
地方政府的环境治理决策： 基于 SO₂ 减排的面板数据分析

黄滢 刘庆 王敏*

内容提要 本文基于地方政府的环境治理决策,构建了一个地方政府与企业之间的两阶段博弈模型。地方政府在政绩最大化的目标函数下制定环境政策。污染企业则根据地方政府制定的环境政策进行生产决策。理论模型的推导表明,在官员晋升考核体制下,产业结构(第二产业 GDP 占比)对于地方政府环境政策强度存在 U 型影响的可能。在此基础上,本文运用 2003–2011 年的城市面板数据对模型的结论进行经验检验,结果表明:当第二产业 GDP 占比低于(高于)55% 时,第二产业比重越大,则环境政策强度越小(越大)。最后,通过对文献中常用的环境政策指标进行对比分析,本文还发现选取不同的环境政策指标进行回归分析,会产生截然不同的结果,这说明研究中国的环境问题,选择合理正确的环境政策指标至关重要。

关键词 产业结构 环境政策 晋升激励 减排率 面板固定效应模型

一 前言

在 1978–2015 年改革开放三十多年间,中国实际 GDP 年均增长将近 10%,名义

* 黄滢:中国人民大学经济学院;刘庆(通讯作者):北京大学经济学院 北京市海淀区颐和园路 5 号 北京大学畅春园 64 楼 404 100871 电子信箱:liuqing624624@163.com;王敏:北京大学国家发展研究院。

本研究受国家自然科学基金(71503012)的支持。本文曾在第十四届中国青年经济学者论坛上宣讲,作者感谢评论人及匿名审稿人的宝贵意见与建议,但文责自负。

GDP 总量从 0.36 万亿元到 67.67 万亿元,增长 187 倍^①。但是,在高增长的背后,中国的环境污染严重,给可持续增长带来的压力与日俱增:中国是目前世界上最大的二氧化硫(SO₂)和二氧化碳(CO₂)排放国;中国 58% 的城市大气年均 PM₁₀(直径 10 微米以下的可吸入颗粒物)浓度超过 100 微克/立方米,只有 1% 的中国城市人口生活在年均 PM₁₀ 浓度低于 40 微克/立方米的地区;中国 7 大水系中 54% 的水不适合人类使用(World Bank 和 SEPA, 2007)。在 2013 年 1 月份,中国各地更是多次出现持续、大范围的含有大量污染物的雾霾天气,雾霾面积最高达 130 万平方公里,为历史上所罕见^②。期间,北京等城市的空气污染指数曾一度突破仪器监测的最高值。日益加剧的环境污染对中国居民的健康造成了严重的健康危害。中国每年因室外空气污染导致的早死人数,即便是根据最保守的研究估计,也在 35 万-50 万人之间(Chen 等, 2013)^③。早在 2003 年,因空气污染导致的健康成本已占到当年 GDP 的 1.16%-3.8%(World Bank 和 SEPA, 2007)。整个社会已为日益严峻的环境污染问题付出了相当高昂的代价。

由于污染的外部性问题,良好的自然环境虽然高度稀缺,却无法由市场机制对环境资源进行有效配置,致使出现“市场失灵”。因此,长期以来,环境污染治理一直是世界各国政府的主要职责。一个社会的环境污染问题能否得到实质性改善,尤其是实现环境库兹涅茨曲线的“倒 U 型”转变,政府的环境决策至关重要(Grossman 和 Krueger, 1995)^④。根据现有的环保法,中国的环境治理实行的是地方政府负责制^⑤。而在现有的政治体制下,中国地方政府决策者(市长或市委书记)的执政要受到上级政府各种考核机制的约束。因此,在这样一个经济高速增长但污染日趋严重、不断逼近环境容量和民众忍耐极限的新形势下,一个重要的研究问题是:中国地方政府究竟是如何进行环境决策的?环境决策主要受到哪些因素的影响?为回答上述问题,本文基于政绩考核机制和官员晋升激励,构建一个地方政府环境决策的理论模型,并利用 284 座城市的 SO₂ 产生量和减排量数据,对理论模型所推导出来的假说进行经验检验。

① 数据来源:中华人民共和国国家统计局数据库, <http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

② 环境保护部“环境保护部通报部分城市空气质量情况”2013 年 1 月 29 日。

③ 根据《全球疾病负担 2010 年报告》,中国 2010 年因空气污染早死的人数在 120 万左右(Yang 等, 2013)。最新发表在 *Nature* 上的一项研究所估计的早死人数则在 136 万左右(Lelieveld 等, 2015)。

④ 最新的研究表明,对于高收入城市而言,随着经济的进一步增长,城市空气环境的污染有继续恶化的趋势(王敏和黄滢, 2015)。从环境经济学理论和各国的实践来看,环境政策的制定主要有两种思路:一是通过命令和控制的手段直接配置环境资源,例如设定环保标准、关停高污染企业、强制安装减排设备等等;二是通过污染税或污染权交易等市场化手段生成环境的价格,从而让市场主体依据环境价格信号对环境资源进行配置。各国政府的环境政策主要是行政命令和控制(伯特尼和史蒂文斯, 2004, 中译本)。

⑤ 中国的《环境保护法》明文规定“地方各级人民政府应当对本行政区域的环境质量负责。”

在现有的文献中, Fredriksson(1997)和 Aidt(1998)最早从理论的角度研究了政府在环境治理方面的行为决策。他们均构建了两部门(清洁部门和污染部门)的小国开放经济模型,假设资本在这两个部门之间无法自由流动。其中,政府在制定环境政策——征收污染税时,既要考虑民众的社会福利,也会因为选票压力,受到利益集团游说的影响。文章发现,政府的环境决策受制于游说团体政治力量的分布,并因此导致在均衡条件下,污染税无法按照最优的庇古原则进行设置。此后,有大量的文献对政府的环境决策行为进行研究。Fredriksson和 Millimet(2002)的研究表明,美国各州之间在制定环境政策时会受到邻近州政府决策的影响。Damania等(2003)、Fredriksson等(2003)、Fredriksson和 Svensson(2003)、Wilson和 Damania(2005)及 Farzin和 Bond(2006)等分别通过构建理论模型以及经验检验,考察了腐败(游说团体的政治献金)如何通过影响政府的环境决策,进一步影响经济运行,例如在国际贸易和 FDI 政策制定等方面。

国外的文献研究,基本上是基于发达国家政体构建政府的行为模型,并假定政府的目标函数是游说团体利益与社会福利的加权平均。但在中国,地方政府官员的升迁主要取决于上级政府对他们的政绩考核。已有不少研究指出,在政治晋升的激励下,中国地方政府的行为很大程度上是在考核机制下,如何实现政绩最大化。周黎安(2004、2007)从理论上论证了中国地方政府官员在政治晋升中的博弈行为,首次提出了中国地方官员的晋升锦标赛模式。Li和 Zhou(2005)的经验分析结果表明,地方政府官员在任期间的经济绩效高低对于官员的升迁有显著影响:经济绩效越好,越容易得到升迁。显然,基于游说利益集团的分析框架不适用于研究中国地方政府的环境决策行为。Jia(2012)的研究是目前唯一一篇对中国地方官员的环境决策行为进行理论建模和经验分析的文献。在该文中,作者假设当一个省的省长有很强的晋升激励时,他就有动力引导资金投向能够给当地带来高速增长的行业(通常也是高污染行业)。文章主要结论是,如果省长与中央委员有紧密的关系^①,并因此而更容易得到升迁,他就会牺牲环境去追求经济增长目标。研究结果表明,省长与中央委员有紧密关系的省比没有任何关系的省,化学需氧量和 SO₂ 排放量分别约高出 10% 和 7%。Jia(2012)的研究角度非常独特并得出了有意思的结论。但从现实情况来看,在地方政府的环境决策中,关系并不构成影响该决策的重要因素。因此,要考察地方政府的环境

^① 有紧密关系是指省长的职业生涯里与某位中央委员有过交集。譬如,某位中央委员曾经是其上级,某位中央委员曾是其同事,又或者与某位中央委员毕业于同一所大学,或者籍贯相同。

境决策行为 应从地方政府的考核机制以及当地的经济禀赋出发。

对于地方政府的决策者而言,在现有的政绩考核体制下,他们需要根据当地已有的经济禀赋特征和发展状况,例如 GDP、人口、产业结构和环境容量等,制定任内的各种政策以使得政绩最大化。在中国,地方政府的考核指标门类繁多,包括经济、环境、信访稳控、计划生育和卫生、教育等,而且不同地区的指标体系也不尽相同。但正如周黎安(2004、2007)与 Li 和 Zhou(2005)所发现的,政绩考核的核心指标是经济指标,主要包括 GDP、地方财政收入、工业增加值、固定资产投资和进出口等。其中,第二产业的产出对于地方政府的考核而言尤为重要:一方面,部分地区把工业增加值作为直接的考核变量;另一方面,长期以来,第二产业占 GDP 以及税收的比重要高于其他产业^①。作为地方经济增长和税收的主要推动力,第二产业在政绩考核中占据举足轻重的地位,但与此同时,第二产业也是污染的主要源头。据环保部发布的《2014 年中国环境状况公报》,工业排放分别占到中国 SO₂ 排放、氮氧化物排放总量的 88.1% 和 67.6%,生活排放则分别占 11.8% 和 2.17% (机动车排放则占到氮氧化物排放总量的 30.2%)。这就意味着,一个地区的第二产业 GDP 占比越大,污染排放问题会越严重,但同时该地区的经济考核也会更依赖于第二产业的表现。对于需要在经济和环境质量之间进行权衡的地方政府而言,产业结构会成为其进行环境决策的一个重要变量。因此,基于地方政府的晋升激励,本文构建了一个包含清洁部门(第一、三产业)和污染部门(第二产业)的两部门模型,着重探讨产业结构对地方政府环境决策的影响。

我们的研究发现,产业结构对地方政府环境决策的影响存在非线性的可能:地方政府环境管制政策的强度跟第二产业的 GDP 占比呈 U 型关系。本文利用 2003-2011 年 284 个地级市的数据,研究证实了该关系,并计算出 U 型拐点值约为 55%:当第二产业比重低于 55% 时,第二产业 GDP 占比的上升会使得地方城市政府更愿意放松环境管制,以牺牲环境来换取经济增长;当第二产业比重高于 55% 时,则反之。其背后的机制是,在晋升激励下,地方政府的执政需在财税收入、GDP 与环境等各个目标之间进行权衡。由于趋严的环境政策主要对第二产业有负的影响,当第二产业占 GDP 的比重较低时,随着第二产业 GDP 占比的增加,第二产业对地方 GDP 和财政收入的重要性也逐渐增加,执行严格的环境政策的机会成本也随之增加,因此为了保政绩,

^① 根据《中国税务年鉴》和《中国统计年鉴》2004 年全国各省平均的第二产业和第三产业税收占比分别为 63% 和 37%,GDP 占比分别为 52.9% 和 31.9%。直到 2013 年,中国第三产业的 GDP 和税收占比才赶上第二产业。

地方政府会不断降低环境管制水平。而当第二产业比重较高时(超过 55%) ,地方环境污染问题会比较严重 ,此时 ,第二产业 GDP 占比进一步的攀升会导致环境问题的恶化 ,这会迫使地方政府制定比较严厉的环境管制政策。另外 ,我们还发现 ,其他经济变量 ,例如地方财政收入水平、GDP 总量、FDI 等 ,都会对地方政府的环境决策有显著的影响。

在国内的环境经济学文献中 ,跟我们一样着眼于地方政府环境决策的研究主要有张征宇和朱平芳(2010)与朱平芳等(2011) 。这两篇论文侧重于从地区竞争的角度讨论地方政府的环境决策。张征宇和朱平芳(2010)主要研究了地区竞争对地方政府环境支出^①决策的影响 ,其研究发现 ,地区竞争对环境支出水平较高城市的政府环境支出有显著的正向影响 ,但是对环境支出水平较低的城市则没有影响。朱平芳等(2011)则考察了环境政策和 FDI 之间的关系 ,其研究结果表明 ,国内地方政府间存在为吸引 FDI 而进行的环境政策博弈 ,但环境规制对 FDI 的影响作用平均而言并不显著。此外 ,也有不少国内文献从另一个角度探讨了环境政策对经济的影响 ,陆旸(2009)与傅京燕和李丽莎(2010)就分别考察了环境政策对商品比较优势的影响;李昭华和蒋冰冰(2009)则讨论了环境政策对进出口绿色贸易壁垒的影响。总的来说 ,国内文献较少涉及从政绩考核和晋升的角度讨论地方政府的环境决策行为 ,本研究则在这方面做了一个重要补充。

本文结构如下:第二节是理论模型 ,第三节是数据与计量回归模型 ,第四节是计量回归结果分析 ,最后是结论、启示与意义。

二 理论模型

为了模拟现实中的城市经济运行 ,我们考虑应用宏观经济学文献中常用的小型开放经济体模型 ,即资本在不同经济体(城市)和部门之间自由流动。因此 ,对于一个经济体而言 ,利率外生给定 ,并设为 R 。该经济体中有两个完全竞争的生产部门。一个部门是污染部门(相当于现实中的第二产业) ,该部门的生产需要投入劳动力(L_d) 和资本(K_d) ,并设生产函数规模报酬不变 ,即 $Y_d = AK_d^\alpha L_d^{1-\alpha}$, $0 < \alpha < 1$ ^② 。另一个部门

^① 在该文中 ,环境支出是指城市人均污染治理投资额(张征宇和朱平芳 2010)。

^② 以往的研究在构建污染和清洁两部门的生产模型时 ,为了模型的简化 ,一般假定清洁部门的生产只有单要素劳动力投入 ,且生产函数对于劳动力是规模报酬不变的。我们也尝试用这种简化的生产函数进行推导 ,可以得到完全相同的结论(Aidt ,1998; Fredriksson ,1997; Damania 等 2003)。

是清洁部门(相当于现实中的第一和第三产业),该部门的生产也需要投入资本(K_c)和劳动力(L_c)。其生产函数是 $Y_c = aK_c^\eta L_c^{1-\eta}$ 。其中, $0 \leq \eta < 1$ 。劳动的边际生产率 $a > 0$ 为常数。我们假设,在具体的生产过程中,清洁部门的生产活动不产生污染,进而政府不会要求清洁部门进行污染减排;设污染的产生函数为 $P = \rho K_d$, $\rho > 0$ 为常数,表示每单位的资本投入到污染部门产品的生产中所产生的污染^①。我们将污染部门产出的价格标准化为1,并设清洁部门产出的价格为 q 。最后,一个经济体的劳动力总量是给定的,但劳动力在两个部门之间可以互相自由流动。为简化起见,我们把劳动力总量标准化为1个单位。

政府通过环境政策对污染排放进行控制。目前,中国纳入到地方政府考核的主要环境指标是污染物减排^②。在实际操作中,污染物排放的统计数据是由企业根据减排设备的运行情况向当地环保局进行报送。因此,地方政府控制污染物排放的主要手段是强制企业进行污染物减排投资(如“十一五”期间,要求所有新建电厂安装脱硫设备)。对于污染部门,我们设政府要求排污企业对每单位污染物的排放必须进行 τ 单位的减排投资,即企业在生产过程中要支付 $\tau\rho K_d$ 到减排设备的购买上。这里, τ 是政府的环境决策变量,既可以理解为减排投资的变量,也可以理解为污染税。污染物的减排量是减排投资的一个函数: $\varphi(B) = \varphi(\tau\rho K_d)$, $\varphi' > 0$, $\varphi'' < 0$ 。

企业与地方政府之间进行两阶段的博弈:地方政府首先制定单位排放的减排投资率 τ ,然后,给定政府的政策,企业进行生产。博弈的时间进程可以用下图表示:



图1 博弈的时间进程

① 这个假设是符合实际情况的。一方面,根据《2014年中国环境状况公报》,中国2014年的SO₂排放总量为1974.4万吨,其中工业源和生活源排放分别为1740.3万吨和233.9万吨,分别占SO₂总排放量的88.1%和11.8%,总起来为99.9%,剩余的0.1%为污染集中式治理设施所产生的污染。由此可见,第一和第三产业由于不产生污染或者产生的污染很少,故不在政府环境管制的范围之内。另一方面,政府目前也没有出台任何针对第一和第三产业的环境管制。

② 自“九五规划”开始,历次规划分别将SO₂和化学需氧量作为空气和水污染的监控指标,“十一五规划”则将这两个污染物的减排纳入到地方政府的政绩考核中。“十二五规划”新增了对氨氮和氮氧化物排放指标的考核。

在竞争性市场条件下, 给定工资率 w 、资本价格 R 和政府环境政策 τ , 污染企业选择资本和劳动力的投入来最大化利润, 即: $\max_{K_d, L_d} (1 - t_d) AK_d^\alpha L_d^{1-\alpha} - wL_d - (R + \tau\rho) K_d$ 。其中, t_d 是对污染部门征收的生产税, 相当于现实中的增值税, 对于地方政府而言, 它是外生给定的。定义 $k_d = K_d/L_d$ 为排污部门的劳均资本, 排污企业最大化问题的一阶条件满足:

$$(1 - t_d) A\alpha k_d^{\alpha-1} = R + \tau\rho \quad (1)$$

$$(1 - t_d) A(1 - \alpha) k_d^\alpha = w \quad (2)$$

式(1)要求资本的边际产出等于资本的边际成本: 利率加上减排设备投资。式(2)表示企业支付给工人的工资等于工人的边际生产率。由式(1)可以解得污染企业的最优劳均资本水平:

$$k_d(\tau) = [(1 - t_d) A\alpha]^{1/(1-\alpha)} (R + \tau\rho)^{1/(\alpha-1)} \quad (3)$$

其中, 劳均资本 $k_d(\tau)$ 是企业需要投入的资本水平, 它是政府设定的减排投资率 τ 的函数。

接下来, 我们考虑清洁部门企业的生产行为。在竞争性市场条件下, 给定工资率 w 和资本价格 R , 清洁部门的企业选择资本和劳动力的投入来最大化利润, 即: $\max_{K_c, L_c} q(1 - t_c) aK_c^\eta L_c^{1-\eta} - wL_c - RK_c$ 。其中, t_c 是对清洁部门征收的生产税, 相当于现实中的增值税, 对于地方政府而言, 是外生给定的。定义 $k_c = K_c/L_c$ 为清洁部门的劳均资本, 清洁部门企业最大化问题的一阶条件满足

$$q(1 - t_c) a\eta k_c^{\eta-1} = R \quad (4)$$

$$q(1 - t_c) a(1 - \eta) k_c^\eta = w \quad (5)$$

给定政府的环境政策 τ , 在竞争性市场均衡条件下, 劳动力市场出清。市场均衡由式(1)、(4)和以下几个方程组成:

$$\begin{aligned} q(1 - t_c) a(1 - \eta) k_c^\eta &= (1 - t_d) A(1 - \alpha) k_d^\alpha = w \\ L_d &= \beta L_c = 1 - \beta, \beta \in (0, 1) \end{aligned} \quad (6)$$

其中, w 为市场均衡工资, β 是污染部门所吸收的就业量。由于劳动力可以在两个部门之间自由流动, 式(6)要求两个部门的边际劳动生产率相等, 且等于市场工资价格。显然, 市场均衡工资 $w = (1 - \alpha)(1 - t_d) Ak_d^\alpha$ 是劳均资本的递增函数。另外, 由于两个部门的生产都是规模报酬不变, 均衡条件下, β 是 0 到 1 之间的任意一个值。也就是说, 在生产函数规模报酬不变的设定下, 对于一个经济体而言, 劳动力在不同部门的配置存在无数种可能。在这里, 我们假设一个经济体外生的经济禀赋或特征决定了该经济体的 β 取值, 例如计划经济时代的重工业布局很大程度上决定了中国当前各

地区的产业结构状况。也就是说,我们假定对于有任期的地方城市政府决策者而言,在制定环境政策时, β 值的大小是外生给定的(考虑到在中国,地市级官员的平均任期约为 3 年(顾海兵和雷英迪 2013;钱先航等 2011),该假定也是合理的),且不同的 β 值代表不同的经济体处于不同的经济均衡或者不同的经济发展阶段。由于 β 本身代表劳动力在两个部门之间的配置情况,在利率与清洁部门的产品价格给定时,污染部门和清洁部门的劳均资本 k_d 与 k_c 是固定的——这意味着污染部门和清洁部门的产出最终也是由劳动力投入水平来决定的,因此,我们用 β 值的大小来代表一个经济体的产业结构。根据式(6),我们可以用污染部门的劳均资本 k_d 表示出清洁部门的劳均产品价值:

$$y_c = qa k_c^\eta = (1 - t_d) A (1 - \alpha) k_d^\alpha / [(1 - t_c) (1 - \eta)] \quad (7)$$

从式(7)我们可以看到,清洁部门的劳均产品价值是污染部门资本投入的增函数,即污染部门的劳均资本越高,清洁部门的劳均产品价值也越高。其背后的机制是:污染部门较高的资本投入会提升污染部门劳动力的边际产出以及工资水平——在劳动力自由流动的情景下,这一点会导致清洁部门劳动力的工资水平上升,进而会改变清洁部门的资本投入水平及清洁产品的价格水平(由式(4)和(5)决定),并最终会提高清洁部门的劳均产品价值。

最后,我们考虑政府的最优环境决策问题。我们设政府的目标函数是为了获得政绩的最大化,而政府的政绩则由 GDP、财政收入和环境三部分组成。在环境决策过程中,政府要选择最优的 τ 使得其政绩最大化: $\max_\tau \quad t_c q Y_c + t_d Y_d + \gamma (q Y_c + Y_d) - \theta e$ 。其中, Y_c 和 Y_d 分别是清洁部门和污染部门的产出,都是 τ 的函数;目标函数的前两项是财政收入;第三项是地方政府对 GDP 的追求, γ 表示地方政府对于 GDP 的重视程度;第四项是地方政府对环境的考虑, θ 表示地方政府对于环境的重视程度, $e = \rho K - \varphi(\tau \rho K_d)$ 表示最终的污染排放量。政府的目标函数是 GDP、财政收入和污染物排放的一个加权平均。其中,地方政府分配给污染部门产出的权重是 $\gamma + t_d$, 分配给清洁部门产出的权重是 $\gamma + t_c$ 。该两项权重唯一的差别来自税率的差别。考虑到在实际操作层面,政绩考核会赋予工业产出额外的考量。因此,我们可以把 t_d 重新定义为工业产出的税率和政府对于工业产值额外重视程度的加总。该政府的优化问题一阶条件是:

$$\begin{aligned} -\theta \rho \beta k_d'(\tau) + \theta \rho \beta \varphi'(B) [\tau k_d'(\tau) + k_d] &= - (t_c + \gamma) (1 - \beta) y_c'(\tau) \\ &\quad - (t_d + \gamma) A \alpha \beta k_d^{\alpha-1} k_d'(\tau) \end{aligned} \quad (8)$$

其中, $k_d'(\tau) = \rho k_d / [(\alpha - 1)(R + \tau \rho)] < 0$ 。式(8)的右边是环境政策 τ 上升的

边际成本。第一项和第二项分别是环境政策对清洁部门和污染部门 GDP 和财税收入的负影响。右边第二项表明,当环境政策越严格,资本的边际成本就会越高,从而导致污染部门的资本投资、产出和财税都出现下滑。而根据前文对式(6)的讨论,当环境政策变得更严格而导致资本投资下降时,清洁部门产出的市场价值会随之下降——这最终导致清洁部门的 GDP 和财税出现下降(右边第一项)。因此在我们的两部门模型中,虽然环境政策对清洁部门的生产没有直接影响,但是环境政策会通过影响市场均衡工资进而间接影响清洁部门的 GDP 产值和财税贡献。式(8)的左边是环境政策 τ 增加的边际收益。其中,第一项是污染物排放(因资本投入下降而)下降对政绩的直接收益,第二项是污染物排放下降对企业减排设备减排效率的影响。显然,从式(8)我们可知,当政府在进行环境决策时,它要在环境目标和经济目标之间进行权衡。企业的最优决策则要保证环境政策的边际成本等于边际收益。

接下来,我们通过比较静态分析考察产业结构 β 对政府环境决策的影响。首先,假设问题存在内点解,我们可以利用公式(3)和(6)并在式(8)上应用隐函数定理可得:

$$\frac{-|D|}{(1-t_c)(1-t_d)(1-\eta)} \frac{\partial \tau}{\partial \beta} = (t_c + \gamma)(1-\alpha)(1-t_d)\theta[\rho + \varphi'(B)R]/Z + \theta\varphi''(B)\tau\rho\beta k_d [(1-\alpha)R - \alpha\tau\rho] \quad (9)$$

其中, $Z = (t_c + \gamma)(1-\beta)(1-\alpha)(1-t_d) + (t_d + \gamma)\beta(1-t_c)(1-\eta) + \alpha\theta\varphi'(B)\beta(1-t_c)(1-t_d)(1-\eta) > 0$ 。式(9)右边的第一项表示第二产业占比 β 的变化对财政收入、GDP 和环境污染的直接影响,符号为正。第二项表示第二产业占比 β 的变化对减排量的影响,它的符号取决于 $(1-\alpha)R - \alpha\tau\rho$ 的符号。显然,当 β 非常小并趋向于 0 时,式(9)右边第二项趋向于 0, $\partial\tau/\partial\beta$ 为正。但是,随着 β 的继续增大, $\partial\tau/\partial\beta$ 既有可能为正,也可能为负。

其次,由于我们的经验研究中所采用的环境政策变量是减排率,即污染部门的企业的污染物减排量和产生量之比。因此,我们进一步来看产业结构 β 的变化对于减排率 $\varphi(B)/(\rho\beta k_d)$ 的影响。为了计算简便,我们设 $\varphi(B) = C(\tau\rho\beta k_d)^\delta$, $0 < \delta < 1$, $C > 0$ 为常数(显然该函数满足 $\varphi' > 0$, $\varphi'' < 0$),并定义一个新函数 $\psi(\beta) = C^{-\delta/(1-\delta)}[\varphi(B)/(\rho\beta k_d)]^{1/(1-\delta)} = C\tau^{\delta/(1-\delta)}/(\rho\beta k_d)$ 。 $\psi(\beta)$ 是减排率函数的单调变换,因此,要看产业结构 β 的变化对减排率 $\varphi(B)/(\rho\beta k_d)$ 的影响只需对 $\psi(\beta)$ 求导即可:

$$\tau^{(1-2\delta)/(1-\delta)}\rho\beta k_d\psi'(\beta)/C = -\tau/\beta + \left[\frac{\delta}{1-\delta} - \tau k_d'(\tau)/k_d \right] \frac{\partial \tau}{\partial \beta} \quad (10)$$

式(10)右边的符号决定了产业结构对减排率的影响方向。首先,当 β 非常小并

趋向于 0 时,式(10)右边第一项趋向负无穷大,右边第二项则是有限的值。因此,此时 $\psi'(\beta) < 0$,即当第二产业占比 β 非常小时,第二产业占比的增加会使得减排率下降,从而导致环境政策强度变弱。但是随着 β 的增大,该项会逐渐增大。另一方面,在前面的讨论中,我们已知 $k_d'(\tau) < 0$,因此式(10)右边第二项的符号等同于 $\partial\tau/\partial\beta$ 的符号。而在上文的讨论中,我们也看到当 β 比较大时, $\partial\tau/\partial\beta$ 既可能为正,也可能为负。如果 $\partial\tau/\partial\beta$ 是负的,那么 $\psi'(\beta) < 0$ 恒成立,即污染物减排率会随着 β 的增加而单调下降。如果 $\partial\tau/\partial\beta$ 是正的,那么当 β 比较大时, $\psi'(\beta)$ 有可能为正,即污染物减排率会随着 β 的增加而增加。在后面这种情况下,第二产业 GDP 占比 β 对减排率的影响存在 U 型的可能。这就意味着,产业结构对环境政策的影响存在两种可能:污染物减排率既有可能随着第二产业 GDP 占比的增加而单调下降,也有可能先下降后上升,呈 U 型趋势。至于现实中究竟是哪种情形,就需要我们进一步用数据进行检验。在该模型中出现这两种可能的结论是政绩最大化的地方政府官员在经济发展目标和环境目标之间进行权衡的结果:当第二产业 GDP 占比较低时,随着第二产业占比的上升,第二产业对于地方财税收入和 GDP 的贡献逐渐增大,地方政府执行严格环境政策的经济代价逐渐增大,地方政府此时愿意牺牲环境来获得较高的 GDP 和财税收入;但当第二产业占比过高时,污染问题会变得更为严重,并影响到政绩表现,地方政府的污染减排压力随之增大,此时随着第二产业占比的上升,地方政府会逐步提高环境政策的严厉程度。

最后,如果分别对 θ (政府对环境的重视程度)和 γ (政府对 GDP 的重视程度)做比较静态分析,我们可以得到 $\partial\tau/\partial\theta > 0$, $\partial\tau/\partial\gamma < 0$,即地方政府越重视环境污染问题或者越不重视经济绩效,环境政策越严格。

三 回归模型与数据

基于 284 个地级市 2003-2011 年的数据^①,我们采用面板数据固定效应模型来考察产业结构对地方城市政府环境政策的影响:

$$Policy_{it} = \theta Ind_{it} + \gamma Ind_{it}^2 + \beta x_{it} + \alpha_i + year_t + \varepsilon_{it} \quad t = 1, \dots, T; i = 1, \dots, n \quad (11)$$

其中, $Policy_{it}$ 代表第 i 个地方政府第 t 年的环境政策, Ind_{it} 是第二产业占 GDP 的

^① 2003 年之前《中国城市统计年鉴》没有 SO_2 减排的数据。虽然中国在 2006 年开始实行污染物强制性减排,并将此纳入地方政府的政绩考核中,但从数据来看,2006 年之前地方政府已经在进行大量的污染物减排。这表明,中国地方政府在执政时,一直有环境方面的考虑。

比例, x_{it} 包含了一组个体随时间变化的影响地方政府环境决策的控制变量, 如 GDP、财政收入、FDI 等。 α_i 、 $year_t$ 分别表示地区固定效应和时间固定效应。标准误在各省进行聚群处理, 以纠正可能存在的省内自相关误差。各变量的数据均来自《中国城市统计年鉴》。

如何选取合适的环境政策指标一直是一个比较有争议的问题。目前, 文献中采用的指标主要有^①: 单位工业增加值或者单位 GDP 的代表性污染物排放量(或者用排放量构建指标)(朱平芳等, 2011; 张文彬, 2010; 陆旸, 2009; 傅京燕和李丽莎, 2010), 以及单位工业增加值或者单位 GDP 的污染投资总额^②(张成等, 2011; Fredriksson 和 Millimet, 2002)。这两个指标都存在一定的问題。首先, 污染物排放量是目前使用较多的一个指标, 但是, 该指标值的大小是污染物产生量和环境政策共同作用的后果。这就意味着, 某个城市的污染物排放量低, 既有可能是当地环境政策比较严格的结果, 也有可能是因为该城市本身的污染产生量比较低, 即使没有任何环境政策, 也能实现低的污染物排放量。因此, 污染物排放量本身难以衡量环境政策的强弱。相对来说, 单位工业增加值或者单位 GDP 的环境投资总额能在一定程度上反映环境政策的强度。如果没有任何环境管制, 由于外部性问题, 企业和政府没有动力进行环境投资, 该指标值就为 0。对于同等数量的污染物产生量, 该值越大, 意味着环境政策越严格。但是, 该指标的问题在于不同城市的污染物产生量千差万别, 同样大小的单位工业增加值或者单位 GDP 的环境投资总额, 在污染物产生量比较低的地区可能意味着严厉的环境政策, 但是在污染产生量比较高的地区可能就是比较宽松的环境政策。另外, 该数据的可得性较差, 城市一级的环境投资额数据在 2008 年以后就不再统计, 而且除了 2003–2006 年, 其他年份的数据缺失比较严重。基于以上考虑, 我们最终选取 SO₂ 减排率来度量一个城市的环境政策, 但在回归分析部分, 我们也会用单位产值的环境投资和单位产值的排放量进行对比分析。

我们将减排率定义为一座城市的工业污染物减排量与工业污染物产生量的比值, 它在 0 到 1 之间取值。自 2003 年以来, 《中国城市统计年鉴》一直对中国各地级市的

^① 朱平芳等(2011)用单位 GDP 的污染排放量构建污染排放指标; 张文彬等(2010)用污染物排放与工业增加值的比值作为环境政策的指标; 陆旸(2009)除使用 CIESIN(国际地球科学信息网)根据各国环境变量(12个)的数据计算得出的环境监管指标, 还用“人均收入”作为环境政策的代理指标; 傅京燕和李丽莎(2010)基于各行业的实际污染指标采用综合指数方法构建了中国各行业的环境规制强度。

^② 张成等(2011)用各省份治理工业污染的总投资与规模以上工业企业的主营成本、工业增加值的比值分别作为度量环境规制强度的指标; Fredriksson 和 Millimet(2002)用的环境政策指标是美国各州每 1 美元的产出未经调整的污染减排与控制支出(Pollution Abatement and Control Expenditure)。

工业 SO₂ 排放量和减排量分别进行统计。工业 SO₂ 排放量是工业企业在厂区内的生产工艺过程和燃料燃烧过程中排入大气的 SO₂ 总量,工业 SO₂ 减排量是指燃料废气和生产工艺废气经过各种废气治理设施处理后去除的 SO₂ 总量。SO₂ 减排量,即当年通过减排设备或者项目等实施 SO₂ 减排的削减量,粗略来说就是根据各地区当年运营的脱硫设备的运行情况计算得到的。SO₂ 减排量加上 SO₂ 排放量可以得到我们计算减排率所需的 SO₂ 产生量。在目前的统计体系下,SO₂ 产生量主要是基于企业的燃料使用量所折算出来的一个数字。在中国,企业投产前都需要进行环境影响评估(环评),企业只有通过环评并拿到环保批文后才能开工投产,否则企业就无法进行生产。在环评审批的过程中,当地环保部门会对企业所购买的减排设备的性能,例如减排率,做出要求^①。SO₂ 减排量基本上是基于 SO₂ 产生量和环评报告中减排设备的减排率这两个变量所估计出来的一个数字。因此,SO₂ 减排率事实上反映的是各地政府对企业环评审批的严格程度,以及企业在减排设备上的投资强度。在企业的实际经营过程中,减排设备的运行情况会存在造假的可能,从而导致偷排漏排以及 SO₂ 减排量的失真。但是,考虑到环评审批是中国地方环保部门进行环境保护的最主要的手段,而且地方环保部门会对上报的减排项目进行现场核查和不定期抽查^②,以反映环评难易和减排设备投资强度的 SO₂ 减排率来衡量各地的环保力度也是合理的^③。如果一座城市在环评审批过程中对企业环境保护的要求比较低,那么企业就没有动力购买减排设备,减排率的指标值就会偏低。反之,则会偏高。显然,减排率同时考虑了污染产生量和减排量两个因素,避免了前文所讨论的其他指标可能涉及的问题,是对环境政策强度相对准确的表达。

在《中国城市统计年鉴》的地级市数据中,由于西藏拉萨的数据缺失过于严重,内蒙古海拉尔市、安徽巢湖市的前后统计口径不一致,我们删除这些城市的数据,选取全国 284 个城市从 2003-2011 年的数据作为观测样本。在控制变量中,我们考虑了其他可能影响地方政府环境决策的城市特征变量: GDP、财政收入、SO₂ 产生量、FDI/GDP、总人口、人口密度。考虑到 2006 年“十一五”规划后,中央政府正式把主要污染物减排纳入地方政府官员的政绩考核中,我们加入了政策哑变量(2006 年及之后为 1)。

① 详见《中华人民共和国环境影响评价法》第 17 条,或者《“十二五”主要污染物总量减排核算细则》中关于项目审批的规定。

② 详见《“十二五”主要污染物总量减排核算细则》第四章“二氧化硫总量减排核算”。

③ 国家环保局(环保部前身)第一任局长、被誉为中国环保事业的开创者和奠基人之一的曲格平曾经表示“环保部真正、最大的权力是环评。因为项目环评这关过不了,后面什么手续都办不了。”详见《中国经济周刊》2014 年第 12 期, <http://www.ceweekly.cn/2014/0331/79319.shtml>。

最后,我们还控制了城市和时间固定效应。所有以当年货币计量的变量(环境治理投资、GDP、财政收入)均以2000年为基准,按各省每年的消费者物价指数(CPI)进行调整^①。主要变量的描述性统计见表1。限于篇幅,我们只列举了3年的数据。由表1我们可以看出,工业SO₂减排率从2005年的24%增加到2011年的44%,同一年的各城市之间的减排率也有较大的差异;第二产业比重从2005年的46%上升到2011年52%,产业结构发生了一些变化,同一年内各城市之间的第二产业比重也有较大的差别。这样的数据结构使得我们可以检验产业结构变化对于环境政策强度的影响。

表1 主要变量描述性统计

变量	SO ₂ 减排率 (%)	第二产业 GDP 占比 (%)	GDP (万亿元)	财政收入 (千亿元)	FDI/GDP (%)	SO ₂ 产生量 (百万吨)	总人口 (百万人)	人口密度 (人/平方公里)	
2005	均值	23.806	46.057	0.064	0.040	2.344	0.176	4.166	414.134
	标准差	21.648	12.340	0.092	0.107	2.701	1.115	2.921	332.100
	最小值	0.025	9.000	0.004	0.001	0.008	0.0001	0.172	4.720
	最大值	99.639	88.460	0.882	1.365	14.239	18.466	31.692	2661.540
2008	均值	37.348	50.117	0.095	0.071	2.222	0.139	4.284	420.883
	标准差	23.794	11.653	0.131	0.176	2.109	0.172	3.026	318.065
	最小值	0.018	16.110	0.006	0.002	0.010	0.003	0.186	4.940
	最大值	96.219	90.970	1.194	2.056	10.797	1.280	32.571	2454.310
2011	均值	43.722	52.046	0.139	0.120	1.923	0.171	4.414	431.649
	标准差	25.854	10.465	0.186	0.265	1.786	0.226	3.121	330.836
	最小值	0.001	17.020	0.001	0.006	0.043	0.000	0.195	5.110
	最大值	98.350	89.340	1.548	2.767	11.564	1.526	33.298	2565.120

四 回归结果

在这一节,我们首先运用面板数据固定效应模型考察产业结构对地方政府的SO₂减

^① 需要说明的是,Brandt和Holz(2006)重新定义了1990年的消费者篮子,并得出了他们认为更精确的地区消费者物价指数,其他年份的用国家统计局公布的CPI进行调整。运用他们计算的各省的城市CPI进行调整所得回归结果和直接使用各省CPI调整后的计量结果是非常一致的。

排政策的影响,然后分别基于工具变量和省级数据进行稳健性检验,最后我们就环境政策的不同指标进行对比分析,并以此来考察采用不同环境政策指标对研究结果的影响。

(一) SO₂ 减排率的回归结果

表 2 汇报了固定效应面板模型的估计结果。其中,第(1)列在控制城市和年份固定效应的基础上,只考虑第二产业 GDP 占比及其平方项对 SO₂ 减排率的影响。与我们理论模型的结论一致,第二产业 GDP 占比对环境规制强度的影响是 U 型的,

表 2 SO₂ 减排率面板数据固定效应回归结果

变量	SO ₂ 减排率 (1)	SO ₂ 减排率 (2)
第二产业占比	-2.127 ^{***} (0.767)	-2.402 ^{***} (0.742)
第二产业占比 ²	0.019 ^{**} (0.007)	0.022 ^{***} (0.007)
GDP		71.577 ^{***} (21.537)
财政收入		-31.196 ^{**} (12.074)
FDI/GDP		-0.483 (0.437)
SO ₂ 产生量		6.136 ^{***} (1.469)
总人口		2.305 (2.514)
人口密度		-0.007 ^{**} (0.003)
政策哑变量		18.777 ^{***} (3.299)
常数项	100.852 ^{***} (20.338)	75.147 ^{***} (22.802)
观测值	2469	2380
拟合优度	0.322	0.369
城市数	284	283

说明: *、**、***分别代表 10%、5% 及 1% 的显著性水平,括号内是按省进行聚群处理的稳健标准误。面板数据固定效应回归中都控制了时间固定效应。下表同。

估计系数在 5% 的水平上显著,U 型的拐点出现在第二产业 GDP 占比 56% 处。也就是说,当第二产业 GDP 占比小于(大于) 56% 时,第二产业比重的上升会使得 SO₂ 减排率下降(上升)。正如前文所讨论的,环境决策 U 型转变的背后是地方政府在面对不同产业结构时,对环境政策和经济增长进行权衡的一个结果。

表 2 的第(2)列在控制城市和年份固定效应的基础上,加入了其他纳入到绩效考核并可能影响地方政府环境决策的变量(GDP、财政收入和 FDI/GDP)、政策以及 SO₂ 产生量和总人口、人口密度两个地区特征变量。估计结果无论是系数大小还是方向与列(1)没有显著差别。第二产业 GDP 占比对 SO₂ 减排率的影响仍然是 U 型的,且估计系数在 1% 的水平上显著。此时,U 型的拐点是 55%。另外,财政收入对 SO₂ 减排率在 5% 的显著性水平上有负的影响。这意味着在其他变量不变的情况下,财政收入越高的城市政府越不愿意

实施严格的环境决策。可能的解释是对于财政基数比较大的地区,严格的环境政策所造成的财税流失会更为严重,因此,这类地区的地方城市政府会倾向于执行宽松的环境政策。*GDP* 的回归系数为正,且在 1% 的水平上显著。这表明收入越高、经济越发达的城市越愿意执行严格的环境政策。这一点跟文献中关于环境是奢侈品以及环境库兹涅兹曲线倒 U 型转变(环境污染倒 U 型转变的一个机制是,随着收入的增长,环境政策会更为严格)的讨论是一致的。在表 2 的列(2)中,工业 SO₂ 产生量对 SO₂ 减排率所代表的环境政策有显著影响。工业 SO₂ 产生量越高,意味着当地的污染形势越严峻,地方政府越倾向于实施严格的环境政策。最后,城市总人口对 SO₂ 减排率影响不显著,但城市人口密度对 SO₂ 减排率的影响为负且在 5% 水平上显著,这与张征宇和朱平芳(2010)所估计的总人口、人口密度对地方环境支出影响的符号一致。强制减排政策在 1% 的显著性水平上提高了 SO₂ 减排率,这恰恰说明 2006 年之后对地方政府的环境约束更强了。

在表 2 列(2)的回归基础上,我们绘制了 SO₂ 减排率和产业结构的关系图(见图 2)。在我们的城市样本数据中,第二产业 GDP 占比的取值在 9%–91% 之间。而在整个样本观察期间,有 149 个城市的第二产业 GDP 占比始终小于 55%,有 39 个城市的第二产业 GDP 占比始终大于 55%,有 96 个城市的第二产业 GDP 占比分布在 55% 的两侧。

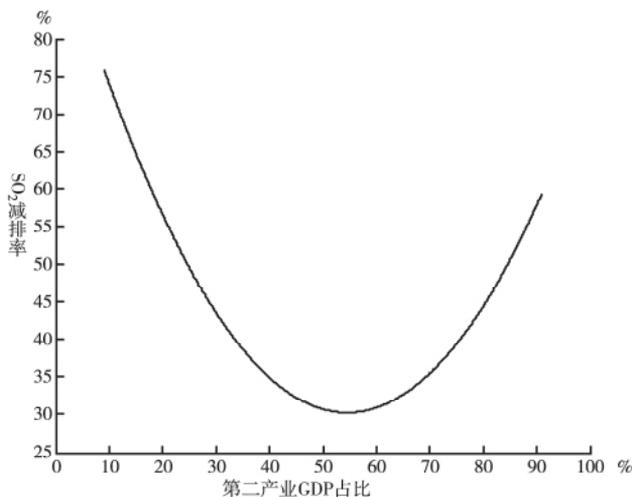


图 2 产业结构对 SO₂ 减排率的影响

(二) 稳健性检验

1. 工具变量回归

地方政府的决策者会根据其任期内的当地经济特征进行环境决策,但环境政策同时也会影响产业结构等地方经济特征变量。这就意味着,产业结构与环境政策可能存在互为因果的关系。考虑到中国地市级官员的平均任期约为3年(顾海兵和雷英迪,2013;钱先航等,2011),我们尝试用滞后5年的第二产业GDP占比及其平方项作为回归模型中的工具变量^①。因为地市级官员的平均任期不到3年,5年后地方政府的决策层很有可能发生重大变化。从这个意义上来讲,5年前的产业结构会影响今天的产业结构,但不会直接影响今天的环境政策。另外,当前的环境政策也许会影响未来的产业结构,但是5年前的产业结构已经发生,不会受当前环境政策的影响。在文献中,Papke(1991)与List和McHone(2000)都曾利用环境政策变量的滞后项作为其工具变量。

控制了城市固定效应和年份固定效应的面板数据工具变量回归结果见表3。其中,第(1)与第(2)列是第一阶段的回归结果。第一阶段回归结果显示,工具变量在1%的显著性水平上显著,这表明工具变量与第二产业占比及其平方项有较强的关联。第(3)列是第二阶段回归结果。虽然产业结构的估计系数与之前有些差别,但第二产业占比对SO₂减排率仍然有显著影响且表现为U型关系。此时,影响关系转变的临界值在51%附近,就是说,若第二产业GDP占比低于51%,第二产业GDP占比的上升会使得SO₂减排率下降;若第二产业GDP占比高于51%,第二产业GDP占比的上升会使得SO₂减排率上升。这与前面的回归结果基本一致。最后,其他变量的估计结果跟前面也基本一致。

2. 省级数据回归

为进一步检验分析结果,我们尝试用相同年份(2003-2010年)^②和变量的省级数据进行对比分析。省级数据主要来自《中国统计年鉴》。当我们将第二产业GDP占比及其平方项都纳入到回归方程中时,这两个变量的估计系数无论是在固定效应模型回归中,还是在固定效应工具变量回归中均不显著。这表明在省级层面上,第二产业GDP占比对地方政府的环境决策并不存在U型的影响。因此,在省级数据的回归中,我们只考虑第二产业GDP占比对地方政府环境决策是否有线性影响。

^① 选用滞后5年的产业结构作为工具变量还有其他两方面的考虑:一是如果使用滞后7年以上的变量,第一阶段的回归会变得不显著;二是虽然滞后6年的产业结构作为工具变量也可以得到一致的结果,但1997年及之前的城市数据有大量缺失。

^② 2011年之后的《中国统计年鉴》不再统计SO₂减排量的数据,所以我们只用到2010年的数据。

地方政府的环境治理决策: 基于 SO₂ 减排的面板数据分析

表 3 SO₂ 减排率面板数据固定效应工具变量回归结果

变量	第一阶段回归		第二阶段回归
	(1) 第二产业占比	(2) 第二产业占比 ²	(3) SO ₂ 减排率
第二产业占比			-8.916 ^{***} (3.426)
第二产业占比 ²			0.088 ^{**} (0.041)
第二产业占比滞后	0.843 ^{***} (0.209)	72.804 ^{***} (21.73)	
滞后项平方	-0.009 ^{***} (0.0024)	-0.758 ^{***} (0.254)	
GDP	-20.227 ^{**} (9.313)	-1803.491 [*] (959.824)	41.032 [*] (22.754)
财政收入	-1.958 (5.236)	-132.707 (553.051)	-25.697 [*] (14.474)
FDI/GDP	0.158 [*] (0.092)	20.219 ^{**} (9.868)	-0.750 (0.496)
SO ₂ 产生量	0.376 ^{***} (0.0639)	41.832 ^{***} (6.311)	5.748 ^{***} (1.352)
总人口	1.190 (0.717)	86.739 ^{**} (64.742)	4.588 (3.194)
人口密度	-0.0008 (0.0008)	-0.044 (0.0889)	-0.009 ^{***} (0.003)
政策哑变量	7.530 ^{***} (1.110)	676.528 ^{***} (107.08)	23.317 ^{***} (5.940)
观测值	2277	2277	2277
城市数	276	276	276

表 4 的第 (1) 和 (2) 列报告了控制省份和年份固定效应后的回归结果, 列 (3) 报告了工具变量的回归结果。由于省级数据的可获得性, 且省级政府官员(省长或省委书记)的任期一届为 5 年, 我们用滞后 10 年的第二产业 GDP 占比作为工具变量^①。由于省级产业结构在不同年份之间的变化不大, 当我们用面板数据固定效应工具变量法进行回归, 并把第二产业 GDP 占比的滞后项作为工具变量时, 在第一阶段的回归中, 工

^① 用滞后 7、8 或 9 年的第二产业 GDP 占比作为工具变量也可以得到一致的估计结果。

具变量的估计系数不显著。因此,在表4第(3)列的工具变量回归中,我们不再使用面板数据固定效应,而是在控制年份固定效应并对标准误按省进行聚群处理的基础上,进行混合最小二乘法(Pooled OLS)工具变量回归。

表4 省级数据回归结果

变量	(1) FE SO ₂ 减排率	(2) FE SO ₂ 减排率	(3) 第一阶段 第二产业占比	(4) 第二阶段 SO ₂ 减排率
第二产业占比	-0.788* (0.445)	-0.391 (0.432)		-0.697* (0.383)
第二产业占比滞后			0.771*** (0.118)	
GDP		-5.951 (9.099)	6.632 (4.131)	-20.023 (13.175)
财政收入		3.050 (7.136)	-9.231** (4.007)	12.945 (10.913)
FDI/GDP		-5.047*** (0.889)	0.343 (0.686)	2.509 (1.852)
SO ₂ 产生量		14.186*** (3.301)	2.367* (1.307)	16.771*** (4.315)
总人口		-0.248 (0.512)	-0.044 (0.045)	0.048 (0.181)
人口密度		0.027** (0.011)	-0.0007 (0.001)	0.001 (0.005)
政策哑变量		4.525 (2.958)	2.951 (2.348)	26.914*** (6.095)
常数项	62.437*** (20.977)	41.657 (34.717)	12.133* (6.009)	42.626*** (18.032)
观测值	228	228	228	228
拟合优度	0.764	0.833	0.701	0.583
省个数	29	29	29	29

说明:第(1)、第(2)列括号内的值是稳健标准误,第(3)、第(4)列括号内的值是按省进行聚群处理的稳健标准误。

从表4的回归结果我们可以看到,如果不考虑内生性问题,在第(2)列的回归中,第二产业GDP占比以及政策哑变量对于SO₂减排率没有显著影响,而FDI/GDP对

SO₂ 减排率影响显著——这些结论不但跟第(3)列采用工具变量进行回归的结果相反,而且也跟前文的回归结果相反。考虑到前面城市样本的回归结果以及十一五期间,各省为了完成减排目标,不惜拉闸限电,我们认为第(3)、(4)列采用工具变量的回归结果更为可靠。而第(4)列的回归结果则表明,第二产业 GDP 占比的上升会显著降低 SO₂ 减排率,即环境政策的强度会随着第二产业 GDP 占比的上升而下降。

综上所述,在省级层面上,第二产业 GDP 占比与 SO₂ 减排率之间存在线性负向关系的可能,这也符合我们理论模型的结论。但该结果也可能与省级产业结构数据的区间有关。在我们的样本中,省的第二产业 GDP 占比最大值只有 61.5%,大于上文计算的 55% 拐点的观测值只有 35 个。相比之下,在地市级数据中,第二产业 GDP 占比最高的可达 91% (见表 1),大于 60% 的有 340 个观测值,占样本总数的 14.98%,大于 55% 的有 772 个观测值,占样本总数的 34.07%。也就是说,即便在省级层面上第二产业 GDP 占比与 SO₂ 减排率之间存在 U 型的关系,但在样本期内,各省尚未步入 U 型向上的发展阶段。

(三) 单位产值的环境治理投资与单位产值的 SO₂ 排放量

在前文中,我们已经讨论到,如果用单位产值的环境治理投资^①和单位产值的 SO₂ 排放量作为环境政策的代理变量,会存在一定的问题。考虑到该指标经常被国内外学者所采用,我们也尝试对其进行分析,并希望通过将不同指标回归结果进行对比,考察环境政策指标的不同选取方法是否会对研究结果造成重要的影响。

表 5 分别报告了将单位第二产业产值的环境治理投资、单位 GDP 的环境治理投资、单位第二产业产值的 SO₂ 排放量和单位 GDP 的 SO₂ 排放量作为环境政策变量时的工具变量回归结果^②。其中,环境治理投资数据的样本城市只有 271 个,样本时间是 2003-2006 年。《中国城市统计年鉴》公布了城市环境治理投资在 2003 到 2007 年的数据,但该数据在 2007 年缺失比较严重,因此我们只采用了 2003 到 2006 年 4 年的数据。

表 5 的(1)、(2)列回归结果表明,在控制了其他经济变量以及进行标准误聚群处理后,产业结构对城市单位产值的环境治理投资没有任何显著影响。由第(4)列回归可知,产业结构与单位 GDP 的 SO₂ 排放量之间呈倒 U 型关系,拐点为 45.9%。因为单位 GDP 的 SO₂ 排放量越高,代表环境政策强度越弱,SO₂ 减排率越高,代表环境政策强度越强,这与我们的结果有一定的一致性。但从列(3)的结果来看,产业结构与

^① 本文的环境治理投资是指城市环境污染治理投资,不包括城市环境基础设施建设投资。

^② 如果不考虑内生性问题,采用面板数据固定效应模型对这 4 个政策变量进行回归,第二产业 GDP 占比的估计系数数值的大小与本表的结果会相差较大,但是方向和显著性基本一致。

单位第二产业产值的 SO₂ 排放量之间是不存在二次关系的: 第二产业 GDP 占比及其二次项前的估计系数都不显著。以上对比结果表明, 当采用不同指标作为环境政策变量进行分析时, 很有可能会出现研究结论大相径庭的情形。因此, 要研究中国的环境污染问题, 选择合理正确的环境政策指标至关重要。

表 5 不同环境政策指标的回归结果

变量	(1) 单位第二产业 产值环境治理投资	(2) 单位 GDP 的 环境治理投资	(3) 单位第二产业 产值 SO ₂ 排放量	(4) 单位 GDP 的 SO ₂ 排放量
第二产业占比	-0.068 (0.052)	0.005 (0.022)	36.701 (36.125)	38.479** (17.889)
第二产业占比 ²	0.001 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.525 (0.400)	-0.419** (0.186)
GDP	-1.006 (5.216)	-1.003 (2.386)	388.647 (382.117)	227.195 (181.233)
财政收入	4.545* (2.705)	2.395* (1.323)	-167.983 (149.043)	-38.789 (74.611)
FDI/GDP	-0.008 (0.029)	-0.003 (0.013)	-4.476 (3.531)	-2.134 (1.571)
SO ₂ 产生量	0.167*** (0.027)	0.090*** (0.012)	-0.465 (7.379)	-0.798 (3.061)
总人口	-0.027 (0.045)	-0.008 (0.019)	40.747 (26.512)	15.580 (13.489)
人口密度	-0.001 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.044 (0.027)	-0.018 (0.013)
政策哑变量	0.223 (0.150)	0.083 (0.063)	-202.085** (84.177)	-118.428*** (37.559)
常数项	4.251*** (1.411)	0.620 (0.499)		
观测值	971	971	2279	2279
拟合优度	0.101	0.126	0.295	0.221
城市数	271	271	276	276

说明: 第(3)和(4)列报告了采用面板数据固定效应工具变量回归的结果。由于在固定效应工具变量回归中, 第一阶段回归中的工具变量不显著, 第(1)和(2)列则报告了混合 OLS 工具变量回归的结果(已控制年固定效应, 并对标准误按省进行聚群处理)。

五 结论

改革开放三十多年来,中国经济高速增长的同时也伴随着环境状况的急剧恶化。在中国现有的体制下,环境保护实行的是地方政府负责制。而中国地方政府官员的政绩考核机制又使得地方政府官员的执政高度注重经济绩效(如GDP、财政收入),尤其是环境污染物的主要来源——第二产业的产出。基于地方政府的行为,本文通过构建地方政府与企业之间的两阶段博弈模型,考察了产业结构对环境政策的影响,并对模型的理论结果进行了经验检验。

本研究有助于理解中国地方政府如何进行环境政策决策以及中国环境问题为何会持续恶化。首先,中国的财政分权与政绩考核体制使得地方政府官员在任期内追求较高的经济绩效。至少在2006年以前,环境指标在中国地方政府政绩考核中占比较小,地方政府官员为了经济发展倾向于制定较为宽松的环境政策。一旦将环境纳入到政绩考核并赋予较高的比重,地方政府就会有较强的激励进行环境治理。这一点从理论模型的推导以及经验检验中强制减排政策的显著性作用可以看出。其次,在执政过程中,为实现政绩最大化,地方政府会在经济增长和环境目标之间进行权衡,并根据当地的经济禀赋,尤其是产业结构,进行环境政策决策。在经济发展的初期,第二产业比重较低时,第二产业GDP占比上升会使得地方政府的环境政策强度不断减弱;而当经济发展到一定阶段,第二产业比重过高、第二产业GDP占比上升时,地方政府就会进行积极的环境政策干预。从这个角度来看,好的政绩考核应充分考虑地方经济所处的发展阶段,因地制宜,设置合适的环境考核指标。最后,从数据来看,样本城市2011年第二产业GDP占比平均约为52%。由于中国的地区发展极不平衡,中西部地区城市的第二产业GDP占比还会进一步上升。按照我们文中所计算出的拐点55%来看,未来几年中国环境污染的形势仍会较为严重,环境治理压力较大。

参考文献:

傅京燕、李丽莎(2010):《环境规制、要素禀赋与产业国际竞争力的经验研究——基于中国制造业的面板数据》,《管理世界》第10期。

顾海兵、雷英迪(2013):《地方官员任期长度与辖区经济增速的相关性研究》,《学术界》第186期。

陆旸(2009):《环境规制影响了污染密集型商品的贸易比较优势吗》,《经济研究》第4期。

李昭华、蒋冰冰(2009):《欧盟玩具业环境规制对我国玩具出口的绿色壁垒效应——基于我国四类玩具出口欧盟十国的面板数据分析:1990-2006》,《经济学(季刊)》第3期。

- 钱先航、曹廷求、李维安(2011):《晋升压力、官员任期与城市商业银行的贷款行为》,《经济研究》第12期。
- 王敏、黄滢(2015):《中国的环境污染与经济增长》,《经济学(季刊)》第2期。
- 张文彬、张理苾、张可云(2010):《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》第12期。
- 张征宇、朱平芳(2010):《地方环境支出的经验研究》,《经济研究》第5期。
- 朱平芳、张征宇、姜国麟(2011):《FDI与环境规制:基于地方分权视角的经验研究》,《经济研究》第6期。
- 张成、陆旻、郭路、于同申(2011):《环境规制强度和生产技术进步》,《经济研究》第2期。
- 周黎安(2004):《晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因》,《经济研究》第6期。
- 周黎安(2007):《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,《经济研究》第7期。
- [美]伯特尼、史蒂文斯(2004,主编《环境保护的公共政策》(第2版,中译本)。上海:上海人民出版社。
- Aidt, T. S. "Political Internalization of Economic Externalities and Environmental Policy." *Journal of Public Economics*, 1998, 69, pp. 1-16.
- Brandt, L. and Holz, C. A. "Spatial Price Differences in China: Estimates and Implications." *Economic Development and Cultural Change*, 2006, 55(1), pp. 43-86.
- Chen, Z.; Wang, J. N.; Ma, G. X. and Zhang, Y. S. "China Tackles the Health Effects of Air Pollution." *The Lancet*, 2013, 382(9909), pp. 1959-1960.
- Damania, R.; Fredriksson, P. G. and List, J. A. "Trade Liberalization, Corruption, and Environmental Policy Formation: Theory and Evidence." *Journal of Environmental Economics and Management*, 2003, 46, pp. 490-512.
- Fredriksson, P. G. "The Political Economy of Pollution Taxes in a Small Open Economy." *Journal of Environmental Economics and Management*, 1997, 33, pp. 44-58.
- Fredriksson, P. G. and Millimet, D. L. "Strategic Interaction and the Determination of Environmental Policy across U. S. States." *Journal of Urban Economics*, 2002, 51, pp. 101-102.
- Fredriksson, P. G.; List, John A. and Millimet, D. L. "Bureaucratic Corruption, Environmental Policy and Inbound US FDI: Theory and Evidence." *Journal of Public Economics*, 2003, 87, pp. 1407-1430.
- Fredriksson, P. G. and Svensson, J. "Political Instability, Corruption and Policy Formation: The Case of Environmental Policy." *Journal of Public Economics*, 2003, 87, pp. 1383-1405.
- Farzin, Y. H. and Bond, Craig A. "Democracy and Environmental Quality." *Journal of Development Economics*, 2006, 81, pp. 213-235.
- Grossman, G. M. and Krueger, A. B. "Economic Growth and the Environment." *Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110(2), pp. 353-377.
- Jia, R. X. "Pollution for Promotion." IIES, Stockholm University, Job Market paper(unpublished) 2012.
- Li, H. B. and Zhou, L. A. "Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China." *Journal of Public Economics*, 2005, 89, pp. 1743-1762.
- Lelieveld, J.; Evans, J. S.; Fnais, M.; Giannadaki, D. and Pozzer, A. "The Contribution of Outdoor Air Pollution Sources to Premature Mortality On a Global Scale." *Nature*, 2015, 525, pp. 367-371.

List, J. A. and McHone, W. W. "Measuring the Effects of Air Quality Regulations on 'Dirty' Firm Births: Evidence from the Neo- and Mature-regulatory Periods." *Papers in Regional Science*, 2000, 79, pp. 177-190.

Papke, L. "Interstate Business Tax Differentials and New Firm Location." *Journal of Public Economics*, 1991, 45, pp. 47-68.

Wilson, J. K. and Damania, R. "Corruption, Political Competition and Environmental Policy." *Journal of Environmental Economics and Management*, 2005, 49, pp. 516-535.

World Bank and State Environmental Protection Administration of P. R. China. *Cost of Pollution in China-Economic Estimates of Physical Damages*. World Bank, 2007.

Yang, G.; Wang, Y.; Zeng, Y.; Gao, G. F.; Liang, X.; Zhou, M.; Wan, X.; Yu, S.; Jiang, Y.; Naghavi, M.; Vos, T.; Wang, H.; Lopez, A. D. and Murray, C. J. L. "Rapid Health Transition In China, 1990-2010: Findings from the Global Burden of Disease Study 2010." *Lancet*, 2013, 381, pp. 1987-2015.

Environmental Policies of Local Governments: An Panel Data Analysis of SO₂ Abatement

Huang Ying; Liu Qing; Wang Min

Abstract: This paper constructs a theoretic model to study the behaviors of China local governments in environmental policy-making process. In our model, local governments make environmental policies under promotion incentives, while polluting firms produce according to such policies. The model predicts a U-shaped relationship between the GDP ratio of local secondary industry and the strictness of local environmental policies, which we use the 2003-2011 "China City Statistical Yearbook" panel data to test. The regression results confirm the theory prediction and find that the turning point is around 55%. That is, when the GDP ratio of secondary industry is below (or above) 55%, the strictness of local environmental policies monotonically decrease (or increase) in the GDP ratio of the second industry in the local economy. We also compare the regression results with different indicators of environmental policy and find heterogeneous effects, which implies that it is extremely crucial to use the right policy indicator when we study the environmental problem in China.

Key words: industrial structure, environmental policy, promotion incentives, rate of abatement, panel-data fixed effects model

JEL code: Q5, Q53, Q58

(截稿: 2016年8月 责任编辑: 宋志刚)