**公众参与的减排效应**

——来自环保热线开通的证据

何凡 张静堃 范子英

**目录**

[附录Ⅰ 同期干扰因素与政策排除 1](#_Toc164840671)

[附录Ⅱ 替换核心变量衡量方式 4](#_Toc164840672)

[附录Ⅲ 基于标准双重差分模型的稳健性检验 5](#_Toc164840673)

[附录Ⅳ 排除企业迁移和其他环保热线干扰 6](#_Toc164840673)

附录I 同期干扰因素与政策排除

在样本期内，可能同时发生了其他政策影响企业排污，这可能使得我们估计的结果并非环保热线的效应，因此有必要进行排除。在此，我们通过直接控制样本期间内其他可能干扰本文结果的因素和政策，或者剔除受其他干扰因素、政策影响的样本进行稳健性检验。具体内容如下：

第一，官员特征。在基准回归中我们加入了大量企业特征和城市社会经济指标，以控制其他混杂因素对本文结果的干扰。但除这些因素外，城市的官员特征也可能对本文结果造成干扰。具体而言，一个城市是否开通环保热线以及开通环保热线的时间前后可能与当地官员的环境偏好紧密相关，而官员的环境偏好又可能影响当地环境监管力度。因此，本文估计得到的结果可能仅仅反映的是当地官员特征的影响，而非环保热线的效果。为此，我们在基准回归的基础上进一步控制了市委书记的年龄、是否本地官员和是否面临晋升压力三个特征变量。[[1]](#footnote-0)表I1列（1）报告了控制住官员特征后的估计结果，可以发现Hotline变量系数依然显著为负，且大小与基准结果相近，表明本文结论受官员特征的影响较小。

第二，市长热线。除环保热线外，在样本期间内部分城市还先后开通了“12345”政务服务便民热线，又被称为市长热线，主要接受公众对政府政策和公共服务信息的咨询，对政府管理服务的意见、建议和表扬和对政府行政职能范围内事项的求助，其中也少量涉及到对影响公众生活，危害公共安全事务的举报，如环境污染等，从而可能导致本文估计出的系数并非反映的是环保热线的作用。[[2]](#footnote-1)类似地，我们通过收集环保热线开通方式进一步整理了不同年份城市是否开通了市长热线，并将其进行控制。表I1列（2）结果显示，控制住市长热线后，本文基准结论依然成立。

第三，同期环境监管政策。在样本期间内，我国还出台了多项环境监管政策。其一，“两控区”政策。为排除这一政策干扰，我们在基准回归的基础上加入了反映“两控区”政策影响的双重差分变量，即是否属于“两控区”城市乘以时间上“两控区”政策是否正式生效，参照史贝贝等（2017）做法，我们将2000年视为“两控区”政策正式生效的年份。其二，清洁生产标准。为提高资源利用效率，降低污染排放，我国在2003-2007年陆续在不同行业实施了清洁生产标准。为排除这一政策干扰，我们在基准回归基础上加入了反映清洁生产标准实施的交错型双重差分变量，将实施清洁生产标准的行业赋值为1，否则为0。其三，“十一五”环保规划。该规划确立了我国在“十一五”期间的减排目标，并将其逐级分解至地方政府，且与地方官员政绩考核挂钩。为排除该政策的影响，参考韩超等（2017）思路，我们构建了每个地区受“十一五”规划影响的环境规制程度，然后与“十一五”是否正式实施的时间虚拟变量相乘，并将其放入基准回归模型中进行控制。其四，环保重点城市。2002年底国务院确定了113个城市为大气污染防治重点城市，限期实现空气质量达标。同样地，我们构建了反映环保重点城市影响后果的双重差分模型放入基准回归模型中。其五，环境规制垂直管理。1994年以来，我国部分地级市还陆续实施了环境保护部门垂直管理体制改革，为排除这一政策对结果的干扰，我们还剔除了我们样本期间内实施环保部门垂直改革的城市样本。表I1列（3）-列（7）依次报告了控制上述环境监管政策后的估计结果，可以发现Hotline变量系数始终显著为负，说明同期环境监管政策对本文结果干扰较小。

第四，贸易自由化。既有研究发现加入WTO会影响企业排污（陈登科，2020），而环保热线的开通也主要集中在2001年之后，本文估计结果可能受到贸易自由化的影响。为此，本文参考Lu and Yu（2015）做法，在地级市层面构建受各个城市受加入WTO冲击的差异，[[3]](#footnote-2)然后乘以时间上是否加入WTO的虚拟变量，由此构成衡量不同地区受加入WTO影响差异的双重差分变量。由于我国是在2001年底加入WTO，因此我们以2002年区分时间上是否加入WTO。表I1列（8）表明，本文结论不受贸易自由化的影响。

第五，撤县设区改革。在本文样本期间内还发生了较大规模的撤县设区改革，研究表明，撤县设区改革会影响市级政府的财政职权，从而可能影响其环境监管。为此，我们手动收集了样本期间内发生撤县设区改革的城市，并根据城市撤县设区改革时间设定交错型双重差分变量加以控制。表I1列（9）显示，本文基准结果依然成立。[[4]](#footnote-3)

第六，农业税改革。2005年我国还大规模取消了农业税，从而可能通过加剧地方财政压力进而影响当地环境监管。为此，本文参考Chen（2017）做法，构建反映不同城市受农业税取消的双重差分变量。具体地，我们首先计算了取消农业税之前不同城市财政收入对农业税的依赖程度，然后乘以时间上是否取消农业税的虚拟变量。最后，我们将二者交乘并放入基准回归模型中以控制农业税取消的影响。表I1列（10）显示，农业税取消并不会影响本文基准结论。

除上述干扰因素和政策外，在本文样本期间内不同地区和行业也可能实施某些环保政策，受限于数据我们无法控制住所有可能的干扰政策和因素。为此，我们参照既有文献的普遍做法，在模型中同时控制城市与年份趋势交互固定效应及行业-年份联合固定效应。[[5]](#footnote-4)表I1列（11）中Hotline变量依然显著为负，表明本文结论具有较高的稳健性。

**表I1 干扰因素与政策排除**

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 　 | （1） | （2） | （3） | （4） | （5） | （6） | （7） | （8） | （9） | （10） | （11） |
| 　 | 官员特征 | 市长热线 | “两控区” | 清洁生产标准 | “十一五”环保 | 环保重点城市 | 环保垂管 | WTO | 撤县设区 | 农业税取消 | 其他 |
| 因变量：企业二氧化硫排放强度对数 |
| Hotline | -0.0433\*\* | -0.0404\*\*\* | -0.0407\*\*\* | -0.0406\*\*\* | -0.0409\*\*\* | -0.0413\*\*\* | -0.0562\*\* | -0.0405\*\* | -0.0411\*\*\* | -0.0410\*\*\* | -0.0347\*\* |
|  | (0.0168) | (0.0156) | (0.0156) | (0.0156) | (0.0155) | (0.0157) | (0.0236) | (0.0158) | (0.0156) | (0.0159) | (0.0161) |
| 书记年龄对数 | 0.1344\*\* |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
|  | (0.0580) |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| 书记是否本地 | 0.0000 |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
|  | (0.0145) |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| 书记面临晋升压力 | -0.0141 |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
|  | (0.0105) |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| 其它影响因素 | — | -0.0091 | -0.0134 | -0.0049 | -0.0049 | -0.0075 | — | 0.0229 | -0.0193\* | 0.1160 | — |
|  | — | (0.0171) | (0.0106) | (0.0103) | (0.0081) | (0.0140) | — | (0.0638) | (0.0115) | (0.2879) | — |
| 企业控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 城市控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 企业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省份-年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 城市-年份趋势固定效应 | 否 | 否 | 否 | 否 | 否 | 否 | 否 | 否 | 否 | 否 | 是 |
| 行业-年份固定效应 | 否 | 否 | 否 | 否 | 否 | 否 | 否 | 否 | 否 | 否 | 是 |
| 观测值 | 76,875 | 80,845 | 80,845 | 80,845 | 80,845 | 80,845 | 50,330 | 80,566 | 80,845 | 80,845 | 80,845 |
| R-squared | 0.4537 | 0.4536 | 0.4536 | 0.4536 | 0.4536 | 0.4536 | 0.4557 | 0.4544 | 0.4536 | 0.4536 | 0.4568 |

注：括号内为在城市-年份层面聚类估计的稳健标准误。\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%水平下统计显著。

附录II 替换核心变量衡量方式

我们还通过替换基准回归模型中的核心变量进行稳健性检验，以保证我们的回归结果不受变量特定衡量方式的影响。一是在基准回归中我们对企业二氧化硫排放强度做了对数化处理，在此我们直接使用水平值，不做对数化处理进行分析。二是中国工业企业数据库和中国企业污染排放数据库中都公布了企业工业总产值，二者数值接近但仍然存在一定的差异。基准回归中我们使用的是企业二氧化硫排放数量除以中国工业企业数据库中公布的企业工业总产值，在此我们将其替换为中国企业污染排放数据库中公布的企业工业总产值计算企业二氧化硫排放强度，并取对数。三是参照陈登科（2020）做法，使用企业工业增加值计算企业二氧化硫排放强度，并取对数。四是替换核心解释变量衡量方式，在基准回归中我们没有考虑各地开通环保热线的具体月份，事实上，根据我们的搜集，有少量城市明确记录了当地开通环保热线的具体月份。为进一步验证本文结论的稳健性，在此我们将明确记录下半年开通环保热线的城市其开通时间顺延至下一年，生成新的核心解释变量Hotline2。表II1列（1）-列（4）依次报告了上述四种替换核心变量衡量方式的估计结果，发现本文结论依然成立，环保热线开通带来的公众参与确实发挥了减排效应。[[6]](#footnote-5)

**表II1 替换核心变量衡量方式**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 　 | （1） | （2） | （3） | （4） |
| 因变量：企业二氧化硫排放强度对数 |
| Hotline | -0.0467\*\*\* | -0.0356\*\*\* | -0.0371\*\*\* |  |
|  | (0.0157) | (0.0133) | (0.0141) |  |
| Hotline2 |  |  |  | -0.0116\* |
|  |  |  |  | (0.0061) |
| 企业控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 城市控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 企业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省份-年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 80,845 | 80,845 | 80,845 | 80,845 |
| R-squared | 0.5087 | 0.4782 | 0.4699 | 0.4532 |

注：括号内为在城市-年份层面聚类估计的稳健标准误。\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%水平下统计显著。

附录III 基于标准双重差分模型的稳健性检验

最近的研究表示，基于传统的双重固定效应模型对交错型双重差分模型进行估计可能存在偏误（De Chaisemartin and d'Haultfoeuille，2020；刘冲等，2022）。换言之，虽然我们的基准结果发现“12369”环保热线的开通降低了企业二氧化硫排放，但由于我们使用传统方法进行估计，得到的结果可能不准确。为此，参照既有文献，我们将交错型双重差分模型转换为标准双重差分模型进行识别（Miller et al.，2021）。由前文政策背景介绍可知，大多数城市集中在2001年开通环保热线，为此，本文剔除在其他年份开通环保热线的城市样本，仅保留在样本期间内始终没有开通环保热线的城市样本和仅在2001年开通环保热线的城市样本，然后建立如下标准双重差分模型进行识别：

$$\begin{array}{c}Y\_{i,c,t}=β\_{0}+β\_{1}Hotline\_{c, 2001}×Post\_{t, 2001}+β\_{2}X\_{i,c,t}+β\_{3}W\_{c,t}+μ\_{i}+λ\_{t}+ϵ\_{i, j,c,t}\#\left(1\right)\end{array}$$

模型（1）中，$Hotline\_{c, 2001}$是标准双重差分模型中区分实验组和控制组的虚拟变量，我们将2001年开通环保热线的城市视为实验组，赋值为1，将样本期间内始终没有开通环保热线的城市视为控制组，赋值为0。$Post\_{t, 2001}$是区分政策实施前后的虚拟变量，我们将2001年及以后的样本赋值为1，否则赋值为0。其余变量和固定效应的设定与原文基准回归模型一致。系数$β\_{1}$则基于标准双重差分模型识别的环保热线开通带来的公众参与对企业污染排放的影响。

表III1报告了模型（1）的估计结果，与正文表3一致，我们通过逐步添加控制变量的方式将结果展开。可以发现，Hotline2001\*Post2001变量系数始终显著为负，说明即使是使用标准双重差分模型进行识别，依然可以得出本文基准结论。[[7]](#footnote-6)

**表III1 标准双重差分模型估计结果**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 　 | （1） | （2） | （3） |
| 因变量：企业二氧化硫排放强度 |
| Hotline2001\*Post2001 | -0.0224\*\*\* | -0.0259\*\*\* | -0.0255\*\*\* |
|  | (0.0064) | (0.0074) | (0.0079) |
| 企业控制变量 | 否 | 是 | 是 |
| 城市控制变量 | 否 | 否 | 是 |
| 企业固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 省份-年份固定效应 | 否 | 是 | 是 |
| 观测值 | 43,382 | 43,382 | 43,382 |
| R-squared | 0.6473 | 0.6493 | 0.6498 |

注：括号内为在城市-年份层面聚类估计的稳健标准误。\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%水平下统计显著。

附录Ⅳ 排除企业迁移和其他环保热线干扰

首先，本文排除了企业迁移对结果的干扰。已有研究表明，环境监管可能引发污染避难所效应，致使污染企业搬迁至环境监管较弱的城市。特别地，如果环保热线的开通也会导致企业迁移，将会导致企业在处理组和控制组间发生变动，可能违背DID估计的SUTVA假设，造成结果产生偏误。[[8]](#footnote-7)为此，本文首先根据企业经纬度信息生成了企业所在城市是否发生变化的虚拟变量，然后参照模型（1）设置考察了环保热线开通对其的影响。表Ⅳ1列（1）显示，Hotline变量系数并不显著，说明环保热线的开通并不会导致企业跨城市迁移。为进一步排除企业迁移对结果的干扰，我们将发生了跨城市迁移的企业样本剔除重新进行检验，表表Ⅳ1列（2）结果显示Hotline变量系数依旧显著为负，说明即使环保热线开通会导致企业跨城市迁移，也并不会影响本文估计结果。

接下来，本文进一步考察了其他环保热线是否会造成干扰，这些因素可能造成本文估计结果存在高估。一方面，在开通“12369”专属环保热线前，部分城市还存在其它的环保热线，可能干扰本文估计结果。为此，我们仔细搜集了各个城市在开通“12369”环保热线前是否存在其它环保电话，然后将存在其他电话的城市样本剔除重新进行回归。[[9]](#footnote-8)表Ⅳ1列（3）结果显示，Hotline变量系数依旧显著为负，与基准结果一致。另一方面，除城市层面开通“12369”环保热线外，部分省级政府也开通了“12369”环保热线，且时间与城市层面开通的时间存在交错，从而可能导致本文估计结果难以真实反映城市环保热线开通的效果。为排除省级环保热线开通的干扰，我们手工收集了各省级地区开通环保热线的时间，然后将样本期间内明确没有开通环保热线的省份剔除重新进行检验，表Ⅳ1列（4）结果与基准结果一致。

**表Ⅳ1 排除企业迁移与省级保热线开通**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 　 | （1） | （2） | （3） | （4） |
|  | 排除企业迁移 | 排除12369之前的环保热线 | 排除省级政府环保热线 |
| 因变量：二氧化硫排放强度对数 |
| Hotline | 0.0072 | -0.0408\*\*\* | -0.0428\*\*\* | -0.0637\*\*\* |
|  | (0.0071) | (0.0157) | (0.0165) | (0.0244) |
| 企业控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 城市控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 企业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省份-年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 86,798 | 80,397 | 74,933 | 51,016 |
| R-squared | 0.0527 | 0.4535 | 0.4574 | 0.4580 |

注：括号内为在城市-年份层面聚类估计的稳健标准误。\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%水平下统计显著。

参考文献

1. 陈登科，“贸易壁垒下降与环境污染改善——来自中国企业污染数据的新证据”,《经济研究》，2020年第12期，第98－114页。
2. 陈锋、宋佳琳，“技术引入基层与社区治理逻辑的重塑——基于A市12345政府服务热线的案例分析”,《学习与实践》，2021年第4期，第84－94页。
3. Chen, S. X., "The Effect of A Fiscal Squeeze on Tax Enforcement: Evidence from A Natural Experiment in China", *Journal of Public Economics*, 2017, 14762-76.
4. De Chaisemartin, C., and X. D'Haultfoeuille, "Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects", *American Economic Review*, 2020, 110(9), 2964-96.
5. 韩超、陈震、王震，“节能目标约束下企业污染减排效应的机制研究”,《中国工业经济》，2020年第10期，第43－61页。
6. 韩超、张伟广、冯展斌，“环境规制如何‘去’资源错配——基于中国首次约束性污染控制的分析”,《中国工业经济》，2017年第4期，第115－134页。
7. Imbens, G. W., and J. M. Wooldridge , "Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation", *Journal of Economic Literature*, 2009, 47(1), 5-86.
8. 刘冲、沙学康、张妍，“交错双重差分：处理效应异质性与估计方法选择”,《数量经济技术经济研究》，2022年第9期，第177－204页。
9. Lu, Y., and L. Yu , "Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession", *American Economic Journal: Applied Economics*, 2015, 7(4), 221-253.
10. Miller, S., N. Johnson , and L. R. Wherry , "Medicaid and Mortality: New Evidence from Linked Survey and Administrative Data", *The Quarterly Journal of Economics*, 2021, 136(3), 1783-1829.
11. 史贝贝、冯晨、张妍、杨菲，“环境规制红利的边际递增效应”,《中国工业经济》，2017年第12期，第40－58页。
12. 汪峰、熊伟、张牧扬、钟宁桦，“严控地方政府债务背景下的PPP融资异化——基于官员晋升压力的分析”,《经济学》(季刊)，2020年第3期，第1103－1122页。

**注：该附录是期刊所发表论文的组成部分，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明附录下载出处**。

1. 城市市委书记特征变量源于作者手工收集和整理。在回归分析中，我们对市委书记年龄做对数化处理，而是否面临晋升压力的衡量则参照汪峰等（2020）年做法，将截止样本年份时在该职位任职超过3年以上的市委书记视为面临晋升压力的官员，赋值为1，否则视为尚未面临晋升压力的官员，赋值为0。 [↑](#footnote-ref-0)
2. 资料显示，拨打市长热线反映的问题主要集中在物业管理、施工管理和卫生安全领域，环境问题占比非常小（陈锋和宋佳琳，2021）。 [↑](#footnote-ref-1)
3. 衡量各个城市受加入WTO影响差异的思路如下：由于加入WTO之前不同城市产业结构存在差异，其面临的关税也不同，因此我们可以根据每类产业的关税和每个城市产业结构占比加权计算出每个城市在加入WTO之前的平均关税。由于加入WTO我国做出了削减关税的承诺，而之前关税越高的产业削减的幅度越大，因此那些加入WTO之前城市平均关税越高的城市受到的冲击也越大。在计算过程中我们使用1998-2000年中国工业企业数据和关税数据加权计算得到加入WTO之前城市平均关税的均值。 [↑](#footnote-ref-2)
4. 如果该地级市内至少一个地区实施撤县设区，则视为发生撤县设区改革的城市。在样本期间内，少量城市下属的地区发生了多次撤县设区改革，我们将第一次改革时间作为该城市第一次实施撤县设区的时间。 [↑](#footnote-ref-3)
5. 参照既有文献做法，我们使用企业两位数行业代码区分行业类别（陈登科，2020；韩超等，2020）。 [↑](#footnote-ref-4)
6. 考虑到样本中不取对数的企业二氧化硫排放强度均值为0.69，表II1列（1）结果还意味着环保热线的开通显著降低了企业27%（0.046/0.169\*100%）的二氧化硫排放强度，与基准结果相近。 [↑](#footnote-ref-5)
7. 由于处理组样本中各城市均开通了环保热线，这些城市选择开通环保热线往往出于相同的原因，相比于处理组和控制组的差异，纯处理组样本在各类经济社会变量上的差异会相对较小。因此这一结果还有助于排除环保热线开通可能存在选择性对结果的干扰。感谢审稿专家的宝贵意见。 [↑](#footnote-ref-6)
8. SUTVA假定指的是一个个体接受处理不会影响另一个个体的结果（Imbens and Wooldridge，2009），简言之，政策干预只影响干预组，不会对控制组个体产生溢出效应。 [↑](#footnote-ref-7)
9. 据我们搜集的数据显示，样本中有15个城市在开通环保热线之前存在其他环保电话，在“12369”开通之后实现了并轨。 [↑](#footnote-ref-8)