

环境管制抑制了污染排放吗?

包群 邵敏 杨大利

内容提要: 客观评估环境管制效果的关键难点在于环保政策制定的内生性。基于1990年以来中国各省份地方人大通过的84件环保立法这一独特视角,本文采用倍差法思路考察了地方环境立法监管的实际效果。研究发现,单纯的环保立法并不能显著地抑制当地污染排放;相反,只有在环保执法力度严格或是当地污染相对严重的省份,通过环保立法才能起到明显的环境改善效果。这一结果在考虑了不同污染物形式、立法效果的滞后作用以及选择不同参照组后仍然稳健。本文研究结果揭示了执法力度对环保立法监管效果的关键作用,有效的环境监管立法体系同时有赖于有法可依与执法必严。

关键词: 地方环保立法 执法力度 倍差法

一、引言

改革开放以来中国经济在经历了高速增长的同时,也不可避免地带来了污染排放增加与环境质量下降的恶果。根据环境保护部和国家统计局联合开展的绿色国民经济核算结果《中国环境经济核算报告》,基于环境退化成本的环境污染代价从2004年的5118.2亿元提高到了2009年的9701.1亿元。因此,有效协调经济增长与环境保护之间的两难冲突,避免重蹈“先污染、后治理”的传统增长模式弊端已经成为普遍共识。众多文献对中国环境污染的背后原因进行了考察,包括经济增长(包群、彭水军 2006; Shen 2006)、吸引外资(Bao et al. 2011; 许和连、邓玉萍 2012)与贸易开放(Jayanthakumaran and Liu 2012; Dean and Lovely 2008)等。尽管上述文献对影响环境污染的因素进行了多方考察,然而对环境监管政策这一重要措施的研究却不够。

改革开放以来我国对环境保护立法高度重视。自1989年我国通过了《中华人民共和国环境保护法》以来,全国人大及其常委会已经制定了29部关于环境与资源保护的法律法规,包括《水污染防治法》、《大气污染防治法》、《固体废物污染环境防治法》等,各地区也根据本地环境状况制定了多部地方法规,初步形成了较为完备的环境监管体系。因此,本文研究选取了省级层面的环境立法为案例对象,基于倍差法思路考察了环境管制的政策效果。我们发现,在评估中国环境政策效果时采用地方立法这一准自然实验,具有如下优势:

首先,在已有关于中国环境问题的研究中(Shen 2006; He 2006; Bao et al., 2011),以下两类指标被广泛采用:一是包括环保人员、环保机构在内的政府环境保护投入指标;二是与污染治理相关的研发投入。显然,这些指标不仅存在内生性问题,而且也难以精确度量环境管制的实际效果。这一问题同样存在于其他国别研究中。由于难以获取直接度量政府管制力度的指标,已有文献大多采用了以污染税率与治污成本为代表的替代性指标(Keller and Levinson 2002; Brunnermei and

* 包群、邵敏(通讯作者),南开大学经济学院,邮政编码:300071,电子信箱: baoqun@yeah.net, shaominyaya@126.com; 杨大利,美国芝加哥大学政治科学系。本文得到了教育部“新世纪优秀人才支持计划”(NCET-11-0248)、国家自然科学基金(71103100)、教育部基金项目(10YJC790006, 12YJC790156)的资助。感谢冯冰博士提供的数据整理工作。作者感谢匿名审稿人的意见,文责自负。

Cohen 2003; Cole et al. 2005; Yang et al. 2012)。污染税率这类代理指标的缺陷在于其不仅取决于政府环境管制强度,而且与当地经济发展阶段、企业排污行为与生产技术清洁度等众多因素密切相关,因而难以将污染税率的变动完全归结为环境管制力度的调整结果。与此相反,省级层面人大代表大会通过的环境立法则为我们考察环境政策提供了一个新的视角。由于中国不同区域在自然环境、地理特征、环境质量、污染排放方面存在种种差异,也决定了各地在地方环境立法的内容设计、污染形式以及通过时间都不尽相同,为我们提供了一个绝佳的立法效果评估实验。

其次,以地方立法为分析对象,通过比较处理组与参照组两类样本的污染行为,我们得以精确地评估立法实际效果。政策评估通常面临的关键难题在于如何将政策效果与其他影响因素相分离开。以环境污染为例,除了政策管制外,经济发展水平、产业结构、贸易开放等都起到了重要影响,因而难以将立法监管的单独作用剥离开,从而导致评估结果的偏误。更为重要的是,环境质量还受到众多不可观测因素的影响,例如当地居民对环境质量的重视程度与主观评价(即污染排放导致的边际效用损失)进一步加剧了政策效果评估的有失准确。倍差法思路则为处理这一难题提供了有力的工具。通过比较处理组与参照组两类样本的排污变化,我们能够较好地控制可观测与不可观测因素的影响。

具体地,我们收集了中国31个省份(直辖市)历年来与环境监管有关的地方法规与条例,除去一般性的环境综合管理条例后,共整理了84件地方环境立法。以这84件地方立法为案例,我们首先为通过立法的处理组省份挑选合理的参照组,通过比较处理组与参照组的相对环境表现,可以有效评估立法效果。本文研究结果支持了这一做法的合理性。以单位GDP污染排放强度为解释对象,我们发现虽然处理组省份在样本期间的单位GDP污染排放出现了下降,但参照组省份即使是在未通过相应立法情形下也出现了同等的变化,因此我们难以将排污强度的下降归结为处理组通过立法的结果。换言之,我们并未发现环境立法明显改善了当地环境质量。我们也进行了不同情形下的稳健性检验,包括立法管制的时间滞后效应、区分不同污染物形式以及尝试了不同的参照组选择标准,结果都没有发现地方环境立法有力地抑制了污染排放。

我们还强调环境执法力度的关键作用。广义而言法治通常包括文本立法与执法实践两个层面,即有法可依与执法必严。大量文献研究都指出了中国书面法律执行的低效率(Allen et al., 2005; Lu and Tao 2009)。我们担心,即便对于那些通过环境立法的省份而言,如果已经确立的法规并未得到事实上的有力实施与执行,则很可能会减弱环境监管的实际效果。Wang et al. (2003)指出,中国企业实际上在与当地环保部门的排污博弈中拥有很强的谈判能力,导致书面环境立法得不到完全执行。因此,我们采用与环境污染有关的执法惩罚金额数量来度量执法力度,并根据执法力度的严厉与否对处理组省份进一步进行了区分,结果证实了执法力度的确是决定立法效果的关键因素:在那些执法宽松的处理组,我们还是没有发现环境立法的实际作用;然而,在那些执法严厉的省份,地方环境立法能够显著地减少当地污染排放。

我们的研究结果不仅为客观考察地方环境立法的实际效果提供了新的经验证据,而且也对理解中国这类经济转型期国家的法治提供了难得的范例。本文研究的重要启示是,一个有效运行的法治社会,不仅需要完善立法、做到有法可依,而且也需要通过规范、强化执法效果做到执法必严。后文安排如下:第二部分对我国地方环境立法的发展历程进行了回顾;第三部分给出了估计模型;第四部分对环境立法的效果进行了初步分析;第五部分则进一步考察了环境执法力度的重要性;最后为总结性评论。

二、中国地方环境立法与排污情况

(一) 中国地方环境立法历程

1982年宪法(现行宪法)确定立法主体包括中央与地方两个层面,本文研究仅以地方环境立法为分析对象。首先,我们仅统计针对特定污染排放物的地方立法,而舍弃了一般性的法规,即在环境治理、执行措施、技术标准方面的一般性立法,原因在于难以准确对一般性环境立法效果进行评估(例如究竟影响了何种污染物的排放)。其次,存在一项法规反复调整、修订的情形。我们进行如下处理:如果该项法规是在首次通过5年或者更长时间后进行修订,我们将其视为两项不同的法规;相反,如果修订时间少于5年,我们将其视为同一项立法。最后,污染排放物通常包括大气污染、水污染与固体废弃物三种类型。本文样本期间的各地立法基本上对这三类污染物形式都有所涉及,因而能够较为全面地反映地方环境立法对污染排放的影响。

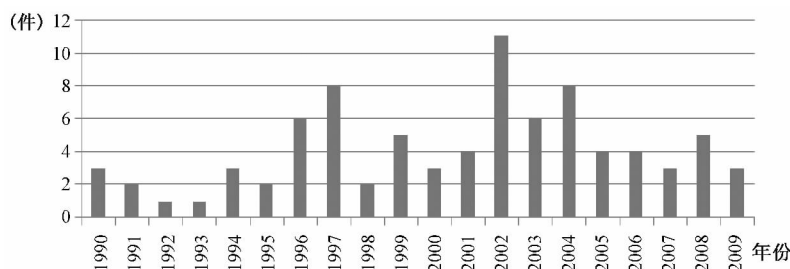


图1 地方环境立法时间表

图1给出了1990年以来各年的地方环境立法情况,大致可分为三个阶段。20世纪90年代初到1996年为地方环境立法的发展初期,即已经开始出现了地方层面的环保立法,但立法通过个数并不多,说明此时虽然环保议案开始提上了地方立法议程,但还只是个别省份的偶尔为之。1996-2004年为地方环保立法的高峰期。这九年期内的地方环境立法平均数高达6件,明显超出其他年份,特别是2002年立法通过数高达11件,为历年最高。这一变化反映了在多年高速增长带来的环保压力下,更多的地方立法机构开始重视起了环保有关的法律监管。2005年至今为第三阶段,此时随着地方环保立法数目的增多与完善,开始出现了下降趋势。

地方环保立法也呈现了较大的地区差异。山西省通过环境立法数目在所有省份中最多,高达9件,与该省产业结构较为依赖煤等资源型产品、环境污染相对严重有关。经济发达省份由于承受了经济增长带来的污染负面效应,往往也会采取更为严苛的立法监管,例如广东与江苏两省环境立法数都达到8件,仅次于山西。比较而言,经济欠发达的中西部通常更少通过立法,贵州、黑龙江、江西三省立法数仅为1件,明显低于其他省份。此外,环保立法也与污染物形式密切相关。在全部84件案例中,针对污水排放的环保立法最多,高达49件,其次为针对大气污染的环保立法(23件),最后是针对固体废弃物排放的环保立法(12件)。尤其是有关固体废弃物排放的地方立法中,仅有9个省份通过了相关监管法律。

(二) 区域污染排放变化的初步观察

在以污染排放量当地环境质量变化时,我们考虑了两类主要指标。一是包括污水、二氧化硫、粉尘以及固体废弃物在内的各类污染物排放值。污染排放能够直观地反映地方环境质量的水平变化,但这一指标的缺陷在于容易受到其他因素的干扰,例如经济规模与产出水平的影响。即使在不存在环境立法的情形下,仅仅由于产出活动的扩张也会带来更多的污染排放。表1统计信息证实了这一点。我们发现无论是哪种污染指标,都出现了明显的增长态势,其背后很可能反映了各地经济快速增长带来污染增加。为了排除经济规模的影响,我们以单位GDP的排污强度为第二类指标,即污染排放水平与当地GDP的比值。这一指标的优势在于以当地经济规模对污染排放进行标准化处理,能够更好地反映环境立法所带来的监管效果。统计结果也证实了,除了固体废弃物以

外,其他三类污染的单位排污强度均出现了明显的下降。^①这一结果提醒我们,如果地方环境立法的确有助于改善当地环境质量,这一作用可能更为主要地体现在单位产出排污强度,而非总体污染排放水平。因此,后文在评估环境立法效果时主要针对单位 GDP 排污强度,并以污染排放总量作为稳健性检验。

表 1 地方环境立法前、后各类污染排放比较

	污染排放		单位 GDP 排污	
	立法通过前	立法通过后	立法通过前	立法通过后
工业废水	104027.4	106945.6	37.513	27.191
二氧化硫	64.212	68.495	0.017	0.013
粉尘	33.527	30.634	0.009	0.007
固体废弃物	31.532	40.614	0.026	0.113

注:作者根据原始数据整理、计算而得。工业废水排放、二氧化硫排放、粉尘排放、固体废弃物单位均为万吨;单位 GDP 排污为每亿元 GDP 的污染排放水平。

表 1 统计信息的问题是,即使我们的确观察到地方环境立法通过后的单位排污强度下降了,然而却难以简单将之归因为当地通过环境立法的结果。原因在于,环境质量、污染排放通常是包括立法与否在内的众多因素共同作用的结果,例如环境污染带来的效用损失上升、企业清洁型生产技术的采用、环境治理技术的研发与升级都会带来污染排放的下降。因此,试图准确评估环境立法的实施效果关键难点在于如何将这一措施与其他影响因素相分离,尤其是与影响环境污染的不可观测因素相区分。为了克服这一问题,本文采用广泛的倍差法(DID)思路,通过为每个通过环境立法的处理组挑选恰当的对照组,从而准确识别地方环境立法的实际效果。

三、估计模型与指标选取

本文研究目的是考察地方环境立法对当地环境污染的影响。我们将通过环境立法的省份视为处理组,将没有通过立法的省份视为对照组。以排污量的对数值 $\ln(P_{it})$ 为被解释变量,倍差法具体估计方程设定如下:

$$\ln(P_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \cdot du_i + \beta_2 \cdot dt + \gamma \cdot du_i \times dt + \varepsilon_{it}$$

其中, $du_i = 1$ 表示省份 i 通过了某项环境立法, $du_i = 0$ 则表示省份 i 为对照组。 $dt = \{0, 1\}$ 为时期虚拟变量,其中 $dt = 0$ 则表示立法通过前一年份, $dt = 1$ 则表示立法通过的后一年份。 ε 为估计扰动项,且有 $E(\varepsilon_{it}) = 0$ 。交互项 $du_i \times dt$ 的估计系数 γ 即度量了地方环境立法对当地排污的真实影响。 $\gamma < 0$ 意味着 $\ln(P_{du=1, dt=1} / P_{du=1, dt=0}) - \ln(P_{du=0, dt=1} / P_{du=0, dt=0}) < 0$, 即立法通过前、后两个时期处理组省份排污下降相对多于参照组。

显然,倍差法估计结果准确与否很大程度依赖于参照组的选择,即参照组省份究竟能否客观反映出处理组省份在未通过立法这一反事实情形下的污染变化。为了得到稳健性的分析结果,我们选择了以下两类方法来挑选参照组省份。首先,倍差法估计系数的准确性取决于处理组与参照组省份的污染排放时间趋势一致原则。因此,我们依据在立法通过以前年份的两组样本排污变化为准则,确立了如下标准。以 2002 年天津市通过《天津市引滦水源污染防治管理条例》为例。首先,参照组省份在当年以及前、后 3 年内均未通过类似的立法,即参照组省份在 1999—2004 年期间没

^① 固体废弃物的这一统计结果主要受到山西省的影响。山西省 1994 年、1997 年分别通过了与固体废弃物污染有关的法规。在 1994 年立法的前、后年份固体废弃物排放分别为 126(1993 年)、171(1995 年),显然难以直观看到该项立法的效果;同样,1997 年立法通过后的固体废弃物排放量也从前年的 136 上升到 172。由于山西省固体废弃物排放水平远远超过其他省份,也直接影响了表 1 的固体废弃物排放统计结果。

有在水污染排放方面采取相似的立法管制。其次,在立法通过的前3年,参照组省份的水污染排放量变化率应该与天津市较为相似,这也是挑选参照组最为关键的标准,即处理组在未通过立法的反事实状态下的排污变化应接近于参照组。具体地,我们在那些未通过水污染立法的省份中,挑选1999—2001年份的平均污水排放增速与天津市最为接近的,作为天津市的参照组。最后,由于中国不同区域在经济发展与环境污染方面存在的显著差异,我们还增加了同一区域省份作为额外标准。这一做法的考虑是污染排放与一个地区的经济规模与工业化进程等密切相关,选择同一区域的省份作为参照组,能够尽可能地控制那些不可观测因素对污染排放的影响。其次,我们也基于配对思想,运用倾向评分匹配方法(propensity score matching, PSM)来选择参照组。具体地,我们首先采用二元选择模型(如probit)来估计全部样本省份通过立法的可能概率,并根据估计结果计算各自的立法概率,即倾向评分值来挑选参照组,以验证估计结果的稳健性。

由于倍差法分析结果的有效性可能受到变量缺失的威胁,我们也在(3)式中加入其他控制变量 cv : 地方经济发展水平($lngdpp$),为省市人均GDP对数值;地方工业污染治理投资力度($invshare$),度量指标为省市工业污染治理投资总额占GDP的比重值;地方环保系统人员规模($renshare$),为省市环保系统年末人员数占年末总人口数的比值;省市区域分布虚拟变量;立法时间虚拟变量,以控制污染排放的时间趋势变化。

因此,加入控制变量后的扩展模型为:

$$\ln(P_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \cdot du + \beta_2 \cdot dt + \gamma \cdot du \times dt + \sum_j \theta_j cv_{it}^j + \varepsilon_{it}$$

四、环境立法的效果分析

(一) 基准估计结果

倍差法估计的一个主要问题估计残差可能存在序列自相关,从而导致估计参数标准误的低估(Bertrand et al. 2004),即可能高估地方环境立法作用的统计显著性。为了克服残差自相关带来的估计偏误,我们以各省份相关的污染排放水平对标准误进行稳健性修正。

表2 地方立法管制的基本估计结果

	lnP	lnP	lnP'	lnP'
du	-0.166 (0.546)	-0.049 (0.589)	0.137 (0.558)	0.082 (0.569)
dt	-0.226* (0.128)	0.064 (0.234)	0.038 (0.126)	0.458 (0.599)
$dudt$	0.108 (0.182)	0.259 (0.163)	0.126 (0.178)	0.293 (0.780)
$lngdpp$		-1.877*** (0.606)		-2.215** (0.892)
$invshare$		-0.041* (0.024)		-0.041* (0.022)
$renshare$		1.573** (0.755)		1.141* (0.648)
$region\ dummies$	<i>no</i>	<i>yes</i>	<i>no</i>	<i>yes</i>
$year\ dummies$	<i>no</i>	<i>yes</i>	<i>no</i>	<i>yes</i>
N	424	407	424	407
$adj. R^2$	0.027	0.198	0.026	0.144

注: 括号内为估计系数的标准差,*、**、***分别代表10%、5%以及1%的统计显著性水平。以下各表同。

表2给出了基本估计结果。我们发现,几乎没有证据表明地方环境立法有助于减缓当地的污染排放。无论加入控制变量与否,核心变量 $dudt$ 估计系数均为正,且未能通过统计显著性检验。我们也考虑了其他的污染度量指标。例如,我们以污染排放量对数值 $\ln P^*$ 作为被解释变量,重新估计了模型。然而,与排污强度这一指标的估计结果类似,我们仍然没有发现环境立法对污染排放量的抑制作用, $dudt$ 的估计系数都未能通过显著性检验。总体而言,表2估计结果支持了倍差法分析的适当性。与表1所揭示的处理组省份立法通过后单位排污强度的确下降的事实相反,表2表明一旦加入了参照组作为对照,环境立法对排污强度的政策效果并非预期的那般大,原因就在于即使在那些未采取环境立法的参照组,其排污强度出现了同样的下降。以工业废水排污强度为例,处理组省份在立法前一年单位GDP排放量为37.5吨/万元,立法通过后下降至27.2吨/万元,降幅约为27.4%。然而,未通过立法的参照组省份这一指标同样从立法前的38.4吨/万元下降了27.3%。显然,比较处理组与参照组在立法前、后年份的排污强度变化,我们难以发现通过立法的处理组省份出现了相对更大的降幅。

在影响污染排放的其他控制变量方面,我们发现人均GDP的提高、用于环境治理的投资都有助于减少的污染排放。无论是单位GDP的排污强度,还是污染排放总量,人均GDP、环境治理投资的估计系数都显著为负,这与已有研究发现是一致的。较高人均GDP对应了较高经济发展阶段,意味着污染排放带来的边际效用损害越大,同时也更有可能在环保型生产技术进行研发投入。更多的污染治理投资表明当地对抑制污染与环境监管的投入越大,能够有效地改善环境质量。

(二) 立法效果的滞后效应

政策实施效果的滞后往往会影响人们对政策作用的客观评估。很多政策的制定与实施都需要较长一段时期才能显露出作用。政策的制定、调整与实施通常不是一蹴而就的,政策的制定者需要一定时期来适当传递其信号,人们也需要一段适应期来准确理解政策信息并作出合理反应。例如,当企业观察到当地政府有意通过更为严厉的环境监管来改善环境质量,企业需要一段调整期对其产出计划、生产技术等进行改进来适应;企业也可能暂时持观望态度,来判断此项政策是否真正得到有力执行。为了反映地方环境立法的滞后效果,我们重新将期末年份定义为该项立法通过后的第二个年份。例如,对于一项在2000年通过的环境立法,我们考察2002年作为期末的污染排放变化,以此来判断是否存在地方环境立法的时间滞后作用。但表3估计结果表明,地方环境立法的这种滞后效果也并不显著。

表3 环保立法的滞后一期效果估计以及不同污染物的估计结果

	滞后一期效果		不同污染物(被解释变量: $\ln P$)			
	$\ln P$	$\ln P^*$	工业废水	二氧化硫	粉尘	固体废物
du	-0.018 (0.582)	0.116 (0.612)	-0.002 (0.088)	0.077 (0.151)	-0.029 (0.135)	1.217 ^{***} (0.515)
dt	0.087 (0.315)	0.651 [*] (0.368)	-0.165 (0.100)	-0.042 (0.093)	0.216 (0.221)	-1.114 [*] (0.595)
$dudt$	-0.113 (0.197)	-0.056 (0.195)	0.071 (0.119)	-0.060 (0.066)	-0.047 (0.055)	0.590 (0.784)
cv	yes	yes	yes	yes	yes	yes
N	401	401	182	90	90	45
adj. R^2	0.169	0.105	0.770	0.689	0.781	0.853

注: cv 代表估计模型中的其他控制变量(以下各表同)。

(三) 不同污染物排放

我们也考虑不同污染物排放形式的差异。具体地,本文选择的污染物包括工业粉尘、二氧化

硫、粉尘以及固体废弃物四类污染物形式,我们通过区分不同污染物来单独进行估计。表4给出了不同污染物的估计结果。我们发现,虽然对应于不同污染物的 $dudt$ 估计系数存在差异,例如二氧化硫与粉尘排放的单位排放量出现了下降,但在所有估计结果中都未能通过显著性水平。因此,即使我们单独观察每一类具体污染物排放强度的变化,仍然没有有力证据支持地方环保立法起到了实际的效果。

(四) 基于配对方法(matching)的估计结果

倍差法估计结果严格依赖于对照组省份的选择。作为稳健性检验,我们采用了基于倾向评分匹配方法(propensity score matching)来为每一个通过立法的处理组省市挑选可供比较的参照组。对应于每一个参照组,我们在其余所有未通过立法的备选参照组中,通过配对方法来挑选对照组。具体做法如下:首先,我们采用二元选择模型(如probit模型)估计所有省份通过环境立法的可能概率,即测算每个省份立法的倾向评分值。其次,基于估算的环境立法倾向评分值,我们为通过立法的处理组省份挑选概率值最为接近的参照组。

具体地,在预测各地区通过环境立法概率时,我们选用了如下解释变量:(1)立法前一年当地的单位GDP排污量(P_1)及其增长率(GP_1)。一般认为,如果该地环境质量已经出现明显恶化时,则地方立法机构通过环境立法的可能性越大。(2)立法前一年的人均GDP对数值($lngdvpv_1$)。较高的人均GDP意味着该地经济越为发达,污染排放给当地居民带来的边际效用损失相应越大,从而更有可能通过环境立法。(3)立法前一年以工业产值所占比重反映的当地产业结构($industry_1$)。一般而言,该地工业产出在地方经济中所占比重越高,意味着密集分布的工业生产活动对地方环境破坏性越大,也会引发当地通过环境立法的可能性。(4)反映地方环境立法强度的时间趋势项($year$)。(5)最后我们考虑了不同污染物排放强度的差异变量 $form = \{1, 2, 3, 4\}$,依次表示工业粉尘、二氧化硫、粉尘以及固体废弃物等四类污染物形式。以是否通过地方环境立法为被解释变量,本文采用probit模型进行了估计。表4估计结果与我们预期较为一致:污染排放较多、地方经济较为发达以及工业产出比重越高的省份更有可能通过环境立法。

表4 是否通过环境立法的probit估计结果

解释变量	P_1	GP_1	$lngdvpv_1$	$industry_1$	$year$	$form$
估计系数	0.001 ^{***} (0.000)	-0.025 ^{***} (0.007)	0.223 [*] (0.129)	1.015 ^{***} (0.261)	-0.031 ^{**} (0.015)	0.012 [*] (0.007)

依据probit模型预测的环境立法概率值,我们依次为处理组省份挑选了基于配对方法的参照组,即为每个环境立法案例(共107例)挑选与其立法概率值最为接近的参照组。与前文做法类似,在配对过程中我们同样加入了参照组与处理组省份位于相同地域这一限制条件,以控制地理位置的重要影响。通过比较配对前、后两组样本的环境立法概率差异可知,配对前,处理组省份进行环境立法的概率显著高于对照组省份,但配对后二者间在取值上并不存在明显差异,配对效果良好。表5列出了配对后的倍差法估计结果。我们发现,表中所有估计结果下变量 $dudt$ 估计系数都未能通过显著性水平。因此,即使采用倾向评分匹配法为每个处理组省份重新挑选参照组,仍然没有有力证据支持地方环保立法起到了实际的效果。

(五) 配对重要吗?

尽管配对方法为倍差法提供了可供参照的比较组,我们也担心配对结果的选择是否导致了环境立法效果不显著。作为稳健性检验,我们也采用未经配对的直接估计法,即采用面板数据模型对估计方法进行直接回归。这一做法类似于对于每一个通过立法的处理组,我们将其他所有未通过立法的省份都视为参照组。

表5 基于倾向评分匹配法的环保立法估计结果

	<i>du</i>		<i>dt</i>		<i>dudt</i>		<i>cv</i>	<i>N</i>	<i>adj-R</i> ²
	系数	标准差	系数	标准差	系数	标准差			
lnP	-0.057	0.319	0.475	0.279	-0.050	0.104	yes	395	0.205
ln P'	-0.079	0.319	0.974 ^{***}	0.301	-0.053	0.110	yes	395	0.158

表6 未经配对的面板数据模型估计结果

	lnP			lnP'		
	全部样本	东部	中西部	全部样本	东部	中西部
<i>du</i>	0.036 (0.294)	0.193 (0.384)	-0.165 (0.439)	0.116 (0.312)	0.256 (0.439)	-0.158 (0.462)
<i>dt</i>	-0.250 ^{***} (0.070)	-0.267 [*] (0.124)	-0.276 ^{***} (0.068)	0.093 (0.096)	0.218 (0.163)	-0.112 (0.122)
<i>dudt</i>	-0.038 (0.098)	-0.015 (0.146)	-0.078 (0.105)	-0.009 (0.108)	0.051 (0.155)	-0.092 (0.112)
<i>cv</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>N</i>	6075	2402	3673	6075	2402	3673
<i>adj. R</i> ²	0.223	0.218	0.213	0.177	0.189	0.186

表6给出了未经配对的直接估计结果。结果表明,虽然单位GDP排污量的*dudt*估计系数为负,但未能通过显著性检验。类似地,以污染排放水平为被解释变量的立法效果仍然不显著。考虑到中国不同地区在经济发展与环境质量存在的巨大差异,我们进一步区分了东部与中西部两类样本。结果表明,无论是经济发达的东部省份,还是经济欠发达的中西部内陆省份,我们同样都没有发现支持地方立法监管的证据。

(六) 环境立法与政府规章的管制效果比较

从环境监管措施来看,除了立法机构的法律监管外,还存在大量由各级政府行政部门所颁发的政策性文件与管理办法(以下统称为规章)。因此,完整地考察环境公共管制措施的效果,还应该同时注重监管立法与行政规章的综合效果。既然前述研究普遍发现地方人大的环境立法效果并不显著,那么政府环保部门的行政监管是否能够起到更为有力的管制效果?

类似于地方立法的统计整理,我们在收集省级层面地方政府的行政性规章文件时也遵循以下原则。首先,该项政策规章的颁布是针对特定污染排放物,因而没有包括那些用于在环境保护与技术标准方面的一般性政策性文件,因为对于后者我们难以确定其政策管制的具体对象与实际效果。其次,该项政策规章的管制效果能够实际度量,例如天津市1996年通过的《天津市环境噪声污染防治管理办法》、上海市2004年颁布的《上海市微生物菌剂使用环境安全管理办法》等政策性文件,由于难以直接评估其政策管制的实际对象,因此也没有包括在分析案例中。根据我们的统计结果,在1994—2008年样本区间收集的全部95件政策性文件中,满足上述条件的政府规章共计51件。我们将通过政策性文件的处理组省市记为*dz* = 1,通过年份记为*dt* = 1。

我们首先估计了政府规章的管制效果,同样没有发现支持政府行政部门的环境监管效果。在规章通过后一年的估计结果中,尽管*dzdt*的估计系数为负,但均没有通过统计显著性检验。考虑了滞后两年的估计结果中,*dzdt*的估计系数为正,同样未表现出统计显著性。因此,类似于地方环境立法,我们也没有发现有力证据支持政府环保部门的规章管制作用。

我们同时也试图比较地方立法与行政监管这两种不同的环境管制措施效果。例如,与立法监管相比,行政部门所颁布的政策性文件是否具有更为严厉的管制作用,或者得到更为有效的执行。

此外,如果处理组省份同时通过了地方立法与政策性文件,即存在双管齐下的情形,可以预期此时污染监管的效果应该更为显著。具体地,我们估计了以下模型:

$$\ln(p_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \cdot du + \beta_2 \cdot dz + \beta_3 duz + \beta_4 dt + \gamma_1 \cdot du \times dt + \gamma_2 \cdot dz \times dt + \gamma_3 \cdot duz \times dt + \sum_j \theta_j \cdot cv_{ij} + \varepsilon$$

其中 duz 表示在同一年份针对同一种污染排放物,既通过地方人大立法又通过政策性文件的情形。统计结果表明,共有 5 件立法与规章双管齐下进行管制的处理组,例如 2002 年针对水污染与水源保护,天津市同时通过水污染管制的地方立法与行政管理办法。在上述估计模型中, γ_1 、 γ_2 分别度量地方立法与行政管制的实际效果, γ_3 则反映了同时通过立法与政策性文件的管制效果。

表 7 给出了同时考虑立法与规章的估计结果。类似于前文结果,我们发现无论是环境立法,还是行政监管都未能带来显著的治污效果。此外,同时通过立法与规章的 $duz \times dt$ 估计系数也未能通过显著性检验,意味着即使是立法机构与行政部门同时采取污染管制措施,也并没有像预期那样有效地降低当地的污染排放或是人均排污水平。有趣的是,我们发现单独的 duz 估计系数显著为正。注意到 duz 事实上度量了在采取环境管制措施之前的初始污染排放水平,这一结果意味着与对照组省份相比,同时通过立法与规章的省份的确面临着更为严重的环境污染水平,因而也有更强烈的动机对污染排放进行监管。但是,正如表 7 所表明,无论是来自地方人大通过的环保立法,还是当地行政机构颁布的政策性文件,我们都未能发现支持地方环境监管作用的经验证据。

表 7 地方立法与政府规章的综合管制效果结果

	后一年的效果(lnP)		后一年的效果(ln P')		后两年的效果(lnP)		后两年的效果(ln P')	
	系数	标准差	系数	标准差	系数	标准差	系数	标准差
du	-0.134	0.329	-0.050	0.294	-0.145	0.328	-0.065	0.301
dz	-0.647	0.666	-0.744	0.537	-0.637	0.662	-0.737	0.532
duz	4.776***	0.651	4.660***	0.514	4.795***	0.660	4.691***	0.532
dt	-0.288***	0.071	0.053	0.098	-0.406***	0.104	0.088	0.100
$du \times dt$	-0.001	0.133	0.032	0.183	-0.013	0.179	0.037	0.188
$dz \times dt$	-0.082	0.163	-0.073	0.164	0.261	0.376	0.224	0.245
$duz \times dt$	0.269	0.179	0.180	0.146	0.277	0.362	0.151	0.261
cv	yes		yes		yes		yes	
N	9064		9064		8988		8988	
$adj-R^2$	0.190		0.140		0.210		0.149	

五、环境质量、执法力度与监管效果

(一) 当地环境质量与立法监管效果

前述分析的一个可能问题是忽略了立法监管效果的异质性。有理由相信,立法监管效果本身也依赖于处理组的当地环境质量与污染排放现状,即对于那些环境质量明显恶化的地区而言,环境立法监管应该起到更好的效果。我们以立法通过前一年份的当地污染排放量作为依据,对不同处理组的环境质量进行划分。首先计算了不同年份中不同污染物的污染排放中值水平,将实际污染排放水平高于中值的省份划分为高污染地区样本,记为 $dh = 1$; 反之则为轻污染地区,有 $dl = 1$ 。

考虑地区污染水平差异后的估计模型为:

$$\ln(p_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \cdot dh + \beta_2 \cdot dl + \beta_3 dt + \gamma_1 \cdot dh \times dt + \gamma_2 \cdot dl \times dt + \sum_j \theta_j \cdot cv_{ij} + \varepsilon$$

上式中 r_1 、 r_2 分别度量了高污染地区以及低污染地区在立法通过后的实施效果。表 8 首先给

出了划分了重度与轻度污染地区两类子样本的估计结果,并且分别估计了立法通过后一年与后二年的实施效果。表中结果支持了地方立法管制效果的确与当地环境质量状况密切相关。在污染程度相对较轻的样本中,我们仍然没有发现地方人大环境立法的管制效果。与此对比的是,在污染严重地区中,虽然立法通过后一年的污染排放没有出现明显下降,但在立法通过后二年发现了立法监管的效果。以排污强度为例 $dhdt$ 估计系数为 -0.258 ,这意味着与没有通过立法的参照组相比,通过立法能够在二年后带来当地污染排强度相对降低 25.8 个百分点。这一结果同样体现在污染排放水平上,具体地通过立法的处理组省份污染排放水平在二年后将相对下降 18.7 个百分点。

表 8 当地污染排放水平重要吗? (以排污度度量的污染程度)

	基准				基于倾向评分匹配法的配对			
	后一年的效果		后两年的效果		后一年的效果		后两年的效果	
	lnP	lnP'	lnP	lnP'	lnP	lnP'	lnP	lnP'
dh	0.161 (0.181)	0.477 (0.345)	0.387*** (0.001)	0.545*** (0.005)	0.095 (0.653)	0.231 (0.666)	0.030 (0.013)	0.030 (0.010)
dl	-0.249 (0.295)	-0.304 (0.304)	-0.832* (0.121)	-0.748 (0.141)	-0.210 (0.467)	-0.391 (0.526)	-0.107 (0.056)	-0.152 (0.065)
dt	0.074 (0.112)	0.457** (0.122)	-0.007 (0.085)	0.550 (0.099)	0.463 (0.306)	0.939*** (0.320)	0.714* (0.081)	1.407* (0.123)
$dhdt$	-0.057 (0.101)	-0.043 (0.092)	-0.258* (0.022)	-0.187** (0.012)	-0.195 (0.157)	-0.215 (0.181)	-0.201* (0.024)	-0.248** (0.015)
$dldt$	0.520 (0.357)	0.553 (0.361)	0.562 (0.265)	0.648 (0.289)	0.093 (0.173)	0.102 (0.169)	0.054 (0.173)	0.157 (0.194)
cv	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
N	406	406	401	401	395	395	390	390
$adj. R^2$	0.195	0.141	0.169	0.106	0.201	0.155	0.203	0.144

上述结果可能受到地方立法的内生性影响。由于污染相对严重的省份具有更为强烈的动机采取严苛的环境管制,因此导致可能高估了立法管制的实际效果。针对地方立法的内生性问题,我们采取倾向评分匹配法的估计做法。经过匹配处理后 $dhdt$ 的污染排放强度影响系数为 -0.201 ,意味着处理组省份的排污强度与配对后的参照系相比下降了 20.1 个百分点,略低于未经配对的估计结果;但污染排放水平相对下降 24.8 个百分点,高于未经配对的初始结果。

此外,我们也试图采用环境事故发生频率来反映当地环境状况,具体度量指标为特定省份内的平均环境事故发生次数,即以环境事故发生总数与企业数目之比来度量该地区的环境事故发生频率,并区分了环境事故发生频率高与低两类子样本。基本结果同样表明,在通过立法二年后,环境事故频繁发生的处理组省份出现了一定的管制效果,无论是其排污强度还是排放水平都出现了相对下降。但这一作用并未同样反映在环境事故发生低频率的处理组中。

(二) 立法还是执法? 环境执法力度的重要性

有效的法治体系同时依赖于文本立法与执法实践。环境立法的治污效果不仅依赖于是否通过了文本立法,更取决于环保机构实际执法的严厉与否,尤其是中国的书面环境立法在实际执行中普遍存在“非完全执行”的情形(Wang et al. 2003; Wang and Jin 2007)。基于指标可获得性,本文在选择反映地方执法力度的指标时,主要考虑环保机关的行政处罚行为。根据中国现行《排污费征收使用管理条例》,现行企业排污收费包括排污即收费与超标收费两部分,征收对象为直接向环境排放污染物的单位和个体工商户。

具体地,我们选择“环境行政罚金总额”作为环境执法的度量指标,并以该地的工业企业数进

行标准化处理,即以环境行政罚金总额/企业数来度量执法力度。我们以立法通过前一年样本省份的环境处罚金额中位值为划分标准,将处理组省份分为两类:对那些罚金均值大于中位值的省份设为 $dm = 1$,即环境执法力度严格;对应地,那些罚金均值小于中位值的省份为 $dm = 0$,即这些省份虽然通过了立法但环境惩罚力度较弱。统计结果表明,严格执法省份单位企业的环境行政罚金均值为 0.338 万元/家,显著高出执法偏弱样本(0.003 万元/家)。

考虑了各省份的环境执法力度后,我们以下述双重倍差法模型来进行估计:

$$\ln(p_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \cdot du + \beta_2 \cdot dm + \beta_3 dt + \gamma_1 \cdot du \times dt + \gamma_2 \cdot dm \times dt + \gamma_3 \cdot du \times dm + \lambda \cdot du \times dm \times dt + \sum_j \theta_j \cdot cv_{ij} + \varepsilon$$

惩罚力度较弱省份的环境立法效果仍然为 γ_1 ;惩罚力度严厉省份的立法管制效果为 $\gamma_1 + \lambda$ 。 λ 度量了环境立法与执行的综合效果,即相对于执法力度小的省份而言,执法力度严格省份在通过环境立法后的污染变化。表 9 给出了考虑了执法力度后的结果。

表 9 环境执法力度的重要性

	立法后一年的效果			立法后两年的效果		
	lnP	lnP'	lnP''	lnP	lnP'	lnP''
<i>du</i>	-0.198 (0.791)	0.016 (0.794)	-0.346 (0.798)	-0.092 (0.834)	0.120 (0.848)	-0.256 (0.835)
<i>dm</i>	-0.624 (0.593)	-0.640 (0.665)	-0.516 (0.632)	-0.554 (0.640)	-0.579 (0.720)	-0.516 (0.697)
<i>dt</i>	-0.614 (0.540)	-0.240 (0.565)	-0.295 (0.429)	-0.716 (0.674)	-0.153 (0.677)	-0.261 (0.552)
<i>dudt</i>	1.001* (0.569)	1.084* (0.570)	1.132* (0.613)	0.499 (0.343)	0.586 (0.356)	0.639 (0.398)
<i>dudm</i>	1.962 (1.286)	1.864 (1.301)	2.046 (1.234)	1.892 (1.323)	1.809 (1.357)	1.974 (1.256)
<i>ddm</i>	0.698 (0.587)	0.657 (0.592)	0.692 (0.586)	0.641 (0.513)	0.571 (0.540)	0.760 (0.603)
<i>dudtdm</i>	-1.745** (0.780)	-1.740** (0.761)	-1.829** (0.853)	-1.450** (0.633)	-1.431** (0.638)	-1.544** (0.723)
<i>cv</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>N</i>	329	329	329	328	328	328
<i>adj. R²</i>	0.222	0.157	0.146	0.201	0.132	0.122

估计结果表明地方执法力度的确对立法效果起到了关键的影响作用。 λ 估计系数为 -1.745,意味着与执法力度偏弱的省份相比,严格进行违法惩罚的处理组其排污相对下降幅度约为 175%,支持了环境管制实际执法力度的重要性。有趣的是,我们发现如果执法不严的话,即使当地通过了环境立法也难以得到有效的管制效果,甚至出现负效应。注意到 r_1 度量了那些执法偏弱的省份通过立法后的污染变化。在加入了控制变量后 r_1 反而显著为正,意味着与未通过立法的参照组相比,通过了立法的处理组省份污染排放实际上升。这一结果说明了单纯立法文本的实际作用有限,甚至当重污染企业一旦观察到当地通过了环境管制立法,在执法不严的情形下企业很可能扩张其污染密集型产品的产量,即采取提前污染的做法来应对通过立法这一政策信号。其结果反而导致了通过立法后这些处理组省份污染排放的上升。

(三) 其他污染度量指标的稳健性检验

我们也尝试采用其他污染度量指标:一是污染排放水平的对数值(lnP');二是人均污染排放水

平($\ln P^m$) ,以消除地区人口规模因素的影响。估计结果再次支持了执法力度的重要性。因此 ,我们发现环境执法的确对于地方环境质量与污染排放起到关键的作用。在那些环境执法严厉的省份 ,立法通过后能够取得显著的环境改善效果 ,其单位污染排放强度、污染绝对排放规模以及人均排污量都会出现显著的相对下降 ,而且这一效果即使是在立法通过后二年仍然存在。相反 ,如果环境立法未能得到有效执行的话 ,即使是通过立法也难以达到预期的效果 ,意味着对于环境监管而言立法与执法缺一不可 ,必须双管齐下才能达到监管目的。

六、结 论

以 20 世纪 90 年代以来中国各省份的 84 件地方环境立法为案例 ,本文采用倍差法思路对环保立法监管效果进行了实际评估 ,得到主要结论如下:

首先 ,我们发现几乎没有证据支持地方环保立法能够有效地改善当地环境质量。虽然通过立法的处理组省份在立法后的单位 GDP 排污强度的确出现了下降 ,然而却难以将这一变化归因为立法的作用 ,原因在于未通过立法的参照组出现了类似的趋势。我们采用倾向评分匹配方法重新选择了参照组 ,同样没有找到环保立法对抑制污染的作用。这一结果很稳健 ,即使我们考虑了不同污染物形式、立法监管的滞后效果等不同情形仍然成立。有趣的是 ,我们也发现 ,在那些当地污染排放相对严重的省份 ,地方环保立法的确在一定程度上能够改善环境质量。

与上述结论形成对比的是 ,本文研究揭示了地方环保执法力度的关键作用。我们区分了不同执法力度的样本省份后 ,发现在那些执法力度严格的省份 ,当地通过环境立法显著地抑制了污染排放 ,无论是污染排放总量还是单位排放强度都出现了明显的下降。这一结果的重要启示是 ,试图通过环境立法对污染排放行为进行监管时 ,仅有单纯的立法文本是不够的 ,还需要环保执法机构在实际执法中能够严格地保证法治效果。

本文研究结果为评估中国地方环境监管效果提供了难得的经验证据。环境管制对环境保护与抑制污染起到重要作用 ,然而一个难题是如何客观评价政府政策与立法监管的实际效果。本文以地方环境立法为分析对象 ,得以客观地评估立法监管效果 ,也为类似的政策评估研究提供了有益的思路启示。我们尤其强调环境执法力度的重要性。如果仅是通过了文本意义上的立法 ,却没有辅助以严格行政执法 ,通常难以取得立法的预期效果。一个有效运行的法治社会不仅依赖于法律文本的健全与完善 ,同时也需要执法部门能够严格执法 ,做到有法可依与执法必严的双管齐下。因此 ,建设一个成熟的法治社会 ,一方面需要通过完善立法做到有法可依 ,而且也需要提高执法部门的行政能力、规范执法程序 ,以切实达到法治目的。

参考文献

- 包群、彭水军 2006 《经济增长与环境污染:基于面板数据的联立方程估计》,《世界经济》第 11 期。
- 许和连、邓玉萍 2012 《外商直接投资导致了中国的环境污染吗》,《管理世界》第 2 期。
- Allen, F., Ju Qian and Meijun Qian, 2005. "Law, Finance, and Economic Growth in China", *Journal of Financial Economics*, Vol. 77(1), 57—116.
- Bao Qun, Yuanyuan Chen, and Ligang Song, 2011, "Foreign Direct Investment and Environmental Pollution in China: A Simultaneous Equations Estimation", *Environment and Development Economics*, Vol. 16, 71—92.
- Bertrand, M., E. Duflo and S. Mullainathan, 2004, "How Should We Trust Differences-in-differences Estimates", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 119, 249—275.
- Brunneimer, S., and M. Cohen, 2003, "Determinants of Environmental Innovation in US Manufacturing Industries", *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 45, 278—293.
- Cole, M, R. Elliott, and K. Shimamoto, 2005, "Industrial Characteristics, Environmental Regulation and Air Pollution", *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 50, 121—143.

Dean, J. M. and M. E. Lovely, 2008, "Trade Growth, Production Fragmentation, and China's Environment", NBER Working Paper No. 13860.

He, Jie, 2006, "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, 228—245.

Jayanthakumaran, K. and Y. Liu, 2012, "Openness and the environmental Kuznets Curve: Evidence from China", *Economic Modelling*, Vol. 29, 566—576.

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, 691—703.

Lu, Yi and Zhigang, Tao, 2009, "Contract Enforcement and Family Control of Business: Evidence from China", *Journal of Comparative Economics*, Vol. 37, 597—609.

Shen, J. Y., 2006, "A Simultaneous Estimation of Environmental Kuznets Curve: Evidence from China", *China Economic Review*, Vol. 17, 383—394.

Wang, H., N. Mamingi, B. Laplante, and S. Dasgupta, 2003, "Incomplete Enforcement of Pollution Regulation: Bargaining Power of Chinese Factories", *Environmental & Resource Economics*, Vol. 24(3), 245—262.

Wang, Hua and Yanhong Jin, 2007, "Industrial Ownership and Environmental Performance: Evidence from China", *Environmental & Resource Economics*, Vol. 36(3), 255—273.

Yang Chih-Hai, Yu-Hsuan Tseng and Chiang-Ping Chen, 2012, "Environmental Regulations, Induced R&D, and Productivity: Evidence from Taiwan's Manufacturing Industries", *Resource and Energy Economics*, Vol. 34(4), 514—532.

Environmental Regulation, Provincial Legislation and Pollution Emission in China

Bao Qun^a, Shao Min^a and Yang Dali^b
(a: Nankai University; b: University of Chicago)

Abstract: The key issue of evaluating the outcome of environmental regulation is the endogenous problem of regulation policy. Taking 84 cases of passing of local regulation law among 31 provinces in China as a program study, this paper adopts the difference-in-difference method to investigate how provincial environmental legislation affects the local pollution emission in China. It finds that environmental law helps to decrease the local pollution emission only for those provinces that have stricter enforcement of laws. On the contrary, there is no significant pollution abatement effect if only an environmental law is passed. Such results remain robust while considering the time lag effect, different types of pollutants and the choice of different comparison groups. Our study shows the importance of the enforcement of law for environmental regulation in China.

Key Words: Local Environmental Law; Enforcement of Law; Difference-in-Difference

JEL Classification: K32, L51

(责任编辑: 松木) (校对: 昱莹)