的国家(Javorcik and Wei, 2004)。后来,围绕污染避难所假说的讨论逐渐深入,研究视角不再局限于跨国样本,而是深入到一国内部地区之间的污染转移。具体到关于中国的研究,由于中国相对发达国家而言环境规制程度较低,因此一些研究将中国设定为发达国家污染企业的避难所,进一步讨论中国各地区环境规制如何影响企业的迁入。比如,Bu 和 Wagner (2016)研究了美国跨国公司在华省份间的选址遵循竞次还是竞优原则的问题。与此同时,另外一些研究则直接将污染避难所假说设定在一国内部的情景下进行讨论,研究污染企业在中国内部地区间的转移问题(Duvivier and Xiong, 2013; Cai et al., 2016; 沈坤荣等, 2017)。在这一支文献中,大多研究均将视角锁定在污染避难所对污染治理效果的影响上,例如,Wu 等(2017)的研究发现,中国各省份环境规制存在差异,使得新建污染企业从东部地区逐渐向西部地区转移,导致污染在空间上扩散,不利于实现环境治理的规模效应。相对而言,鲜有研究讨论污染避难所可能对地区生产率增长造成的影响。

在探究地方政府环境规制如何影响企业创新行为的文献中,波特假说的提出是一个重要的转折点。在此之前,新古典经济学的早期研究大多认为环境规制会挤占企业的生产性投资,不利于企业进行创新投入。但是,Porter 和 van der Linde (1995)提出的波特假说认为,适宜且严格的环境规制可以倒逼企业从事技术创新,由此产生的创新补偿效应可以部分甚至全部抵消环境规制带来的遵循成本。由于波特假说与早期研究的结论大相径庭,国外关于该假说的争议一直持续了二十多年,不同研究得出的结论也莫衷一是。一方面有文献对波特假说提出了质疑(Franco and Marin, 2015),另一方面也有不少文献证实了环境规制与创新(尤其是环境创新)之间的正向关系(Johnstone et al., 2010; Lee et al., 2011)。具体到关于中国情境的研究,波特假说是否成立同样未在文献中达成共识,但是总体上多数文献所得结论支持了波特假说(涂正革、湛仁俊, 2015)。同样地,在这一支文献中,也鲜有研究讨论当企业面临更强的环境规制时,企业是否加强创新实际上取决于污染避难所的影响。

(三)简要评述

纵观已有文献,尽管分别研究地方政府环境规制互动形式、地方政府环境规制影响企业迁址和创新行为的文献已经十分丰富,但鲜有文献将地方政府环境规制互动与企业迁址和创新行为联系起来,研究地方政府间环境规制互动对地区生产率增长的影响。企业选择创新还是迁址,很大程度上取决于地区间环境规制的差异,而地区间环境规制的差异又受到地方政府间环境规制互动形式的影响。当地方政府间存在非对称环境规制互动时,地区间环境规制水平趋异,会加剧企业的空间自选择效应,而当地方政府间存在对称环境规制互动时,地区间环境规制水平趋同,会缓解企业的空间自选择效应。那么,地方政府间环境规制互动形式是否存在异质性?如果存在,这种异质性环境规制互动形式又是如何影响地区生产率的?这些问题都是现有研究未能回答的。基于此,本文区分地理邻近城市和经济邻近城市,研究地方政府间环境规制互动形式。在此基础上,探讨环境规制互动如何影响生产率增长的本地效应和溢出效应,试图全方位回答上述问题。

三、实证策略

(一)实证模型

本文首先参考 Konisky (2007) 的研究,构建两区制空间 Durbin 固定效应模型对城市环境规制执行互动形

式进行检验,具体模型包括以下两种形式:

$$E_{it} = \lambda_1 D_{it} \sum_{j \neq i} \omega_{ij} E_{jt} + \lambda_2 (1 - D_{it}) \sum_{j \neq i} \omega_{ij} E_{jt} + X_{it} + \zeta_i + \zeta_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

$$E_{it} = \lambda_1 I_{it} \sum_{j \neq i} \omega_{ij} E_{jt} + \lambda_2 (1 - I_{it}) \sum_{j \neq i} \omega_{ij} E_{jt} + X_{it} + \zeta_i + \zeta_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $D_{it} = \begin{cases} 1, & \text{如果 } \sum_{j \neq i} \omega_{ij} E_{jt} < \sum_{j \neq i} \omega_{ij} E_{jt-1} \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$, $I_{it} = \begin{cases} 1, & \text{如果 } E_{it} > \sum_{j \neq i} \omega_{ij} E_{jt} \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$ 。 i 表示城市, t 表示年份, E_{it} 表示城市 i

在年份 t 的环境规制执行程度, $\sum_{j \neq i} \omega_{ij} E_{jt}$ 表示年份 t 除城市 i 之外所有城市环境规制执行程度的加权平均和。 ω_{ij}

是空间权重矩阵中的元素(空间权重的定义见下文), X_{it} 表示城市层面的控制变量, ζ_i 和 ζ_t 分别表示城市固定效应和年份固定效应。根据式(1),当邻近城市加权平均的环境规制执行程度较上年有所下降时,本地环境规制执行程度的反应系数为 λ_1 ,反之本地环境规制执行程度的反应系数为 λ_2 。根据式(2),当邻近城市加权平均的环境规制执行程度小于本城市时,本地环境规制执行程度的反应系数为 λ_1 ,反之本地环境规制执行程度的反应系数为 λ_2 。如果 $\lambda_1 > 0$,且 λ_2 不显著异于0,则表明环境规制执行互动完全表现为逐底竞赛形式;如果 $\lambda_1 > 0$,且 $\lambda_2 > 0$,则表明环境规制执行互动同时存在逐底竞赛和竞相向上的非对称形式;如果 $\lambda_2 > 0$,且 λ_1 不显著异于0,则表明环境规制执行互动完全表现为竞相向上形式。我们采用极大似然法估计式(1)和(2)。

其次,本文参考Vega和Elhorst(2015)的研究,构建一个空间自滞后模型(SLX),以检验地方政府环境规制执行互动对城市生产率增长的影响,具体模型如下:

$$tfp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{it} + \alpha_2 \sum_{j \neq i} \omega_{ij} E_{jt} + X_{it} + \zeta_i + \zeta_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

其中, tfp_{it} 表示城市 i 年份 t 的全要素生产率,其他变量的定义同式(1)和(2)。采用城市层面加总的生产率作为被解释变量,可能存在明显的内生性问题。具体来说,城市环境规制执行程度与城市层面生产率存在明显的双向因果关系,生产率越高的城市对于环境的要求越高,地方政府可能内生地选择更强的环境规制执行程度,从而导致系数估计存在偏误。

由于企业生产率是城市生产率的微观体现,为了缓解反向因果问题,我们将被解释变量替换成城市制造业企业生产率,构建如下计量模型:

$$tfp_{ipft} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{it} + \alpha_2 \sum_{j \neq i} \omega_{ij} E_{jt} + X_{it} + X_{ft} + \zeta_i + \zeta_t + \zeta_p + \epsilon_{ipft} \quad (4)$$

其中,下标 p 表示行业, f 表示企业, tfp_{ipft} 为企业生产率, X_{ft} 表示企业层面的控制变量, ζ_p 表示行业固定效应,其他变量的定义同式(1)和(2)。本文的核心解释变量是 E_{it} 和 $\sum_{j \neq i} \omega_{ij} E_{jt}$ 。如果 E_{it} 的估计系数为正,说明环境规制促进了本地企业生产率增长,表明波特效应存在。如果 $\sum_{j \neq i} \omega_{ij} E_{jt}$ 的估计系数为正,说明污染避难所引致的企业空间自选择效应使得城市间形成以邻为伴的生产率增长模式;而如果 $\sum_{j \neq i} \omega_{ij} E_{jt}$ 的估计系数为负,说明企业空间自选择效应使得城市间形成以邻为壑的生产率增长模式。

(二)变量与数据

1. 环境规制执行程度

如何精准衡量环境规制的执行程度一直是现有文献中的焦点问题。已有研究多采用污染减排投资和环保机构人数等指标刻画地区环境规制程度(董敏杰等,2011;Bu et al.,2013),但是这些指标掺杂了很多噪音,很难准确刻画地方政府环境规制的执行程度。为此,我们直接采用政府查处的环境违法企业数占工业企业数的比重(ers)表征地方政府环境规制执行程度。环境违法企业数据来自于公众环境研究中心公布的全国企业环境监管信息数据库,时间跨度为2004~2013年,城市工业企业总数来自于《中国城市统计年鉴》。与此同时,我们还采用政府查处的违规污水处理厂数占污水处理厂总数的比重(ers_sewage)表征地方政府环境规制执行程度。违规污水处理厂数据来自于公众环境研究中心公布的全国污水处理厂环境监管信息数据库,时间跨度为2008~2013年,城市污水处理厂数据来自于《中国城市建设统计年鉴》。需

要指出的是,由于公众环境研究中心的数据库基于网络搜索而形成,因而本文采用的地方政府环境规制执行指标一定程度上与地方政府环境信息公开相关,并不完全体现地方政府环境规制的执行程度^①。

2. 城市和企业生产率

本文首先采用城市层面加总生产率作为被解释变量;其次考虑到加总数据可能带来的估计偏误问题,我们将被解释变量更换为城市内微观企业的生产率。(1)城市全要素生产率。我们参考 Kumbhakar 和 Lovell (2000),采取基于超越对数生产函数的随机前沿模型进行核算^②。并且分别根据张军等(2004)和单豪杰(2008)的资本存量估算方法计算两种资本存量下的城市全要素生产率。具体过程限于篇幅没有报告。数据来自于《中国城市统计年鉴》,时间跨度为 2004~2013 年。(2)企业全要素生产率。我们分别采用 Olley 和 Pakes (1996)(简称 OP 法)、Levinsohn 和 Petrin (2003)(简称 LP 法)的方法进行核算。数据来源于《中国工业企业数据库》,时间跨度为 2004~2007 年。中国工业企业数据库存在样本匹配混乱和变量大小异常等问题,我们参照聂辉华等(2012)和 Brandt 等(2012),对工业企业数据库进行整理。由于数据库中大量企业固定资产投资为负,我们参考吴利学等(2016),直接使用企业固定资产净值年平均余额表示企业固定资本存量。在计算企业 TFP 之前,我们采用工业品出厂价格指数、原材料、燃料、动力购进价格指数以及固定资产投资价格指数对相应变量进行平减,基期为 1998 年。OP 方法一般需要企业每年的投资数据,但是这样严苛的要求会丢失很多样本,为此,我们在采用 OP 方法估计企业 TFP 时,以中间投入代替投资。本文在基准回归中选用 LP 法估计的企业全要素生产率作为被解释变量,以 OP 法估计的企业全要素生产率则用于稳健性检验。

3. 空间权重矩阵

本文选择 3 种空间权重矩阵刻画邻近城市:(1)Queen 型 0-1 邻接矩阵(W_1)。当城市 i 与城市 j 边界相邻时, ω_{ij} 等于 1;当城市 i 与城市 j 不相邻时, ω_{ij} 等于 0。这是最简单的设定方法,假定地方政府只与边界相邻的地方政府进行互动^③。(2)地理距离权重矩阵(W_2)。 ω_{ij} 等于城市 i 与 j 之间直线距离的倒数。与 0-1 型矩阵相比,该矩阵假定任何城市间都可能存在互动行为,只是距离更近的城市具有更为明显的互动行为。(3)经济距离权重矩阵(W_3)。 $\omega_{ij}=1/|pgdp_i-pgdp_j+1|$,其中 $pgdp$ 表示人均 GDP。与上述两个矩阵从地理距离视角出发构建空间权重矩阵的思路不同,该矩阵以经济距离(人均 GDP 的差异)衡量城市之间的邻近程度。为了使得空间滞后项具有加权平均的含义,上述 3 种矩阵均进行了行标准化处理,并且设定对角线元素为 0。我们根据城市的经纬度坐标计算城市间的地理距离,其中经纬度坐标来源于国家基础地理信息系统 1:400 万地形数据库。

4. 控制变量

参考 Melo 等(2009)以及张宇和蒋殿春(2014),我们还在回归中加入了其他控制变量。控制变量包含两类:(1)城市层面的控制变量。包括:经济发展水平($pgdp$)、对外开放程度($opene$)、对内开放程度($openi$)、财政自主程度($fiscal$)、人口密度($density$)、城镇登记失业率($unemploy$)、职工平均工资($wage$)、政府支出规模($scale$)、人力资本水平($human$)、产业结构($struc$)、人均城市道路面积($road$)、人均邮电量($tele$)、每万人拥有医院数($hospital$)以及每百人公共图书馆藏书($library$)。(2)企业层面的控制变量。包括:国有资本占比($state$)、资本劳动比(clr)、资产负债率(alr)以及企业年龄(age)。其中,城市层面控制变量数据来自于《中国城市统计年鉴》,企业层面控制变量数据来自于《中国工业企业数据库》。

本文的数据样本由 2004~2013 年中国 285 个地级及以上城市的面板数据组成。由于样本期内行政区划调整和数据缺失等原因,不包括巢湖、毕节、铜仁、三沙、海东以及拉萨。所有价格型变量均为当年价,为消除通胀影响,我们采用地级市层面 GDP 指数进行平减处理,基期为 2004 年。GDP 指数来源于《中国区域经济统计年鉴》和《中国统计年鉴》。实际利用外商直接投资经汇率调整为以人民币计价,汇率来自于国家统计局网站。本文的被解释变量、解释变量和控制变量见表 1。

四、实证结果及分析

在这一节,我们首先考察城市环境规制执行互动的具体形式;在此基础上,进一步检验环境规制执行互动

对城市生产率的影响,其中重点讨论环境规制执行互动形式如何影响生产率的空间效应;最后是稳健性检验。

(一)环境规制执行互动形式

首先考察城市间环境规制执行的互动形式,表2报告了式(1)和(2)的回归结果。其中式(1)的结果见列(1)~(6),式(2)的结果见列(7)~(12)。结果显示,无论地理邻近城市的环境规制执行程度较上年下降还是上升,抑或地理邻近城市环境规制程度低于还是高于本城市,本地环境规制执行的反应系数基本上均显著为正。说明地理相邻城市间环境规制执行互动既存在逐底竞赛,又存在竞相向上,表现为非对称形式。这与 Konisky (2007)的结论一致,也与我们的预期相符,说明以往多数文献简单地将中国地方政府环境规制执行的策略性行为归结为逐底竞赛有失偏颇。我们还发现,经济相邻城市的环境规制执行互动形式中仅竞相向上通过显著性检验(第(9)和(12)列),并未发现逐底竞赛的证据。

(二)环境规制执行互动与城市生产率的关系

在前文研究的基础上,本文进一步考察地方政府环境规制执行互动的异质性对城市生产率可能存在的差

异性影响。表3报告了式(3)的回归结果。我们发现:第一,本地环境规制执行程度的估计系数为正。第二,地理邻近城市的环境规制执行程度对本地生产率基本呈现负向影响,而经济邻近城市的环境规制执行程度对本地生产率呈现正向影响。但是,上述结果基本未通过显著性检验,因此我们并不能进行有效的统计推断。正如前文所述,城市层面生产率与环境规制执行程度存在明显的反

表1 变量选取与度量方式

变量类型	符号	基本定义	度量方式
被解释变量	<i>tfp_z</i>	城市生产率1	根据张军等(2004)资本存量方法核算的城市生产率
	<i>tfp_s</i>	城市生产率2	根据单豪杰(2008)资本存量方法核算的城市生产率
	<i>tfp_op</i>	企业生产率1	根据OP方法核算的企业全要素生产率
	<i>tfp_lp</i>	企业生产率2	根据LP方法核算的企业全要素生产率
解释变量	<i>ers</i>	环境规制执行程度(企业)	政府查处的环境违规企业数/地区工业企业数
	<i>ers_sewage</i>	环境规制执行程度(污水处理厂)	政府查处的违规污水处理厂数/地区污水处理厂总数
城市层面的控制变量	<i>pgdp</i>	经济发展水平	人均GDP的对数
	<i>opene</i>	对外开放程度	实际利用外商直接投资/地区GDP
	<i>openi</i>	对内开放程度	城市社会消费品零售总额/地区GDP
	<i>fiscal</i>	财政自主程度	城市本级预算内财政收入/财政总支出
	<i>density</i>	人口密度	年末总人口/行政区域面积
	<i>unemploy</i>	城镇登记失业率	城镇登记失业人员/地区总人口
	<i>wage</i>	职工平均工资	在岗职工工资总额/职工平均人数
	<i>scale</i>	政府支出规模	政府支出/地区GDP
	<i>human</i>	人力资本水平	平均受教育年限
	<i>struc</i>	产业结构	第二产业产值/地区GDP
	<i>road</i>	人均城市道路面积	人均城市道路面积的对数
	<i>tele</i>	人均邮电量	人均邮电量的对数
	<i>hospital</i>	每万人拥有医院数	每万人拥有医院数的对数
	<i>library</i>	每百人公共图书馆藏书	每百人公共图书馆藏书的对数
企业层面的控制变量	<i>state</i>	国有资产占比	国家资本金/实收资本金
	<i>clr</i>	资产劳动比	总资产/总职工人数
	<i>alr</i>	资产负债率	总资产/总负债
	<i>age</i>	企业年龄	当年年份-开工年份+1

表2 环境规制执行互动形式

变量	<i>ers</i>			<i>ers_sewage</i>			<i>ers</i>			<i>ers_sewage</i>		
	<i>W₁</i>	<i>W₂</i>	<i>W₃</i>	<i>W₁</i>	<i>W₂</i>	<i>W₃</i>	<i>W₁</i>	<i>W₂</i>	<i>W₃</i>	<i>W₁</i>	<i>W₂</i>	<i>W₃</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>Wers</i> (<i>D</i> =1)	0.181*** (4.972)	0.549*** (5.160)	0.065 (1.234)									
<i>Wers</i> (<i>D</i> =0)	0.205*** (4.383)	0.427** (2.267)	-0.071 (-0.952)									
<i>Wers_sewage</i> (<i>D</i> =1)				0.169*** (3.577)	0.740*** (7.833)	0.084 (1.306)						
<i>Wers_sewage</i> (<i>D</i> =0)				0.289*** (4.378)	0.266 (0.860)	-0.035 (-0.326)						
<i>Wers</i> (<i>I</i> =1)							0.049 (1.586)	0.209** (2.101)	-0.032 (-0.642)			
<i>Wers</i> (<i>I</i> =0)							0.909*** (22.05)	1.432*** (9.155)	0.570*** (7.923)			
<i>Wers_sewage</i> (<i>I</i> =1)										0.170*** (4.939)	0.705*** (6.512)	0.066 (1.183)
<i>Wers_sewage</i> (<i>I</i> =0)										0.773*** (13.84)	3.336*** (17.88)	0.536*** (5.885)
样本数	2565	2565	2565	1425	1425	1425	2850	2850	2850	1710	1710	1710
R-squared	0.452	0.447	0.437	0.427	0.423	0.410	0.574	0.603	0.568	0.611	0.642	0.596
Log L	3928.996	3924.119	3904.284	-2010.175	-2011.460	-2024.079	4747.228	4878.176	4762.584	-1992.045	-1907.012	-2004.360

注:包括了截距项、城市层面控制变量以及城市层面控制变量的空间滞后项,限于篇幅未予报告。所有回归中均控制了地区和年份固定效应。括号内是t值,*、**、***分别代表在10%、5%和1%显著性水平下显著。

向因果关系,由此引发的内生性问题可能使得系数估计结果未能通过显著性检验。不仅如此,采用城市层面加总生产率进行回归,真正受到环境规制执行影响的企业生产率可能会被其他因素掩盖,这与 Albrizio 等 (2016) 采用产业层面加总生产率导致的系数估计不显著是同一个道理。

为此,我们将城市内制造业企业生产率作为被解释变量进行回归分析,并在表 4 的 Panel A 报告了式 (4) 的基准回归结果。由于企业生产率的数据跨度为 2004~2007 年,因此下文的分析中我们仅采用基于环境违规企业数构造的环境规制执行程度 (*ers*) 作为核心解释变量。

我们发现,本地环境规制执行程度的估计系数显著为正,并且系数大小介于 0.330 与 0.577 之间,经济含义非常显著。这意味着波特效应在中国存在,即环境规制能够倒逼企业从事技术创新,进而提升企业生产率。但是,邻近城市环境规制执行程度的估计系数均通过了至少 5% 显著性水平下的显著性检验,说明地方政府环境规制互动引致了企业空间自选择效应,使得一些本可以通过创新降低环境治理成本的企业最终选择迁址,削弱了环境规制倒逼企业从事技术创新的波特效应,长此以往将不利于全局性的城市生产率增长。

进一步,根据邻近城市环境规制执行程度的估计系数,我们发现地方政府环境规制互动的异质性对生产率的空间效应产生了差异性影响。具体来说,一方面,地理邻近城市环境规制执行的空间溢出效应显著为负。

表 3 环境规制执行互动与城市生产率:城市层面数据

	<i>tfp_z</i>			<i>tfp_s</i>			<i>tfp_z</i>			<i>tfp_s</i>		
	<i>W₁</i>	<i>W₂</i>	<i>W₃</i>	<i>W₁</i>	<i>W₂</i>	<i>W₃</i>	<i>W₁</i>	<i>W₂</i>	<i>W₃</i>	<i>W₁</i>	<i>W₂</i>	<i>W₃</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>ers</i>	0.019 (0.026)	0.017 (0.026)	0.016 (0.026)	0.027 (0.032)	0.024 (0.032)	0.022 (0.032)						
<i>Wers</i>	-0.049 (0.031)	0.001 (0.223)	0.081* (0.048)	-0.063 (0.041)	-0.003 (0.260)	0.125** (0.057)						
<i>ers_{sewage}</i>							0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.001)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.001)
<i>Wers_{sewage}</i>							-0.001 (0.002)	-0.035 (0.036)	0.005 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.042 (0.040)	0.006 (0.004)
样本数	2850	2850	2850	2850	2850	2850	1710	1710	1710	1710	1710	1710
R-squared	0.307	0.306	0.307	0.078	0.077	0.078	0.092	0.094	0.093	0.047	0.049	0.047

注:我们分别基于张军等(2004)和单豪杰(2008)的方法计算了城市层面的资本存量,根据不同的资本存量核算得出的城市生产率分别表示为 *tfp_z* 和 *tfp_s*。包含了截距项和城市层面控制变量,限于篇幅未予报告。所有回归中均控制了地区和年份固定效应。括号内为异方差稳健标准误,*、**、***分别代表在 10%、5% 和 1% 显著性水平下显著。

表 4 环境规制执行互动与城市生产率:企业层面数据

变量	<i>W₁</i>	<i>W₁</i>	<i>W₂</i>	<i>W₂</i>	<i>W₃</i>	<i>W₃</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A: 基准回归						
<i>ers</i>	0.566*** (0.037)	0.330*** (0.038)	0.564*** (0.037)	0.330*** (0.038)	0.577*** (0.037)	0.348*** (0.038)
<i>Wers</i>	-0.144** (0.070)	-0.148** (0.070)	-1.052*** (0.336)	-1.596*** (0.348)	1.291*** (0.089)	0.839*** (0.092)
<i>state</i>		-0.290*** (0.010)		-0.290*** (0.010)		-0.290*** (0.010)
<i>clr</i>		0.001*** (0.000)		0.001*** (0.000)		0.001*** (0.000)
<i>alr</i>		-0.138*** (0.023)		-0.138*** (0.023)		-0.138*** (0.023)
<i>age</i>		0.010*** (0.000)		0.010*** (0.000)		0.010*** (0.000)
城市控制变量	no	yes	no	yes	no	yes
样本数	915987	899110	915987	899110	915987	899110
R-squared	0.043	0.094	0.043	0.094	0.043	0.094
Panel B: 使用 OP 法计算的企业全要素生产率						
<i>ers</i>	0.544*** (0.037)	0.310*** (0.038)	0.542*** (0.037)	0.311*** (0.038)	0.555*** (0.037)	0.329*** (0.038)
<i>Wers</i>	-0.137** (0.069)	-0.140** (0.069)	-1.004*** (0.332)	-1.504*** (0.344)	1.280*** (0.089)	0.835*** (0.091)
样本数	915987	899110	915987	899110	915987	899110
R-squared	0.080	0.128	0.080	0.128	0.080	0.128

注:包含了截距项,限于篇幅未予报告。所有回归中均控制了地区、年份以及行业固定效应。no 表示该变量未被控制, yes 表示该变量被控制。括号内是异方差稳健标准误,*、**、***分别代表在 10%、5% 和 1% 显著性水平下显著。

平均而言,当地理邻近城市环境规制执行程度上升 1 个单位,将使得本地企业生产率降低约 1.596 个单位,经济含义非常显著。这说明地理相邻的城市参与非对称的环境规制执行互动,总体而言使得地理相邻城市间形成以邻为壑的生产率增长模式。其背后的机理在于,不同的地理邻近城市分别参与逐底竞赛和竞相向上的环境规制执行互动,使得地理相邻城市间环境规制执行程度趋异。当地理邻近城市加强环境规制执行程度时,很容易加剧污染企业的空间自选择效应,表现为生产率较低的企业由于不能适应更高的环境规制水平 (Albrizio et al., 2016), 选择迁移到本城市。由于这些企业相对本城市的平均企业生产率更低,因此当地理邻近城市因为低生产率企业迁出而提升自身生产率水平时,本地的生产率水平却有所降低。不仅如此,根据列 (2) 和 (4),我们还发现,与采用空间邻接矩阵相比,当采用地理距离矩阵刻画地理邻近城市时,环境规制执行程度的空间溢出效应更大 (1.596>0.148),表明低生产率企业因规避环境规制

而跨地转移的现象不仅仅发生在行政边界接壤的城市间。

另一方面,与地理邻近城市不同的是,经济邻近城市环境规制执行的空间溢出效应显著为正。平均而言,当经济邻近城市环境规制执行程度上升1个单位,将提升本地企业生产率约0.839个单位,经济含义也非常显著。这说明经济相邻的城市参与竞相向上的环境规制执行互动,总体而言使得经济相邻城市间形成以邻为伴的生产率增长模式。这与地理相邻城市间以邻为壑的生产率增长模式截然不同,其背后的机理在于,经济相邻城市一致性参与竞相向上的环境规制执行互动,使得经济相邻城市间环境规制执行程度趋同。当经济邻近城市加强环境规制执行程度时,虽然同样会引致企业的空间自选择效应,但是由于城市间环境规制执行程度差异较小,遏制了高污染(低生产率)企业的迁移^④。此时从经济邻近城市转移而来的企业,其生产率相对而言也高于本地的平均生产率水平,因此当经济邻近城市因为低生产率企业迁出而提升自身生产率水平时,本地的生产率水平也得到提升。不仅如此,由于经济相邻城市间污染企业的转移空间相对地理相邻城市间更小,我们还发现,经济相邻城市环境规制的生产率本地效应较地理相邻城市更大(0.348>0.330),验证了就地创新与跨地迁移之间的替代效应。

(三)稳健性检验

为了检验前文回归结果的稳健性,我们首先将被解释变量换成OP法估计的企业生产率,再次进行回归,结果见表4的Panel B。我们发现本城市、地理邻近城市以及经济邻近城市的环境规制执行程度的估计系数与Panel A基本一致,表明即使考虑生产率的不同测算方法,前文的研究结论依然稳健。其次,为了进一步缓解内生性问题,我们采用本地环境规制执行程度的滞后一期作为其工具变量进行2SLS回归分析^⑤,第二阶段的回归结果报告在表5第(1)~(3)列。我们发现主要变量的估计系数仍然与基准回归结果一致,表明即使考虑内生性问题,前文的研究结论依然得到支持。

最后,为了排除前文结论存在伪回归的可能,我们采取了一个安慰剂检验,结果见表5第(4)~(9)列。具体地,我们根据行业污染密集程度将总体样本分为污染密集型和非污染密集型样本进行回归分析^⑥。我们预期的是:一方面,由于污染密集型企业更可能受到环境规制的影响,选择跨地迁移而非就地创新(Albrizio et al., 2016),因此邻近城市环境规制执行程度的空间溢出效应在污染密集型行业应该体现得更为明显;另一方面,由于地方政府加强环境规制执行程度后,污染密集型企业承受的额外成本更多,对创新投入的挤出效应更大(Milani, 2016),因此环境规制执行对生产率的促进作用应该在非污染密集型行业体现得更为明显。我们发现回归结果基本与我们的预期相符,说明前文研究结论不太可能受到伪回归的影响。

五、拓展性讨论

(一)异质性讨论

1. 考虑不同地区的差异

考虑到中国各地区经济发展水平等因素差异明显,我们进一步考察上文得出的结论是否存在地区异质性。将总体样本分为东、中及西部地区3个样本^⑦,分别进行回归分析,结果见表6。

表5 稳健性检验

变量	全部样本			污染密集型行业			非污染密集型行业		
	W_1	W_2	W_3	W_1	W_2	W_3	W_1	W_2	W_3
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
ers	0.695*** (0.186)	0.698*** (0.185)	0.785*** (0.186)	0.199*** (0.065)	0.189*** (0.065)	0.234*** (0.065)	0.338*** (0.093)	0.348*** (0.093)	0.359*** (0.093)
$Wers$	-0.446*** (0.090)	-2.622*** (0.473)	1.296*** (0.111)	-0.249** (0.115)	-3.361*** (0.584)	1.337*** (0.146)	-0.054 (0.165)	1.060 (0.820)	1.135*** (0.220)
F of first stage	41123.21	46521.00	44061.04						
p value (F.)	0.0000	0.0000	0.0000						
样本数	527835	527835	527835	340339	340339	340339	189254	189254	189254
R-squared	0.109	0.109	0.109	0.084	0.084	0.084	0.101	0.101	0.101

注:包含了截距项、城市层面以及企业层面的控制变量,限于篇幅未予报告。所有回归中均控制了地区、年份以及行业固定效应。括号内是异方差稳健标准误,*、**、***分别代表在10%、5%和1%显著性水平下显著。

我们发现,上述结论在东部地区成立,但是在中部和西部地区并不成立。具体来说,一方面,环境规制引致的波特效应在东部地区存在,而不存在于其他地区。这可能是由于东部地区有着更加前沿的技术水平、更发达的金融市场以及更紧密的社会网络,位于其中的企业能够更好地适应环境规制政策,通过技术创新促进生产率增长。另一方面,在东部地区的样本中,邻近

城市环境规制执行程度的空间溢出效应均通过了显著性检验,而在中西部地区的样本中,空间溢出效应的显著性并不稳健。这说明,环境规制引致污染企业跨地转移,从而使得企业生产率在空间上重新配置的现象更多地发生在东部地区内部。考虑到加强环境规制执行水平的地区更可能是东部沿海城市,这一实证结果与沈坤荣等(2017)指出的环境规制引起污染就近转移具有逻辑上的一致性。

2. 考虑不同所有制的差异

根据Wu等(2017),所有制类型不同的企业在面临环境规制时具有不同的行为特征。为了进一步检验上文的研究结论是否取决于企业的所有制类型,我们将总体样本分为国有企业、私营企业以及外资企业3个样本,分别进行回归分析,结果见表7。

我们发现,环境规制能否引致波特效应取决于企业的所有制类型。具体而言,环境规制执行程度对私营企业生产率存在显著的正向影响,对国有企业生产率存在显著的负向影响,而对外资企业生产率的影响未通过显著性检验。私营企业的创新机制较国有企业更加灵活,不难理解环境规制更容易激发私营企业的创新补偿效应。虽然一般情况下,在是否受环境规制的约束方面,国有企业与当地环保部门具有较强的议价能力(Wang et al., 2003),但是随着上级政府逐渐提高环境治理的考核要求,以及环保部门垂直管理改革的深化,国有企业越来越受到环境规制的约束,再加上国有企业的创新体制比较僵化,很容易会因为不能适应更强的环境规制而导致生产率下降。与国内企业相比,外资企业的污染排放往往较少,环境规制一般不会给外资企业带来额外的约束,从而也就不会对外资企业的生产率产生显著影响(Dean et al., 2009)。

我们还发现,邻近城市环境规制执行程度均未对本地国有企业的生产率产生显著影响。说明环境规制执行的地区差异并未引致国有企业的空间自选择效应,这与我们的预期相符。事实上,国有企业的选址由政府确定,往往不会因经济层面的因素进行迁移。邻近城市环境规制执行程度虽然对私营和外资企业生产率存在溢出效应,但是结果并不稳健。其中,与私营企业相比,本地外资企业生产率受地理邻近城市环境规制执行程度的影响更大,说明相比国内企业,外资企业较少受到本地市场效应影响,更容易因为地区间环境规制执行差异跨地迁移。

(二)传导机制讨论

根据前文的讨论,本地和邻地环境规制执行均会对本地生产率产生影响。那么更进一步,我们想知道产生这一影响的传导机制是什么? 理论上来看,技术进步和技术效率提升都能有效推动生产率增长(李平,

2016)。那么,环境规制执行是通过影响企业的技术进步还是技术效率,从而最终影响了企业生产率呢?

无论企业是借助于自主创新还是技术引进推动技术进步,都离不开持续的R&D投入(李平, 2016)。因此,为了回答上述问题,我们首先以企业的研发强度(研究开发费用占销售收入比重)为被解释变量进行回归分析,结果见表8列(1)~(3)。本地环境规制执行对企业研发强度产生了显著的负向影响。邻近城市环境规制执行对企业研发强度的影响则未通过显著性检验。为了进一步验证技术进步是否是生产率变化的传导机制,我们再以企业生产率为被解释变量,将研发强度作为解释变量进行回归分析,结果见表8列(4)~(6)。研发强度对企业生产率的影响未通过

表6 基于不同地区的检验

变量	东部地区			中部地区			西部地区		
	W_1	W_2	W_3	W_1	W_2	W_3	W_1	W_2	W_3
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
ers	0.768*** (0.052)	0.751*** (0.052)	0.804*** (0.052)	-0.244*** (0.064)	-0.253*** (0.064)	-0.241*** (0.064)	0.103 (0.147)	0.015 (0.147)	0.117 (0.148)
$Wers$	-0.338*** (0.092)	-2.825*** (0.479)	0.966*** (0.113)	0.235* (0.129)	1.285** (0.603)	0.013 (0.176)	-0.008 (0.233)	-8.192*** (1.421)	0.587 (0.453)
样本量	716395	716395	716395	124523	124523	124523	58192	58192	58192
R-squared	0.096	0.096	0.096	0.102	0.102	0.102	0.111	0.112	0.111

注:包含了截距项、城市层面以及企业层面的控制变量,限于篇幅未予报告。所有回归中均控制了地区、年份以及行业固定效应。括号内是异方差稳健标准误,*、**、***分别代表在10%、5%和1%显著性水平下显著。

表7 基于不同所有制企业的检验

变量	国有企业			私营企业			外资企业		
	W_1	W_2	W_3	W_1	W_2	W_3	W_1	W_2	W_3
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
ers	-0.488* (0.260)	-0.446* (0.259)	-0.464* (0.258)	0.224*** (0.050)	0.224*** (0.050)	0.247*** (0.050)	-0.108 (0.183)	-0.148 (0.183)	-0.110 (0.183)
$Wers$	0.532 (0.469)	-2.054 (2.127)	-0.140 (0.730)	0.035 (0.091)	-1.111** (0.466)	0.734*** (0.113)	0.189 (0.314)	-3.732** (1.625)	0.490 (0.542)
样本量	29650	29650	29650	443012	443012	443012	73885	73885	73885
R-squared	0.200	0.200	0.200	0.090	0.090	0.090	0.145	0.145	0.145

注:包含了截距项、城市层面以及企业层面的控制变量,限于篇幅未予报告。所有回归中均控制了地区、年份以及行业固定效应。括号内是异方差稳健标准误,*、**、***分别代表在10%、5%和1%显著性水平下显著。

显著性检验,而本地与邻地环境规制执行程度的估计系数仍然与基准回归结果一致。上述结果表明技术进步并非环境规制影响企业生产率的传导机制,验证了 Albrizio 等(2016)的观点,说明环境规制改变企业激励,促进企业加大创新投入,继而推动实质性技术进步,并最终形成生产率增长的过程并非一日之功(Andrews et al., 2014; Popp, 2015)。因此,我们发现的环境规制对企业生产率所产生的影响,往往都是通过改变企业技术效率实现的。其中,企业技术效率具体表现为企业的管理水平、组织架构优化程度以及资源配置效率等。

六、结论与启示

在环境污染日益严重的背景下,依赖资源消耗的传统经济增长模式难以为继,调整经济结构,加快经济转型,实现“既要绿水青山,又要金山银山”的绿色经济发展模式显得尤为关键。长期以来,尽管中央政府不断完善环境法律法规体系,但是地方政府在环境规制执行层面的策略互动行为往往使得环境治理效果不尽如意。不仅如此,地方政府间环境规制执行互动还可能会改变企业在迁址和创新之间的抉择,影响城市生产率增长,进而影响中国经济的长期增长。因此,对于地方政府环境规制执行互动与城市生产率增长关系的理解与认识,不仅关系到地方政府环境治理结构的合理设计问题,更关系到经济能否顺利转向更高质量的增长轨道。

本文首先提供了地方政府参与不同形式环境规制执行互动的经验证据。具体来说,地理相邻城市表现出同时存在逐底竞赛和竞相向上的非对称性环境规制执行互动,而经济相邻城市表现出竞相向上的对称性环境规制执行互动。在此基础上,本文将波特假说和污染避难所假说联系起来,从本地效应和溢出效应的双重视角出发,考察了地方政府环境规制执行互动对城市生产率增长的影响。研究发现,由于地理相邻城市在环境规制执行互动上既存在逐底竞赛,又存在竞相向上,地理相邻城市间环境规制执行程度差异不断扩大,加剧了污染企业的空间自选择效应,使得一个城市生产率的提升以其地理邻近城市生产率的下降为代价,地理相邻城市间形成以邻为壑的生产率增长模式。与此同时,由于经济相邻城市在环境规制执行互动上表现为竞相向上的形式,避免了高污染企业在经济相邻城市间的迁移,反而使得经济相邻城市间形成以邻为伴的生产率增长模式。

更为重要的是,尽管实证研究结果表明存在环境规制推动企业生产率增长的波特效应,但是由于污染避难所引致了企业空间自选择效应,一些本可以通过技术创新降低污染成本的企业却选择跨地迁移,不利于充分发挥环境规制对企业创新的倒逼效应。进一步地,通过异质性讨论发现上述结论仅体现在东部地区,在中西部地区未得到验证。此外,环境规制的波特效应在私营企业中体现得最为明显,而外资企业更容易因为地区间环境规制执行差异跨地迁移。最后,值得注意的是,地方政府环境规制执行影响企业生产率的传导渠道更多地体现在技术效率上,而非技术进步。

作为政策建议,我们认为进一步优化地方政府环境治理结构是实现经济发展方式转型的顶层设计中需要考虑的关键内容。具体来说,加强各地方政府环境规制执行的针对性监管与适应性激励,尤其使得地理相邻

的城市就协同规制达成共识,有助于缩小企业通过跨地转移逃避环境规制的空间,实现波特效应的最大化。经过 30 多年经济高速增长以后,当前中国经济增长正面临着动力不足和潜力缺失的风险,充分挖掘环境规制对企业生产率的促进作用,对于中国经济长期保持可持续增长愈发重要。

(作者单位:金刚,南京大学经济学院;沈坤荣,南京大学商学院。责任编辑:李逸飞)

注释

①受数据所限,这是本文研究的局限之处。但是尽管如此,本文采用的环境规制执行指标与以往文献相比仍然有较大进步。并且,本文采用的环境规制执行指标并不完全受到地方政府环境信息公开

表 8 机制讨论

变量	R&D			tfp_lp		
	W ₁	W ₂	W ₃	W ₁	W ₂	W ₃
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ers	-0.001** (0.001)	-0.001** (0.001)	-0.001** (0.001)	0.182*** (0.041)	0.189*** (0.041)	0.208*** (0.041)
Wers	-0.001 (0.001)	0.003 (0.005)	-0.002 (0.001)	-0.428*** (0.075)	-1.982*** (0.391)	0.743*** (0.093)
R&D				0.855 (0.654)	0.855 (0.654)	0.856 (0.654)
样本数	728023	728023	728023	726343	726343	726343
R-squared	0.015	0.015	0.015	0.100	0.100	0.100

注:包含了截距项、城市层面以及企业层面控制变量,限于篇幅未予报告。所有回归中均控制了地区、年份以及行业固定效应。R&D 表示企业研发强度,采用研究开发费用占销售收入比重来衡量,数据来自于《中国工业企业数据库》,tfp_lp 表示根据 LP 法估计的企业生产率。括号内是异方差稳健标准误,*、**、***分别代表在 10%、5%和 1%显著性水平下显著。

程度的影响,所造成的偏误可能较小。原因在于,虽然公众环境研究中心的数据基本来自地方环保局查处的信息,但是其获得相关信息的渠道并不局限于地方性政府网站,还来源于媒体、省级环境厅网站以及国家环保部网站等平台(Gao and Liang, 2016)。

②采用随机前沿模型估计全要素生产率时,最易被人诟病之处是结论高度依赖于模型的函数形式,为此我们采用最一般化的超越对数生产函数形式,并对生产前沿函数是否可以退化为Cobb-Douglas生产函数以及是否存在中性技术进步进行了假设检验,检验结果支持当前的模型设定。具体检验过程限于篇幅未予报告,留存备案。

③就本文选用的样本而言,采用Queen型矩阵存在6个孤岛:舟山市、海口市、三亚市、西宁市、乌鲁木齐市以及克拉玛依市。为了使得行标准化不出错,我们选择距离这6个城市最近的城市作为它们的邻居,具体配对为:舟山市—宁波市、海口市—湛江市、三亚市—海口市、西宁市—武威市、乌鲁木齐市—克拉玛依市、克拉玛依市—乌鲁木齐市。

④污染排放往往伴随着资源浪费,污染排放多,一定程度上表示资源利用效率低,因此高污染企业往往又具有低生产率的特征(Porter and van der Linde, 1995)。

⑤从导致内生性问题的3个因素来看,邻近城市环境规制执行程度的内生性担忧并不大,并且异方差稳健的DWH检验结果不能拒绝“邻近城市环境规制执行程度外生”的原假设(相关结果限于篇幅未予报告,留存备案),因此我们将邻近城市环境规制执行程度作为外生变量。这与Vega and Elhorst (2015)的研究类似,他们的研究发现本地和邻近地区香烟价格均对本地香烟销量存在影响,其中本地价格存在内生性而邻地价格不存在内生性。

⑥国务院2006公布的《第一次全国污染源普查方案》明确了11个重污染行业和16个重点工业污染源行业。我们将重点工业污染源行业中的二位数制造业设定为污染密集型行业,其余二位数制造业中的非重污染行业为非污染密集型行业。污染密集型行业包括:饮料制造业,医药制造业,化学纤维制造业,交通运输设备制造业,木材加工及木竹藤棕草制品业,通用设备制造业,纺织服装、鞋帽制造业,金属制品业,专用设备制造业,计算机及其他电子设备制造业。非污染密集型行业包括:烟草制品业,家具制造业,印刷和记录媒介的复制业,文教体育用品制造业,橡胶制造业,塑料制品业,电气机械及器材制造业,仪器仪表及文化、办公用机械制造业,工艺品及其他制造业,废弃资源和废弃材料回收加工业。

⑦东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南等省份。中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南等省份。西部地区包括广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆等省份。

参考文献

- (1)董敏杰、梁泳梅、李钢:《环境规制对中国出口竞争力的影响——基于投入产出表的分析》,《中国工业经济》,2011年第3期。
- (2)李平:《提升全要素生产率的路径及影响因素——增长核算与前沿面分解视角的梳理分析》,《管理世界》,2016年第9期。
- (3)李胜兰、初善冰、申晨:《地方政府竞争、环境规制与区域生态效率》,《世界经济》,2014年第4期。
- (4)李永友、沈坤荣:《中国污染控制政策的减排效果——基于省际工业污染数据的实证分析》,《管理世界》,2008年第7期。
- (5)聂辉华、江艇、杨汝岱:《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》,《世界经济》,2012年第5期。
- (6)单豪杰:《中国资本存量K的再估算:1952~2006年》,《数量经济技术经济研究》,2008年第10期。
- (7)沈坤荣、金刚、方炯:《环境规制引起了污染就近转移吗?》,《经济研究》,2017年第5期。
- (8)涂正革、谌仁俊:《排污权交易机制在中国能否实现波特效应?》,《经济研究》,2015年第7期。
- (9)吴利学、叶素云、傅晓霞:《中国制造业生产率提升的来源:企业成长还是市场更替?》,《管理世界》,2016年第6期。
- (10)张华:《地区间环境规制的策略互动研究——对环境规制非完全执行普遍性的解释》,《中国工业经济》,2016年第7期。
- (11)张军、吴桂英、张吉鹏:《中国省际物质资本存量估算:1952~2000》,《经济研究》,2004年第10期。
- (12)张文彬、张理芃、张可云:《中国环境规制强度省际竞争形态及其演变——基于两区制空间Durbin固定效应模型的分析》,《管理世界》,2010年第12期。
- (13)张宇、蒋殿春:《FDI、政府监管与中国水污染——基于产业结构与技术进步分解指标的实证检验》,《经济学(季刊)》,2014年第1期。
- (14)张征宇、朱平芳:《地方环境支出的实证研究》,《经济研究》,2010年第5期。
- (15)朱平芳、张征宇、姜国麟:《FDI与环境规制:基于地方分权视角的实证研究》,《经济研究》,2011年第6期。
- (16)Andrews, D., C. Criscuolo and C. Menon, 2014, “Do Resources Flow to Patenting Firms: Cross-Country Evidence from Firm Level Data”, OECD Economics Department Working Papers.
- (17)Albrizio, S., T. Kozluk and V. Zipperer, 2016, “Environmental Policies and Productivity Growth: Evidence across Industries and Firms”, *Journal of Environmental Economics and Management*, <http://dx.doi.org/10.1016/j.jeem.2016.06.002>.
- (18)Besley, T. and A. Case., 1995, “Incumbent Behavior: Vote-Seeking, Tax-Setting and Yardstick Competition”, *American Economic Review*, Vol.85(1), pp.25~45.
- (19)Brandt, L., J. V. Biesebroeck and Y. Zhang, 2012, “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing”, *Journal of Development Economics*, Vol.97(2), pp.339~351.
- (20)Brueckner, J. K. and L. A. Saavedra, 2001, “Do Local Governments Engage in Strategic Property-Tax Competition?”, *National Tax Journal*, Vol.54(2), pp.203~229.
- (21)Bu, M., Z. Liu, M. Wagner and X. Yu, 2013, “Corporate Social Responsibility and the Pollution Haven Hypothesis: Evidence from Multinationals’ Investment Decision in China”, *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics*, Vol.20(1), pp.85~99.
- (22)Bu, M. and M. Wagner, 2016, “Racing to the Bottom and Racing to the Top: The Crucial Role of Firm Characteristics in Foreign Direct Investment Choices”, *Journal of International Business Studies*, Vol.47(9), pp.1032~1057.
- (23)Cai, H., Y. Chen and Q. Gong, 2016, “Polluting Thy Neighbor: Unintended Consequences of China’s Pollution Reduction Mandates”, *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol.76, pp.86~104.

- (24) Case, A. C., H. S. Rosen and J. R. Hines, 1993, "Budget Spillovers and Fiscal Policy Interdependence: Evidence from the States", *Journal of Public Economics*, Vol.52(3), pp.285~307.
- (25) Copeland, B. R. and M. S. Taylor, 2004, "Trade, Growth and the Environment", *Journal of Economic Literature*, Vol.42(1), pp.7~71.
- (26) Dean, J. M., M. E. Lovely and H. Wang, 2009, "Are Foreign Investors Attracted to Weak Environmental Regulations? Evaluating the Evidence from China", *Journal of Development Economics*, Vol.90(1), pp. 1~13.
- (27) Duvivier, C. and H. Xiong, 2013, "Transboundary Pollution in China: A Study of Polluting Firms' Location Choices in Hebei Province", *Environment and Development Economics*, Vol.18, pp.459~483.
- (28) Franco, C. and G. Marin, 2015, "The Effect of Within-Sector, Upstream and Downstream Environmental Taxes on Innovation and Productivity", *Environmental and Resource Economics*, <http://dx.doi.org/10.1007/s10640-015-9948-3>.
- (29) Fredriksson, P. G. and D. L. Millimet, 2002, "Strategic Interaction and the Determination of Environmental Policy across U.S. States", *Journal of Urban Economics*, Vol.51(1), pp.101~122.
- (30) Fredriksson, P. G., J. A. List and D. L. Millimet, 2003, "Bureaucratic Corruption, Environmental Policy and Inbound US FDI: Theory and Evidence", *Journal of Public Economics*, Vol.87(7~8), pp.1407~1430.
- (31) Gao, N. and P. Liang, 2016, "Fresh Cadres bring Fresh Air? Personnel Turnover, Institutions and China's Water Pollutions", *Review of Development Economics*, Vol.20(1), pp.48~61.
- (32) Javorcik, B. S. and S. J. Wei, 2004, "Pollution Havens and Foreign Direct Investment: Dirty Secret or Popular Myth?", *B. E. Journal of Economic Analysis and Policy*, Vol.4(2).
- (33) Johnstone, N., I. Hascic and D. Popp, 2010, "Renewable Energy Policies and Technological Innovation: Evidence Based on Patent Counts", *Environmental and Resource Economics*, Vol.45(1), pp.133~155.
- (34) Keller, W. and A. Levinson, 2002, "Pollution Abatement Costs and Foreign Direct Investment Inflows to U.S. States", *Review of Economics and Statistics*, Vol.84(4), pp.691~703.
- (35) Konisky, D. M., 2007, "Regulatory Competition and Environmental Enforcement: Is There a Race to the Bottom?", *American Journal of Political Science*, Vol.51(4), pp.853~872.
- (36) Kumbhakar, S. C. and C. A. K. Lovell, 2000, *Stochastic Frontier Analysis*, New York: Cambridge University Press.
- (37) Lee, J., F. M. Veloso and D. A. Hounshell, 2011, "Linking Induced Technological Change and Environmental Regulation: Evidence from Patenting in the U.S. Auto Industry", *Research Policy*, Vol.40(9), pp.1240~1252.
- (38) Levinsohn, J. and A. Petrin, 2003, "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables", *Review of Economic Studies*, Vol.70(2), pp.317~341.
- (39) Melo, P. C., D. J. Graham and R. B. Noland, 2009, "A Meta-analysis of Estimates of Urban Agglomeration Economies", *Regional Science and Urban Economics*, Vol.39(3), pp.332~342.
- (40) Milani, S., 2016, "The Impact of Environmental Policy Stringency on Industrial R&D Conditional on Pollution Intensity and Relocation Costs", *Environmental and Resource Economics*, DOI 10.1007/s10640-016-0034-2.
- (41) Olley, G. S. and A. Pakes, 1996, "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry", *Econometrica*, Vol.64(6), pp.1263~1297.
- (42) Popp, D., 2015, "Using Scientific Publications to Evaluate Government R&D Spending: The Case of Energy", NBER Working Paper No.21415.
- (43) Popp, D., R. G. Newell and A. B. Jaffe, 2010, "Energy, the Environment and Technological Change", in: Halland, B. H. and N. Rosenberg, (Eds.), *Handbook of the Economics of Innovation*, Burlington: Academic Press, pp.873~938.
- (44) Porter, M. E. and C. van der Linde, 1995, "Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship", *Journal of Economic Perspectives*, Vol.9(4), pp.97~118.
- (45) Vega, S. H. and J. P. Elhorst, 2015, "The SLX Model", *Journal of Regional Science*, Vol.55(3), pp.339~363.
- (46) Vogel, D., 1995, *Trading Up: Consumer and Environmental Regulation in the Global Economy*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- (47) Wang, H., N. Mamingi, B. Laplante and S. Dasgupta, 2003, "Incomplete Enforcement of Pollution Regulation: Bargaining Power of Chinese Factories", *Environmental and Resource Economics*, Vol.24(3), pp.245~262.
- (48) Woods, N. D., 2006, "Interstate Competition and Environmental Regulation: A Test of the Race-to-the-Bottom Thesis", *Social Science Quarterly*, Vol.87(1), pp.174~189.
- (49) Wu, H., H. Guo, B. Zhang and M. Bu, 2017, "Westward Movement of New Polluting Firms in China: Pollution Reduction Mandates and Location Choice", *Journal of Comparative Economics*, Vol.45(1), pp.119~138.