

所有制、迁移成本与环境管制

——来自重庆微观企业的经验证据*

冯俊诚

内容提要:在治理环境问题过程中,如何规避环境联邦主义恶果,协调利益冲突是中国政府面临的重大挑战。在地区竞争的理论框架下,本文检验了所有制和迁移成本对环境管制的影响。一方面,地区竞争促使地方政府为了吸引资本流入而降低环境管制标准。特别地,外资企业在招商引资中具有正的“外部性”,这弱化了环保部门对外资企业的管制力度。另一方面,环境管制需不妨碍地区经济增长的要求使得地方环保部门的执法行为颇具选择性,试图经由选择性执法来凸显环境政绩。利用重庆市工业企业数据,本文研究发现:在控制其他因素后,就环境行政处罚款概率而言,外资企业比私营企业低3.5个百分点;企业迁移成本越大,被处罚的概率越大。上述实证结果表明,在实践中,重庆市环境管制表现出“竞次”的结果。同时,企业迁移成本已成为环保部门选择性执法的重要参考指标。

关键词:地区竞争 环境管制 所有制 迁移成本

作者简介:冯俊诚,厦门大学经济学院财政系助理教授、博士,361005。

中图分类号:F205 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2017)04-0021-16

一、引言

在中国经济高速增长的过程中,环境问题日渐突出。环境质量恶化不但带来了巨额经济损失,如污染成本占实际GDP的8%~10%(杨继生等,2013),也威胁着我国居民的身心健康,如导致消化道癌症的死亡率上升(Ebenstein, 2012),造成居民预期寿命减少(Chen, Ebenstein, Greenstone 和 Li, 2013)等。严峻的环境形势促使环境领域的立法步伐加快,但在实践中,环境法律的有效执行面临重大挑战(van Rooij, 2006),环境法律的颁布并未有效遏制环境质量恶化趋势。在地区竞争的理论框架下,本文剖析了我国环境管制实践所面临的决策环境,试图识别造成环境执法困境的成因,探寻环境管制的行为特征,进而为提高环境管制效率提供来自微观企业层面的经验证据和政策建议。

* 本文得到教育部人文社会科学青年基金项目“政治激励、地方官员与政府支出模式”(13YJCZH038);中央高校基本科研业务费专项资金“环境治理及其经济结果的新政治经济学研究”(20720151157)的资助。作者感谢匿名审稿人的建设性意见,感谢张天敏、庄福梅、张雯在数据搜集上提供的帮助。当然,文责自负。

在我国环境治理体制中,日常的环境事务管理交由各地区的环保部门负责,这些地区性环保部门在环保部和地方政府的“双头领导”下开展工作。因此,现实中的环境管制不仅取决于中央政策,也依赖于地方政府和环保部门基于政治、经济利益的考量(Tilt, 2007)。如 Zheng 和 Kahn (2013)指出,由于地方官员的政治晋升与辖区内环境政策落实之间并无直接关联,激烈的地区竞争并未塑造出有效的激励结构来促使地方政府落实环境政策,进而造成中央环境政策的失灵。此外,由于缺乏正式制度渠道让民众、非政府组织和媒体介入环境政策的制定和实施过程(Lo, Yip 和 Cheung, 2000),外部监督在环境的日常治理中也难以发挥持续作用。在此制度背景下,环境政策的落实程度和效果严重依赖于地方政府(Tilt, 2007)。

利用微观企业数据,在地区竞争的理论框架下,本文着重探讨环境管制过程中,地方政府和环保部门所面临的权衡取舍。一方面,在经济上的竞争会促使地方官员敷衍甚至扭曲环境政策在辖区内的实施。为了吸引更多的资本流入,地方政府会放松对污染产业的管制(聂辉华、李金波, 2006),将环境管制作作为招商引资的政策工具(杨海生等, 2008;朱平芳等, 2011)。特别地,在招商引资的谈判中,对于那些对地区“软环境”有示范效应、存在技术外溢、有较大生产规模的外资企业,地方政府会做出更多的让步,给予更为优惠的政策(包括更为宽松的环境管制)。

另一方面,处于“双头领导”下的地方环保部门,在环境管制中需采取一定的策略来调适上级环保部门和地方政府间可能存在的冲突,进而维护自身利益。促进经济增长,扩大招商引资是地方政府积极追求的经济目标;而改善环境质量,加强对环境违法行为的管制则是环保部门政绩的重要组成部分。当对污染企业的管制会妨碍“保增长”目标实现时,严格执法可能与地方政府的意愿不一致;如果对污染企业“睁一只眼,闭一只眼”,则无法完成上级环保部门交代的任务,更面临着因环境突发事件而被舆论推到“风口浪尖”的政治风险。在招商引资上,资本流入不仅需要考虑环境管制对生产成本的影响,企业迁移成本也需要考虑。对企业而言,只有当环境管制降低所产生的收益足以弥补迁移成本时,其他地区宽松的环境管制才具有吸引力。因此,地方环保部门可利用某些企业流动性差的特征,选择性地加强环境管制,这样既照顾了地方政府保增长的需要,又能有效降低政治风险,彰显环境政绩。

利用重庆市工业企业和环境罚款的相关数据,本文对“竞次”(race to the bottom)理论在中国环境管制中的适用性和环保部门的行为模式进行检验,实证结果证实了上述理论假说。本文主要创新表现为:(1)不同于现有文献研究地区竞争与环境质量之间的关系,本文将研究重点放在地区竞争与环境管制行为——环境罚款上,率先运用企业层面微观数据来探讨“竞次”理论在中国的适用性,为“竞次”理论提供更为直接的经验证据。(2)在地区竞争的理论框架下分析环保部门的激励约束,并用微观企业数据来捕捉企业迁移成本与环境罚款之间的关联,从而辨析出环保部门具体的策略性行为。(3)在实证结果上,本文从地区竞争的角度,为不同所有制类型企业面临环境管制力度上的差异提供了另一种解释。

二、地区竞争下的环境管制

理论上,地区间的经济竞争会迫使地方政府采取优惠政策来吸引具有流动性的生产要素,特别地,地方政府可通过放松环境管制来降低企业生产成本,进而吸引资本流入。较低的环境标准使得该地区在吸引资本流入上具有相对优势,进而在经济竞争中处于有利地位。当所有地区均采用放松环境管制来提升竞争优势时,均衡的结果是环境标准在全国范围内下降,进而造成环境质

量恶化,即出现环境管制中的“竞次”现象。在环境联邦主义的文献中,“竞次”结果的出现被视为由财政外部性(fiscal externality)而引致公共物品(环境保护)的供给不足(Oates,2002)。具体而言,当地方政府在税收工具选择上存在约束,只能通过对资本征税来为辖区内公共物品供给筹集资金时,对资本课税不仅影响企业的资本成本,也会导致该地区税基流失。当一个地区设定较低的资本税税率时,低税率一方面降低了企业生产成本,可以吸引更多的资本流入,另一方面资本的流入使得该地区拥有的资本存量增加,税基随之扩大,而其他地区由于资本的净流出导致税基减少。最终,在资本(税基)上展开的竞争使得资本税税率低于有效水平,抑制了地方政府提供公共物品的能力,进而导致公共物品(如环境保护)的供给数量不足。近年来,一些学者试图通过构建特定的经济环境来论证由地方政府制定环境政策也能够实现环境的有效治理(如 Oates 和 Schwab,1988;Ogawa 和 Wildasin,2009 等),但诚如 Oates(2003)和 Dalmazzone(2006)所言,此类研究通常要求较为苛刻的理论假设条件,而这些条件在现实中常常难以满足。^①

在理论分析中,地区间的经济竞争和分散化的环境管制会导致“竞次”问题的出现,但在以欧美为研究对象的经验研究中,“竞次”现象却很少被证实(Prakash 和 Potoski,2006;Oates,2003)。在文献回顾的基础上,Levinson(2003)总结出,地区竞争导致环境管制中产生“竞次”结果需具备两个基本前提:一是企业投资决策需要对不同地区环境管制上的差异作出灵敏的反应。二是相邻地区的环境管制政策存在策略性互动。此外,一些外部因素有时会使得地区竞争对环境管制产生“竞优”(race to the top)的结果(Vogel,1995;Zeng 和 Eastin,2011)。国内“竞次”问题的研究多采用宏观面板数据和空间计量模型来分析地区间的行为互动,在实证结果上,环境“竞次”现象也得到一定证实。如利用省级面板数据,王孝松等(2015)发现,地方政府间的环境政策博弈存在“竞次”现象。利用地级市层面数据,张征宇、朱平芳(2010)发现,对发展水平较高的城市而言,环境支出同期外溢效应为正;赵霄伟(2014)在中部地区发现了存在“竞次”现象的证据。

纵观上述文献可以发现:(1)理论上,“竞次”理论的逻辑是地区竞争先引致地方政府放松环境管制力度,然后环境管制的放松造成地区环境质量恶化。在实证中,现有研究多依据地区竞争与环境质量(支出)之间的正(负)相关来证实“竞次”理论的存在与否,甚少直接检验地区竞争与环境管制力度之间的联系。因此,对“竞次”理论的检验需聚焦于地区竞争是否导致环境管制放松这一逻辑链条,在论证中,也需来自企业层面的微观证据。(2)缺乏对环境部门的行为模式展开分析,忽视了环保部门作为环境政策执行者在环境管制中的作用。虽然环保部门仅是政府的一个职能部门,其行动受制于同级政府,但是在环境事务的处理中,环保部门仍拥有较大的自由裁量权。在处理环境事务时,环保部门如何有效利用裁量权,协调可能的利益冲突,是理解现实中环境管制行为特征,提高环境治理效率的前提。相应地,在地方政府横向行政性干预的情境下,环保部门如何利用自身的自由裁量权来维护和追求自身利益,也应成为我国环境治理研究的重要课题。

三、研究假说

(一)所有制与环境管制

中国特色的经济绩效考核和官员任免制度使得各地区围绕经济展开竞争,形成“为增长而竞

^① 这些条件包括地方政府的目标是最大化辖区社会福利,政府间不存在策略性互动,公共物品不具有地区间外溢性等,详见 Oates(2003)和 Dalmazzone(2006)。

争”的局面。资本作为促进地区经济增长的决定性力量,使得招商引资成为各地区发展经济的突破口,激烈的地区竞争表现为对资本的“疯狂”追逐。在政府工作实务中,招商引资常成为地方政府经济工作的“一号工程”,甚至地方领导直接成为招商引资事宜的负责人。^①特别地,不少地方政府出台了招商引资管理办法,将招商引资情况与官员绩效考核挂钩。虽然环境政策由中央政府(环保部)统一制定,但是地方政府(环保部门)负责具体政策的实施和常规化的管理工作。此时,面临招商引资压力的地方政府是否会放松辖区内环境管制力度,以此来降低企业生产成本、吸引资本流入呢?

在地区竞争的分析框架下,本文通过辨识不同来源资本在地方政府招商引资中的先后次序,来识别地区竞争与环境管制之间的关系,进而对“竞次”问题进行检验。具体而言,外资企业入驻对地区“软环境”的示范性、在生产技术和管理上的外溢以及较大的规模使得外资企业成为招商引资过程中的“香饽饽”。上述“正外部性”使得外资企业享有更为宽松的环境管制。因此,在实证中,本文通过比较外资企业与其他类型企业之间在环境管制中的差异来捕捉地区竞争对环境管制的影响。

具体而言,外资企业的入驻具有如下意义:(1)示范效应。在招商引资竞争日益白热化的阶段,各地区在土地、基础设施等“硬环境”上缺乏差异,投资环境、政府服务效率等“软环境”逐渐成为吸引资本流入的关键因素。对外资企业而言,“软环境”这类隐性信息难以低成本、有效地获取。而成功引进外资企业入驻的事例无疑向市场上仍在犹豫的其他企业传递出该地区投资环境良好、政府服务高效的信号。因此,可通过对外宣传外资企业入驻的信息来传递出当地良好“软环境”的信号,促进该地区招商引资活动的开展。(2)技术外溢。技术水平是影响经济发展的关键因素,相对于内资企业而言,外资企业拥有先进的生产技术和高效的管理经验。在成功吸引外资企业入驻之后,一方面当地企业可通过合作、实地考察、职员流动等措施逐渐借鉴和吸收外资企业在生产、管理上的先进技术和经验,进而带动本地其他企业发展;另一方面外资企业入驻的关联效应也增加了对上、下游产品的需求,间接地促使当地上、下游企业进行技术升级和产能扩张。(3)通常而言,外资企业具有较大的投资和生规模。此时,引进一个外资企业将使得辖区经济规模上一个新台阶,为地方政府实现围绕一个重点企业,打造新的产业链,做大产业群提供了契机。正是由于意识到外资企业入驻所具有的“正外部性”,在具体的招商工作中,地方政府往往强调对“大、高、名、外”企业的引进,注重“大招商,招大商”。对外资企业而言,各地在招商引资政策上的竞争使得其选址决策更具灵活性,确保获得较多的优惠政策(包括更为宽松的环境管制)。

综上所述,在地区竞争的背景下,地方政府对引进外资企业表现出浓厚的兴趣。因而,可通过检验外资企业是否被给予更为宽松的环境管制来直接证实“竞次”理论在中国的适用。故而,在以环境行政罚款作为度量环境管制指标的情景下,本文提出如下待检验的假说:

假说一:在其他条件不变的情况下,外资企业被处以环境罚款的概率较小。

(二) 迁移成本与环境管制

正是资本的流动性才使得地方政府为吸引更多资本流入,降低了环境管制标准,然而,现实中,资本流动是有成本的。此时,资本流动的难易程度,也即资本流动成本的高低是影响企业迁移决策和环境管制决策的重要因素。

^① 如濮阳市在招商引资中,明确要求市委书记、市长亲力亲为,做到“四个亲自”:重要客商亲自拜访陪同,重大活动亲自带队参加,重大项目亲自洽谈谈板,重大问题亲自协调解决。详见 <http://www.ocn.com.cn/info/201405/zsy291438.shtml>。

对于企业而言,较为宽松的环境管制意味着生产成本的下降,但资本是否流入该地区取决于企业边际上的考量,即环境管制减少所带来的收益是否足够弥补其迁移成本。对一些企业而言,治污成本并不高,环境管制的遵从成本也不构成企业的核心成本(He,2006),通过迁移厂址所节省的环境成本远小于企业迁移成本(Frankel,2005)。此时,宽松的环境管制虽然降低了企业生产成本,但庞大的迁移成本却限制了企业对不同地区环境管制力度的回应。特别地,对于高迁移成本的企业而言,环境管制标准降低所带来的收益并不足以抵消其迁移成本,因而,这类企业的迁移决策难以灵活应对环境管制强度的变化。如Wilson(1996)所言,资本的流动性会使得环境税的税率低于有效税率,但当资本难以流动或者流动成本较高时,环境税的税率则会高于有效税率。换言之,高额的迁移成本使得某些企业即便面临苛刻的环境管制也难以做出迁出的决定。

作为政府职能部门,在人员编制较少、缺乏强制力(Tilt,2007;Zheng,Kahn,Sun和Luo,2013)等客观不利条件下,如何引起本级政府和上级环保部门的重视,进而获取政治威望已成为地方环保部门亟须解决的难题。为了获得领导的好感须积极作为,通过“有所为”来让领导重视和支持(梁中堂,2014)。^①但地区竞争和经济绩效考核使得环境问题的重要性让位于经济增长,环境管制的实施需以不妨碍经济增长为前提(Lo等,2000)。此时,环保部门一些常规的积极“有为”,如对辖区企业严厉的环境管制措施可能与地方政府的经济纲领相左,但对高迁移成本企业实施严格的环境管制措施则成为地方环保部门打破僵局的一个突破口。

那么,地方环保部门是否有足够的激励来对高迁移成本的企业实施较为严厉的环境管制呢?降低环境标准的收益是更多的资本流入,而辖区环境质量恶化则构成这一政策的社会成本。当意识到对高迁移成本的企业实施严厉的环境管制标准并不会导致该企业迁出,进而对辖区经济增长产生负面影响时,理性的地方政府也许会容忍环保部门以较微小的经济代价来改善环境质量的行為。对于环保部门而言,正是这种可能性给予其利用自由裁量权,灵活实施环境管制来争取政治表现的机会。对迁移成本较高的企业实施较为严格的环境管制,一方面,并不会导致该企业迁移到其他地区,进而对经济增长的负面影响有限,另一方面,此类环境管制是积极“有为”的一种体现,能够为地方环保部门带来可观的政绩。这种策略性行为既满足地方政府对GDP的追求,又符合上级环保部门的任务要求,同时还回应了民众对环境质量的诉求,实在是一举而多得。

综上所述,高迁移成本的企业天然地成为加强环境管制的对象,即便在“GDP优先”原则的约束下,地方环保部门也会充分利用某些企业资本流动性差的特点,有针对性地加强环境管制来凸显环境政绩。在企业迁移过程中,涉及大量生产设备搬运、变卖以及异地重置等,参照Bai,Jayachandran,Malesky和Olken(2016)的做法,本文以企业的资产规模作为企业迁移成本的代理变量,并提出如下假说:

假说二:在其他条件不变的情况下,企业资产规模越大,其被处以环境罚款的概率越高。

四、模型设定与数据说明

(一)模型设定

鉴于被解释变量是二值变量,本文采用probit模型进行估计,具体计量模型如下:

^① 通过对计划生育政策历史沿革的考察,梁中堂(2014)提供了一个地方官员如何通过“有所为”来获取部门利益,进而影响国家政策的案例。

$$P(\text{Punish}_{ijc} = 1 | X) = \Phi(\alpha_1 \text{Foreign}_i + \alpha_2 \text{SOE}_i + \alpha_3 \text{Asset}_i + Z\beta + \lambda_j + \gamma_c)$$

其中, j 表示企业 i 所处的行业, c 表示企业所在的区(县)。Punish 为被解释变量, 当企业被处以环境罚款时, 取值为 1, 其他为 0。本文依据控股股东的资金来源来界定企业所有制性质, 当处于控股地位的股东是国有或集体资本时, 变量 SOE 取值为 1, 其他为 0; 当企业是外资控股时, 变量 Foreign 取值为 1, 其他为 0。Asset 为企业总资产规模, Φ 为正态分布函数。依据上文的研究假说, α_1 和 α_3 的数值是至为关键的两个参数。若 $\alpha_1 < 0$ 和 $\alpha_3 > 0$, 这表明在控制其他因素的情况下, 外资企业被处以环境罚款的概率较小, 流动性越差的企业被处以环境罚款的概率越大。

Z 为一组控制变量, 主要用来度量企业的技术水平和生产经营状况。污染是企业生产过程中的副产品, 那么在生产中, 选取不同的生产技术会造成企业在排放污染数量上存在差异。通常而言, 技术水平越高的企业, 其生产过程中产生的污染越少, 同时, 先进的生产技术通常在要素使用上更偏向资本。^① 因此, 本文采用全要素生产率(TFP)和资本密集度(Capital)来测度企业的技术水平。林立国、楼国强(2014)发现, 工业企业的产出规模与污染排放量正相关。因此, 在计量模型中加入企业工业总产值来控制产出规模对环境罚款的影响。同时, 本文还控制了企业的盈利能力(资产回报率, Profit)、年龄(Age)、员工人数(Emp)、工业总产值占区(县)比重(Value_sh)、资产负债比(Debt)、企业税收负担(Tax)、企业政治资源(Political)等度量生产经营状况的指标。同时, 在计量模型中, 本文分别加入行业虚拟变量 λ_j 和区(县)虚拟变量 γ_c 来控制某些与行业和区(县)相关的、不可观测因素对估计结果的影响。

(二) 数据说明

基于数据的可获得性, 本文样本由重庆市环境罚款数据和企业经营数据两个部分组成。^② 其中, 环境罚款数据来自重庆市环保局网站上公布的 2008 年行政处罚公示文件。企业经营数据则来自中国工业企业数据库中重庆市 2007 年的样本。用 2007 年工业企业数据的主要原因在于, 在环境执法过程中, 环保部门对企业信息的判断更多地来自于历史数据和经验, 而不是统计部门公布的实时经济指标。此外, 企业经营信息滞后一年也在一定程度上削弱了可能存在的反向因果关系对计量估计结果造成的影响。

在依据企业名称对环境罚款数据和企业经营数据进行匹配之后, 本文按照以下规则对数据进行处理: (1) 保留“开业状态”取值为 1、“会计制度”为 1 的数据。(2) 剔除了员工数小于 8、总资产为 0、总资产小于固定资产、实收资本小于或等于 0 的样本。经过上述处理, 最终获得 3777 个样本。考虑到一些变量的奇异值问题, 本文利用 stata 软件中的 winsor 命令对控制变量的最大、最小 5% 的样本进行处理。在样本中, 有些行业或者区(县)的企业在 2008 年没有被环保部门处罚的信息。因此, 在采用包含行业和区(县)固定效应的 probit 模型进行估计时, 一些企业样本的观测值被 stata 软件自动忽略。最终, 共有 2909 家企业的信息被用来估计计量模型中的相关参数。

① 诸如钢铁、汽车等资本密集型行业, 也属于污染排放较多的行业。考虑到技术水平在这些行业的特殊性, 在后文分析中(表 4 第(1)列), 将以重工业行业样本进行稳健性检验。

② 得益于 2008 年政府信息公开条例的实施, 近年来, 多地环保部门不断在网上公开各种信息, 但能与工业企业数据库匹配上的, 在省级行政单位中仅有重庆市样本。这一方面为本文研究提供了便利, 另一方面也由于重庆市在环境信息公开方面的开明做法, 使得本文研究结论难以一般化。值得庆幸的是, 即便在信息公开程度较高的样本中, 仍发现了“竞次”现象和策略性行为, 据此可以推测, 在信息公开程度较低的样本中, 此类行为可能更为普遍。

在这 2909 家工业企业中,有 99 家企业在 2008 年被重庆市环保部门处以环境罚款,处罚比例为 3.4%。与其他研究相比,2006 年,上海市这一比例为 5.9%(林立国、楼国强,2014),略高于本文的 3.4%。其原因在于林立国、楼国强(2014)的研究样本中,工业企业为上海市环境监管企业,这类企业通常排污量较大,被处以环境罚款的先验概率也较大。在本文样本中,国有控股企业有 531 家,外资控股企业 82 家,私营企业 2197 家。在被处以环境罚款的 99 家企业中,有 43 家是国有控股企业,仅 2 家是外资控股企业,54 家为私营企业。国有控股企业被处以环境罚款的比例为 7.49%,外资控股企业为 2.38%,私营企业为 2.40%。在比例上,国有控股企业被处罚的比例高于外资企业和私营企业,而外资企业与私营企业间差异较小。

表 1 变量说明与数值统计特征

变量名	变量说明	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Punish</i>	1,被罚款;0,没有罚款	2909	0.034	0.1813	0	1
TFP	采用谢千里等(2008)的方法	2909	1.141	0.2439	0.6493	1.5565
Capital	固定资产净值/员工人数(对数值)	2909	3.5416	1.2253	1.2182	5.7683
<i>Asset</i>	总资产(对数值)	2909	9.9205	1.5605	6.1821	16.4207
<i>Value</i>	工业总产值(对数值)	2909	10.3496	1.2636	5.1533	17.1322
<i>Emp</i>	员工人数(对数值)	2909	4.9464	1.0606	2.1972	10.4186
SOE	国有控股企业	2909	0.1973	0.398	0	1
<i>Foreign</i>	外资控股企业	2909	0.0289	0.1675	0	1
<i>Value_sh</i>	工业总产值占区(县)比重(%)	2909	1.0057	3.2753	0.001	57.5476
<i>Political</i>	政治关联	2909	0.021	0.1433	0	1
<i>Debt</i>	资产负债比	2909	0.5732	0.2448	0.1198	0.9677
<i>Age</i>	企业年龄(年)	2909	11.8467	12.2282	1	146
<i>Profit</i>	资产回报率	2909	0.0925	0.1266	-0.0412	0.4462
<i>Tax</i>	企业税收负担(对数值)	2909	0.2538	0.4614	0.0001	5.8945

在具体衡量企业生产技术水平的指标上,本文采用谢千里等(2008)的方法来计算企业 TFP,并借鉴施炳展等(2013)的做法,用企业固定资产净值除以员工人数来表征企业资本密集度。参照现有文献的做法,本文以企业法定代表人的政治身份——是否为人大代表或政协委员来度量企业的政治关联程度。依据重庆市人大和政协相关网站上人大代表和政协委员的姓名和单位信息,借助百度、google 等搜索引擎,本文将企业法人代表与人大代表(政协委员)的信息进行一一匹配。最终,在 2909 家企业中,有 44 家企业的法人代表为重庆市人大代表,18 家企业的法人代表是重庆市政协委员。当企业法人代表为重庆市人大代表或者政协委员时,变量 *Political* 取值为 1,其他为 0。变量 *Tax* 是企业 2007 年应缴的税收总额,为增值税、所得税、税金及附加三项之和。表 1 列示了回归分析中各变量的定义和数据特征。

五、基本实证结果

表 2 列示了外资企业、迁移成本与环境罚款之间关系的基本估计结果。在对 probit 模型初始回归系数进行一定转化之后,表 2 中变量的系数大小均表示该变量的边际效应。由表 2 可得出如下结论:(1)控制其他因素之后,在环境罚款的概率上,外资企业低于私营企业约 3.4 个百分点。这意味着地区间的经济竞争使得重庆市环保部门在环境罚款过程中呈现出“竞次”的现象。(2)企业迁移成本越高,企业被处以环境罚款的概率越大。平均而言,企业迁移成本每增加 1%,受到环境处罚的概率会增加 0.016%,这表明在进行环境罚款时,环保部门更偏向资本流动性较差的企业。

依据表 2 的估计结果,工业总产值越大的企业被处以环境罚款的概率越大(林立国、楼国强,2014)。这可能是因为在其他条件不变的情况下,生产规模越大意味着企业产生的污染量也越多,其被处以环境罚款的概率也随之增加。同时,企业生产中所采取的技术越先进,即全要素生产率(TFP)和资本密集程度数值越大时,其产生的污染数量相应越少,被处以环境罚款的概率也越小。Wang 和 Wheeler(2005)认为,在与环保部门的谈判中,国有企业具有更大的讨价还价能力(bargaining power),这将导致国有企业排放更多的污染。但在本文环境罚款影响因素的分析中,SOE 变量并不显著,其他控制变量如员工人数、负债率、资本回报率等也不显著。

考虑到数据统计过程以及一些其他因素对估计结果的影响,本文对基本计量模型以及估计样本做出如下调整:(1)在环境执法过程中,企业与政府的熟稔程度、企业在辖区内的重要性可能是决定其是否被处以环境罚款的重要因素。基于公司治理文献研究成果,本文在计量估计中加入政治关联变量(Political)和企业工业总产值占区(县)工业总产值比重(Value_sh)来刻画企业在政治和经济上的重要性。在表 2 第(2)列和第(3)列中,分别加入了政治关联(political)和产值比重(Value_sh)两个变量。结果表明新加入的变量均不显著,同时,核心变量 Foreign 和 Asset 仍显著。(2)在工业企业数据库统计过程中,对不同所有制企业的统计标准并不统一。如对私营企业和外资企业在销售规模、资产规模上做出一定要求,但一些规模较小的国有企业、集体企业仍在统计范围之内。鉴于此,在表 2 第(4)列的回归中,仅包含资产不低于 1000 万元且雇佣人数不少于 100 人的企业样本。(3)在实际环境罚款数据中,有些企业并不是因为非法排污,而是由于违反了“三同时”规定而被处以环境罚款的。为了剔除这一因素对本文估计的影响,在表 2 第(5)列的样本中,仅包含企业开始营业年份在 2007 年之前的样本。(4)环境执法是属地化管理,地区发展战略和区域规划布局会影响到现实中环保部门的执法决策。2006 年底,重庆市委市政府提出“一小时经济圈”,并在此基础上确定了“一圈两翼”的发展战略。^①“一圈”与“两翼”在战略定位、规划以及经济发展目标上存在较大不同,^②这些可能会导致不同经济功能区对企业环境管制模式呈现出系统性差异。基于此,在表 2 第(6)列的回归样本中仅包含企业所在地为“一小时经济圈”内的样本。由表 2 中估计结果可知,即便考虑上述因素,本文的基本结论并未有显著变化。

① “一小时经济圈”是指以主城为核心、以大约 1 小时通勤距离为半径范围内的地区,“两翼”则分别为以万州为中心的渝东北地区 and 以黔江为中心的渝东南地区。

② 在区域发展上,“一小时经济圈”是“西部地区重要增长极的核心区域、长江上游地区经济中心的主要载体、城乡统筹发展直辖市的战略平台”,渝东北地区是“长江上游特色经济走廊、长江三峡国际黄金旅游带、长江流域重要生态屏障”,渝东南地区是“武陵山区经济高地、民俗生态旅游带、扶贫开发示范区”。详见《重庆市城乡总体规划(2007—2020 年)》。

表 2 所有制、资本迁移成本与环境罚款:基本回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Foreign</i>	-0.0334** (0.0156)	-0.0339** (0.0156)	-0.0349** (0.0160)	-0.0362** (0.0166)	-0.0339** (0.0168)	-0.0251* (0.0141)
<i>SOE</i>	0.0046 (0.0106)	0.0043 (0.0106)	0.0043 (0.0105)	0.0039 (0.0109)	0.0051 (0.0105)	0.0103 (0.0093)
<i>Asset</i>	0.0159*** (0.0059)	0.0161*** (0.0060)	0.0159*** (0.0060)	0.0177*** (0.0064)	0.0145** (0.0061)	0.0102* (0.0052)
<i>Value</i>	0.0216** (0.0091)	0.0213** (0.0092)	0.0227** (0.0094)	0.0234** (0.0099)	0.0233** (0.0091)	0.0259*** (0.0083)
<i>TFP</i>	-0.0637** (0.0260)	-0.0628** (0.0262)	-0.0653** (0.0267)	-0.0691** (0.0279)	-0.0576** (0.0245)	-0.0690*** (0.0236)
<i>Capital</i>	-0.0065* (0.0038)	-0.0064* (0.0038)	-0.0066* (0.0039)	-0.0071* (0.0041)	-0.0077* (0.0042)	-0.0057 (0.0041)
<i>Emp</i>	-0.0079 (0.0065)	-0.0077 (0.0065)	-0.0080 (0.0068)	-0.0085 (0.0070)	-0.0061 (0.0067)	-0.0099* (0.0055)
<i>Debt</i>	0.0116 (0.0164)	0.0116 (0.0164)	0.0106 (0.0165)	0.0143 (0.0179)	0.0098 (0.0174)	0.0034 (0.0146)
<i>Age</i>	0.0000 (0.0002)	0.0000 (0.0002)	-0.0000 (0.0002)	-0.0000 (0.0002)	0.0000 (0.0002)	0.0001 (0.0002)
<i>Profit</i>	-0.0328 (0.0490)	-0.0330 (0.0490)	-0.0306 (0.0493)	-0.0324 (0.0542)	-0.0280 (0.0506)	0.0049 (0.0381)
<i>Tax</i>	-0.0104 (0.0101)	-0.0100 (0.0101)	-0.0068 (0.0105)	-0.0074 (0.0108)	-0.0055 (0.0106)	-0.0077 (0.0102)
<i>Political</i>		-0.0077 (0.0134)		-0.0080 (0.0135)	-0.0126 (0.0160)	-0.0077 (0.0155)
<i>Value_sh</i>			-0.0008 (0.0006)	-0.0009 (0.0007)	-0.0010 (0.0007)	-0.0009 (0.0008)
行业效应	是	是	是	是	是	是
区(县)效应	是	是	是	是	是	是
样本数	2909	2909	2909	2756	2689	2480
Pseudo R ²	0.3111	0.3114	0.3125	0.3114	0.3155	0.3321

注:第(4)列样本中剔除了资产低于1000万元且雇佣人数低于100人的企业;第(5)列剔除了开业年份为2007年的企业;第(6)列样本为所在地为“一小时经济圈”内的企业。表中系数均表示边际效应,括号中为稳健性标准误。***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

六、稳健性检验

(一) 敏感性分析

中国工业企业数据库由于具有涵盖企业数目较多、时序较长、统计变量丰富等特点,被国内外学者广泛使用,但该数据在样本匹配、变量取值、定义等诸多方面存在问题(聂辉华等,2012)。在中国工业企业数据库中,多个统计字段都包含有企业所有制类型的信息,因此,现有文献在如何识别企业所有制类型方面也选取了不同的指标。具体而言,依据数据库的原始数据信息,存在四种不同的方式来识别企业所有制性质:(1)采用控股股东的身份特征来表征企业所有制类型。(2)依据数据库中“工商注册号”字段的命名方式来定义企业所有制性质。通常而言,外资企业的工商注册号以“企独”和“企合”开头,可以据此将企业分为外资企业和合资企业。(3)采用实收资本中各类型资本所占比重来识别企业所有制信息。如将国有资本占实收资本 50% 以上的企业视为国有企业,将外资资本占实收资本 25% 以上的企业视为外资企业。(4)根据数据库中“企业类型”字段来定义。

在表 3 中,本文重新构建 4 组表征所有制类型的指标来讨论表 2 中结论的敏感性。其中, SOE_reg 和 $Foreign_reg$ 依据工商注册号信息来识别。当工商注册号以“企独渝”或“企合渝”开头时, $Foreign_reg$ 取值为 1, 其他为 0; SOE_reg 的初始取值与 SOE 相同, 但当 $Foreign_reg$ 和 SOE 均取值为 1 时, SOE_reg 重新赋值为 0; SOE_cap 和 $Foreign_cap$ 为根据各类资本占实收资本的比重进行赋值。若国有资本和集体资本之和占实收资本 50% 以上时, SOE_cap 取值为 1, 其他为 0; 外资资本占实收资本 25% 以上时, $Foreign_cap$ 取值为 1, 其他为 0; SOE_type 和 $Foreign_type$ 依据“企业类型”来赋值。^① 最后, 当变量 $Foreign$ 、 $Foreign_reg$ 、 $Foreign_cap$ 和 $Foreign_type$ 中任何一个取值为 1 时, $Foreign_all$ 就赋值为 1, 其他为 0; SOE_all 的初始取值和 SOE 相同, 但当 $Foreign_all$ 和 SOE 均取值为 1 时, SOE_all 重新赋值为 0。表 3 列示了采用四种不同指标衡量所有制类型的估计结果。从中可知, 即便采取以上四种方法来界定企业所有制类型, 外资企业仍具有较小的环境罚款概率,^② 企业迁移成本、工业产值与环境罚款概率正相关, 这与表 2 中的结论完全吻合。

表 3 所有制、迁移成本与环境罚款: 敏感性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
$Foreign_reg$	-0.0293* (0.0173)			
SOE_reg	0.0052 (0.0111)			

① 参考施炳展等(2013)的分类方法, 当“企业类型”取值为 110、120、151、143、141 和 142 时, SOE_type 取值为 1, 其他为 0; 当“企业类型”取值为 310、320、330、340、200、210、220、230、240 时, $Foreign_type$ 取值为 1, 其他为 0。

② 在表 3 第(2)列中, $Foreign_cap$ 对应的 p 值为 0.115。因此, 在假说一的单侧检验中, $Foreign_cap$ 的系数显著为负。

续表 3

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Foreign_cap</i>		-0.0207 (0.0131)		
<i>SOE_cap</i>		-0.0176 (0.0108)		
<i>Foreign_type</i>			-0.0221* (0.0123)	
<i>SOE_type</i>			-0.0093 (0.0088)	
<i>Foreign_all</i>				-0.0232* (0.0133)
<i>SOE_all</i>				0.0032 (0.0112)
<i>Asset</i>	0.0160** (0.0062)	0.0160*** (0.0060)	0.0165*** (0.0060)	0.0161*** (0.0061)
<i>Value</i>	0.0220** (0.0094)	0.0223** (0.0097)	0.0218** (0.0096)	0.0224** (0.0095)
TFP	-0.0637** (0.0266)	-0.0640** (0.0284)	-0.0650** (0.0276)	-0.0656** (0.0272)
Capital	-0.0066* (0.0038)	-0.0071* (0.0040)	-0.0069* (0.0038)	-0.0068* (0.0039)
其他控制变量	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是
区(县)效应	是	是	是	是
样本数	2909	2909	2909	2909
Pseudo R ²	0.3134	0.3132	0.3116	0.3121

注:表3中前3列所有制变量分别依据数据库中“工商注册号”、各类资本占实收资本比重以及“企业类型”字段来定义。第(4)列中,外资企业的取值规则为前3列外资企业的并集。其他控制变量包括 *Emp*、*Value_sh*、*Political*、*Debt*、*Age*、*Profit* 和 *Tax*。表中系数均表示边际效应,括号中为稳健性标准误。***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

(二)行业特殊性

在上文分析中,回归样本可能并不满足随机抽样的假定。特别地,在进入重庆市时,外资企业可能在行业选择上存在偏向性,其在不同行业的分布并不随机。具体而言,与本文研究相关的选择性样本问题主要表现在两个方面:

一是外资企业更倾向于进入“干净”的行业。如果外资企业偏向于进入较为“干净”的行业,^①那么,其被处以环境罚款概率较小并不是由于地区竞争而引发的“竞次”现象,而可能是外资企业有意进入“干净”行业的决策所造成的无意巧合。考虑到此问题,在模型设定时加入行业固定效应,以便能够部分削弱未观察到的行业因素对模型估计的影响。为了进一步克服上述问题对上文估计结果的影响,需从全部样本中按照一定标准来挑选在污染程度上较为同质的子样本进行分析。具体而言,依据下列指标,本文遴选出污染排放较高的行业样本,并在这些子样本中分析所有制类型对环境罚款的影响。首先,就行业性质而言,重工业产生的污染会多于轻工业。在表4第(1)列中,将重工业视为潜在的高污染排放行业,利用重工业样本重新估计。此外,重工业通常资本密集度较高,对重工业样本的分析也可视为检验高资本密集的子样本中实证结果的稳健性。其次,依据《重庆市统计年鉴2008》中行业污染排放量来界定行业的污染水平。在表4第(2)列中,选取了2007年重庆市“废气”“废水”“废物”的任一排放数量处于前十的行业样本作为回归样本。最后,在第(3)列的回归中,本文依据实际的环境执法结果来挑选回归样本。被处以环境罚款次数较多的行业通常意味着处于该行业的企业具有更高违法排污的先验概率或该行业的污染行为被环

表4 稳健性检验:行业特殊性

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Foreign</i>	-0.0535* (0.0271)	-0.0814*** (0.0232)	-0.0467* (0.0267)	-0.0503** (0.0249)	-0.0428** (0.0185)	-0.0385* (0.0226)
<i>SOE</i>	0.0151 (0.0185)	-0.0014 (0.0140)	0.0113 (0.0112)	-0.0014 (0.0114)	-0.0132 (0.0161)	0.0163 (0.0110)
<i>Asset</i>	0.0333*** (0.0112)	0.0188** (0.0075)	0.0160** (0.0069)	0.0183*** (0.0061)	0.0249*** (0.0094)	0.0120 (0.0079)
<i>Value</i>	0.0182 (0.0215)	0.0294** (0.0117)	0.0233** (0.0102)	0.0209* (0.0108)	0.0315** (0.0135)	0.0139 (0.0121)
TFP	-0.2356*** (0.0807)	-0.0872** (0.0360)	-0.0632** (0.0285)	-0.0695** (0.0349)	-0.0732* (0.0379)	-0.0253 (0.0354)
Capital	-0.0179*** (0.0069)	-0.0034 (0.0046)	-0.0102** (0.0039)	-0.0095** (0.0040)	-0.0094 (0.0066)	-0.0031 (0.0060)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是	是	是
区(县)效应	是	是	是	是	是	是
样本数	997	1993	2321	2385	1674	1876
Pseudo R ²	0.3656	0.333	0.3075	0.3087	0.3691	0.3198

注:第(1)列为重工业行业样本,第(2)列为污染排放前10的行业样本,第(3)列为有罚款纪录的行业样本,第(4)列为剔除有进出口的样本,第(5)列仅保留TFP高于中位数的样本,第(6)列为外资企业最为集中的10个行业。其他控制变量包括*Emp*、*Value_sh*、*Political*、*Debt*、*Age*、*Profit*和*Tax*。表中系数均表示边际效应,括号中为稳健性标准误。***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

^① 虽然依据污染天堂假说,污染性的外资企业会更多地迁移至我国,但此类污染性外资企业仍有可能较之国内企业更为“干净”。因此,为了不偏颇,仍假定一般而言外资企业较为绿色环保。

保部门给予了更多的关注。因此,可通过观察样本中环境罚款在不同行业的分布情况来界定行业的违法排污程度。具体地,如果该二位代码的行业在2008年至少有一家企业被处以环境罚款,那么,本文就将该行业的企业样本纳入回归样本中。从表4第(1)~(3)列的结果中可以看出,即便是在污染较为严重的样本中,*Foreign*的估计系数始终显著为负,而*Asset*的估计系数显著为正,与上文结论相一致。

二是外资企业所处行业其他特殊性。首先,作为世界工厂,在中国的外资企业可能有更大的概率将产品出口国外。当进口国对产品生产的环境标准高于中国的环境标准时,出口企业通常会面临着更严格的外部监督(Zeng和Eastin,2011),这些企业自身会采取更为严格的环境管制标准,从而其被处以环境罚款的概率也相应较小。基于此,表2第(4)列的估计中剔除了有出口的企业样本。其次,外资企业通常拥有更高的技术水平。若技术进步的方向是环境友好型,那么,在控制其他因素的情况下,外资企业可能因为技术水平较高,而污染排放少,相应的环境处罚也就较少。基于此,在第(5)列的回归中,仅包含TFP数据高于中位数的样本,进而估计在生产技术水平较高的样本中,外资企业的环境罚款概率是否还较小。最后,一些其他未知因素可能使得在重庆投资的外资企业具有某些特征,而这些特征对环境罚款也产生了影响。鉴于此,在表4的第(6)列中,本文选取了外资企业最为集中的10个行业样本进行估计。表4第(4)~(6)列的实证结果表明,即使考虑到外资企业所在行业的特殊性,外资企业被处以环境罚款的概率仍小于私营企业。

(三)匹配与分样本

需注意的是,参照组的不恰当选取也会导致对所有制变量的估计存在偏误。^①换言之,不同所有制的企业,它们之间存在显著的差异,如外资企业,通常被认为拥有更先进的技术、规模较大等。为了克服外资企业在诸如技术水平、生产规模等方面的差异对表2中关键变量估计系数的影响,本文利用Blackwell,Iacus和King(2009)提出的粗略精确匹配(coarsened exact match)方法来寻求相似的企业样本,重新估计所有制类型对环境管制行为的影响。具体地,考虑到不同所有制企业在规模和技术水平上的差异,在表5第(1)列和第(2)列中分别以工业总产值(*Value*)、技术水平(TFP和*Capital*)为匹配指标。同时,本文用资产规模作为企业迁移成本的代理变量来分析迁移成本对环境罚款的影响,但在整个回归样本中,*Asset*的均值为9.92,其中,外资企业为11.58,国有企业为10.97,私营企业为9.59,外资企业资产规模高于内资企业。因此,在表5的第(3)列中,以资产规模(*Asset*)作为匹配指标对模型进行重新估计。表5的结果表明,即使采用匹配方法来选取相似样本进行估计,在控制其他因素的情况下,外资企业的环境罚款概率仍小于私营企业,企业迁移成本越高,环境罚款概率也越大。

此外,为了进一步检验迁移成本对环境罚款的影响,本文分别按照所有制性质将样本划分为非私营企业(包括国有企业和外资企业)和私营企业两个子样本进行回归。分样本的回归结果(表5第(4)列和第(5)列)表明,在控制其他因素的情况下,企业迁移成本仍与环境罚款概率正相关。^②

① 要完全实现企业的可比性比较困难,本文的改善性工作只是试图削弱或者弱化由于样本存在选择性而对实证结论产生的影响。

② 在表4的第(4)列中,*Asset*系数为正,p值为0.099。在单侧检验中,*Asset*系数显著为正。

表 5 稳健性检验:匹配与分样本

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Foreign</i>	-0.0390** (0.0181)	-0.0454* (0.0262)	-0.0345** (0.0156)	-0.1253*** (0.0388)	
<i>SOE</i>	0.0061 (0.0117)	0.0111 (0.0165)	0.0056 (0.0104)		
<i>Asset</i>	0.0169* (0.0086)	0.0273** (0.0114)	0.0152** (0.0060)	0.0385 (0.0233)	0.0156* (0.0080)
<i>Value</i>	0.0262** (0.0114)	0.0468*** (0.0132)	0.0223** (0.0100)	0.0838** (0.0355)	0.0243 (0.0155)
TFP	-0.0979*** (0.0301)	-0.1433*** (0.0438)	-0.0619** (0.0283)	-0.1568* (0.0863)	-0.0746* (0.0432)
Capital	-0.0113** (0.0050)	-0.0243** (0.0100)	-0.0061 (0.0039)	-0.0206 (0.0178)	-0.0070 (0.0062)
其他控制变量	是	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是	是
区(县)效应	是	是	是	是	是
样本数	2114	1091	2883	491	1692
Pseudo R ²	0.3463	0.3819	0.3045	0.3439	0.3482

注:第(1)~(3)列为匹配样本回归,匹配变量分别为 *Value*、TFP 和 *Capital* 以及 *Asset*。第(4)列为国有企业和外资企业样本,第(5)列为私营企业样本。其他控制变量包括 *Emp*、*Value_sh*、*Political*、*Debt*、*Age*、*Profit* 和 *Tax*。表中系数均表示边际效应,括号中为稳健性标准误。***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

七、结论与启示

基于地区竞争的理论框架,利用重庆市微观工业企业数据,本文分析了所有制和迁移成本对环境管制的影响。本文研究发现,地区竞争导致重庆市的环境管制中呈现出“竞次”现象。同时,环保部门对资本流动性较差的企业实施了较为严格的环境管制标准。上述结论在一系列稳健性检验中均成立。

本文研究结果表明,经济绩效考核迫使地方政府在激烈的地区竞争中采用降低环境管制标准的方式来吸引资本流入(特别是外资企业),进而努力在政治晋升中占据有利地位。因此,环境治理体制的改革面临着两个重要议题:一是如何有效约束地方政府间的竞争行为,特别是对环境管制产生负面影响的行为;二是如何调整部门利益格局,进而塑造、引导环保部门的环境管制策略,实现环境的有效治理。基于研究结论,本文的政策启示如下:

在制度的顶层设计上,应借鉴“治河先治污,治污先治官”的思路,强化地方官员,特别是地方领导人的环境危机意识,逐步弱化经济绩效考核中 GDP 的权重,搭建多维度、重民生的考核指标,扭转地方政府“唯 GDP 论英雄”的政绩观。在部门改革和构建中,强化环保部门在人事和财权上的独立性,推进环保部门“垂直化”改革,确保环境执法权的集中,建立权威、高效的执法体制。在环境政策制定和实施中,坚持信息公开、透明的原则,引导公众、非政府组织和媒体参与,形成约束

有力的外部监督机制,最终形成政府科学决策、环保部门“执法必严”、社会舆论有效监督的共同治理格局。

需要强调的是,在强化环保部门治理权力的同时,也需将环保部门置于公众监督之下,严防部门利益对环境管制的负面影响。因此,在今后的环境治理改革中,弱化地方政府以经济绩效为主的政绩观、赋权环保部门与完善公众监督渠道三者是一个相互影响、互相作用的系统工程。在环境治理中,不仅要减少地方政府对环境管制的行政干预,维护环保部门的权威,与此同时,也要确保环境管制的公正、公平,做到不偏袒,不歧视。前者要求进一步赋权与环保部门,后者则需要对环境执法中加强对环保部门的监督。

参考文献:

1. 梁中堂:《艰难的历程,从“一胎化”到“女儿户”》,《开放时代》2014年第3期。
2. 林建国、楼国强:《外资企业环境绩效的探讨——以上海市为例》,《经济学(季刊)》2014年第2期。
3. 聂辉华、李金波:《政企合谋与经济发展》,《经济学(季刊)》2006年第1期。
4. 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。
5. 施炳展、逯建、王有鑫:《补贴对中国企业出口模式的影响:数量还是价格?》,《经济学(季刊)》2013年第4期。
6. 王孝松、李博、翟光宇:《引资竞争与地方政府环境规制》,《国际贸易问题》2015年第8期。
7. 谢千里、罗斯基、张轶凡:《中国工业生产率的增长与收敛》,《经济学(季刊)》2008年第3期。
8. 杨海生、陈少凌、周永章:《地方政府竞争与环境政策——来自中国省份数据的证据》,《南方经济》2008年第6期。
9. 杨继生、徐娟、吴相俊:《经济增长与环境和社会健康成本》,《经济研究》2013年第12期。
10. 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。
11. 赵霄伟:《地方政府间环境规制竞争策略及其地区增长效应——来自地级市以上城市面板的经验数据》,《财贸经济》2014年第10期。
12. 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。
13. Bai, J., Jayachandran, S., Malesky, E. J., & Olken, B. A., Firm Growth and Corruption: Empirical Evidence from Vietnam. NBER Working Paper, No. 19483, 2016.
14. Blackwell, M., Iacus, S., & King, G., CEM: Coarsened Exact Matching in Stata. *The Stata Journal*, Vol. 9, No. 4, 2009, pp. 524—546.
15. Chen, Y. Y., Ebenstein, A., Greenstone, M., & Li, H. B., Evidence on the Impact of Sustained Exposure to Air Pollution on Life Expectancy from China's Huai River Policy. *Proceedings of the National Academy of the Sciences*, Vol. 110, No. 32, 2013, pp. 12936—12941.
16. Dalmazzone, S., Decentralization and the Environment. In Ahmad, E. & Brosio, G. (eds.), *Handbook of Fiscal Federalism*. Edward Elgar, 2006.
17. Ebenstein, A., The Consequences of Industrialization: Evidence from Water Pollution and Digestive Cancers in China. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 94, No. 1, 2012, pp. 186—201.
18. Frankel, J. A., The Environment and Globalization. In Weinstein, M. M. (eds.), *Globalization: What's New?* Columbia University Press, 2005.
19. He, J., Pollution Haven Hypothesis and Environmental Impacts of Foreign Direct Investment: The Case of Industrial Emission of Sulfur Dioxide (SO₂) in Chinese Provinces. *Ecological Economics*, Vol. 60, No. 1, 2006, pp. 228—245.
20. Levinson, A., Environmental Regulatory Competition: A Status Report and Some New Evidence. *National Tax Journal*, Vol. 56, No. 1, 2003, pp. 91—106.
21. Lo, C. W. H., Yip, P. K. T., & Cheung, K. C., The Regulatory Style of Environmental Governance in China: the Case of EIA Regulation in Shanghai. *Public Administration and Development*, Vol. 20, No. 4, 2000, pp. 305—318.
22. Oates, W. E., A Reconsideration of Environmental Federalism. In List, J. A. & Zeeuw, A. D. (eds.), *Recent Advances in Environmental Economics*. Edward Elgar, 2002.

23. Oates, W. E., & Portney, P. R., The Political Economy of Environmental Policy. In Mäler K. G. and Vincent J. R. (eds.), *Handbook of Environmental Economics*, Vol. 1, Elsevier, 2003.
24. Oates, W. E., & Schwab, R. M., Economic Competition among Jurisdictions: Efficiency Enhancing or Distortion Inducing. *Journal of Public Economics*, Vol. 35, No. 3, 1988, pp. 333–354.
25. Ogawa, H., & Wildasin, D. E., Think Locally, Act Locally: Spillovers, Spillbacks and Efficient Decentralized Policymaking. *American Economic Review*, Vol. 99, No. 4, 2009, pp. 1206–1217.
26. Prakash A., & Potoski M., Racing to the Bottom? Trade, Environmental Governance, and ISO 14001. *American Journal of Political Science*, Vol. 50, No. 2, 2006, pp. 350–364.
27. Tilt, B., The Political Ecology of Pollution Enforcement in China: A Case from Sichuan’s Rural Industrial Sector. *The China Quarterly*, Vol. 192, 2007, pp. 915–932.
28. Van Rooij, B., Implementation of Chinese Environmental Law: Regular Enforcement and Political Campaigns. *Development and Change*, Vol. 37, No. 1, 2006, pp. 57–74.
29. Vogel, D., *Trading Up: Consumer and Environmental Regulation in a Global Economy*. Cambridge: Harvard University Press, 1995.
30. Wang, H., & Wheeler, D., Financial Incentives and Endogenous Enforcement in China’s Pollution Levy System. *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 49, No. 1, 2005, pp. 174–196.
31. Wilson, J. D., Capital Mobility and Environmental Standards: Is There a Theoretical Basis for a Race to the Bottom? In Bhagwati J. N. & Hudec R. E. (eds.), *Fair Trade and Harmonization*. Vol. 1, Economic Analysis: Prerequisites for Free Trade? MIT Press, 1996.
32. Zeng, K., & Eastin, J., *Greening China: The Benefits of Trade and Foreign Direct Investment*. The University of Michigan Press, 2011.
33. Zheng, S. Q., & Kahn, M. E., Understanding China’s Urban Pollution Dynamics. *Journal of Economic Literature*, Vol. 51, No. 3, 2013, pp. 731–772.
34. Zheng, S. Q., Kahn, M. E., Sun, W. Z., & Luo, D. L., Incentivizing China’s Urban Mayors to Mitigate Pollution Externalities: The Role of the Central Government and Public Environmentalism. NBER Working Paper, No. 18872, 2013.

Ownership, Moving Cost and Environmental Regulation ——Evidence from Firm-Level Data in Chongqing

FENG Juncheng (Xiamen University, 361005)

Abstract: Under regional competition theoretical framework, this paper examines the effects of ownership and moving cost on environmental regulation in China. Employing a unique firm-level dataset from Environmental Protection Bureau in Chongqing and Chinese Industrial Enterprises Database, we find that, as other equals, foreign firms have lower probabilities of being fined than private firms, and those firms who are less mobile, are more likely to be regulated. These results provide direct empirical evidence that for Chongqing city, interregional competition results in a “race to the bottom”. Meanwhile, local environmental protection bureaus carry out strict regulation with firms who have large moving cost.

Keywords: Interregional Competition, Environmental Regulation, Ownership, Moving Cost

JEL: L51, P37, Q58

责任编辑:老牛