

环境监管的长期收益

——基于人力资本积累的研究

郭月梅 薛景文 向科谚

目录

附录 I 政策随机性检验.....	1
附录 II 排除同期干扰政策.....	3
附录 III 替换核心变量衡量方式.....	5
附录 IV 其他稳健性检验.....	6
附录 V 模型 (2) 变量定义和描述性统计结果.....	7
附录 VI 模型 (3) 变量定义和描述性统计结果.....	8
附录 VII 父母对子女照料陪伴机制变量定义和描述性统计结果.....	9
参考文献.....	10

附录 I 政策随机性检验

如果某些因素既会影响到个体出生地是否是“两控区”的划定范围,又会影响到个体长期人力资本积累,那么这些因素会导致我们的识别存在严重的遗漏变量问题,进而导致估计结果出现偏误。换言之,我们的估计结果依然可能受到政策自选择的影响。排除政策自选择的一个重要策略在于找出政策在不同地区实施的影响因素,并加以控制(Li et al., 2016)。

国家环保总局 1998 年印发的《酸雨控制区和二氧化硫污染控制区划分方案》(环发(1998)86 号)详细阐述了“两控区”划分的基本条件,主要包括当地降水 pH 值、硫沉降水平、二氧化硫排放量和空气中二氧化硫浓度以及是否为国家级贫困县。¹然而,由于这些基本条件比较模糊且不易寻找到合适的衡量数据,如降水 pH 值、硫沉降水平等,因此我们无法直接通过这些条件控制影响政策选择的因素。然而,我们依然可以从这些基本条件中总结出一些可获取、可衡量的数据。具体地,我们考虑了如下两个层面的因素,一是区县事前(1997 年)的社会经济指标,包括人均 GDP 对数、人口规模对数、城镇化率、工业总产值占 GDP 比重。²二是区县事前(1997 年)空气质量和污染排放指标,包括 PM_{2.5} 浓度、企业平均废气排放强度、企业平均二氧化硫排放强度和企业平均烟尘排放强度。³尽管本文选择的因素与政策文件中的因素并不完全相同,但他们之间存在强烈的相关关系,能够较好地代理影响“两控区”政策的各项因素。

在确定了可能影响“两控区”划分地区的影响因素后,我们参照田彬彬等(2021)和 Huang and Liu (2023) 等文献做法,将这些影响因素与出生年份固定效应交互放入模型(1)中,以控制可能存在的政策自选择对结果的影响。表 II 列(1)报告了控制事前社会经济指标与出生年份交互固定效应的估计结果,可以发现结果依然稳健。进一步,我们在表 II 列(2)报告了进一步加入了事前空气质量和污染排放指标与出生年份交互固定效应的估计结果,同样发现本文结果不受影响。

除上述混淆因素对我们结果的影响外,还可能存在一些我们难以观察和控制的混淆因素的影响。为此,我们参考 Chen et al. (2020)、Cao and Chen (2022) 做法,在模型中控制政策实施前各区县平均教育年限与出生年份的交互固定效应进行缓解。这一做法的逻辑在于,

¹ 具体地,根据《酸雨控制区和二氧化硫污染控制区划分方案》,酸雨控制区的划分基本条件有四项:(1)现状监测降水 pH \leq 4.5;(2)硫沉降超过临界负荷;(3)二氧化硫排放量较大的区域;(4)国家级贫困县暂不列入酸雨控制区。二氧化硫污染控制区划分基本条件也有四项:(1)近年来环境空气二氧化硫年平均浓度超过国家二级标准;(2)日平均浓度超过国家三级标准;(3)二氧化硫排放量较大;(3)以城市为基本控制单元;(4)国家级贫困县暂不列入二氧化硫污染控制区。

² 区县 1997 年社会经济指标源于各个省份和区县的统计年鉴,经由作者手工整理获得。

³ 区县 1997 年 PM_{2.5} 浓度数据源于作者在美国哥伦比亚大学社会经济数据应用中心(SEDAC)发布的历年基于卫星监测获得的全球地表 PM_{2.5} 年浓度栅格图基础上,结合我国行政区划矢量图和 ArcGIS 软件进行解析获得。企业平均废气排放强度、企业平均二氧化硫排放强度和企业平均烟尘排放强度数据源于中国工业企业污染排放数据库,我们计算了每个区县的废气排放强度、二氧化硫排放强度和烟尘排放强度,他们分别被定义为企业每万元工业产值排放的万标立方米废气、企业每万元工业产值排放的千克二氧化硫、企业每万元工业产值排放的千克烟尘,然后根据区县求平均值。在具体回归中,我们对上述数据进行了对数化处理。需要说明的是,由于中国工业企业污染排放数据库最早始于 1998 年,因此企业平均废气排放强度、企业平均二氧化硫排放强度和企业平均烟尘排放强度使用的是 1998 年的数据。

如果不同地区的个体确实存在差异,而这些不可观察的差异又会对我们的结果造成影响,那么这些差异最终都将反映到我们要考察的个体的人力资本水平中,控制政策实施前各区县的人力资本水平则能够有效控制住这些差异对结果的影响。为此,我们通过 1990 年的人口普查微观数据计算了各个区县居民的平均受教育年限,然后将其乘以出生年份固定效应放入模型(1)中进行回归。表 II 的列(3)是进一步控制了事前区县平均受教育年限与出生年份交互固定效应的估计结果,显示本文主要结论依然成立。

总之,上述检验结果表明,本文基准结果不受混淆因素和政策自选择的影响,具有高度的可信度。

表 11 政策实施混淆因素的排除

	(1)	(2)	(3)
Panel A: 因变量: 高中学历			
Treat*Post	0.056*** (0.019)	0.065*** (0.020)	0.049** (0.021)
样本量	5135	5135	5135
R 方	0.448	0.463	0.465
Panel B: 因变量: 大学学历			
Treat*Post	0.042** (0.021)	0.040* (0.021)	0.042* (0.022)
样本量	5054	5054	5054
R 方	0.436	0.448	0.449
事前社会经济指标*出生年份 FE	是	是	是
事前空气质量和污染排放指标*出生年份 FE	否	是	是
事前平均受教育年限*出生年份 FE	否	否	是

注: 本表所有列都已经控制了所有控制变量和固定效应。括号内为在区县-出生年份对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 排除同期干扰政策

我们的结果还可能受到同期干扰政策的影响,导致模型(1)估计得到的结果反映的并非“两控区”的效果。为排除这一担忧,在此我们一共讨论了四类可能会对本文结果造成干扰的同期政策。

第一,2001年我国加入WTO带来的贸易自由化。既有文献研究发现,贸易自由化可能通过改善家庭经济条件和增加个体受教育的机会成本等机制影响个体人力资本积累(Li et al., 2019),因此其可能会对本文结果造成影响。为排除加入WTO可能对本文结果造成的干扰,我们参考Lu and Yu (2015)做法,在地级市层面构建各个城市受加入WTO冲击的差异,即加入WTO之前各个城市的平均关税¹,然后乘以出生年份固定效应放入模型(1)中回归,由此控制每个出生队列群体可能遭受的贸易自由化的影响。表III列(1)结果显示,考虑了加入WTO的影响后,本文基准结果依然成立。

第二,同期其他环境监管政策。一是2002年国务院确定的113个大气污染防治重点城市,也被称为环保重点城市,要求它们限期实现空气质量达标。同样地,我们将个体出生地所在城市是否属于环保重点城市的虚拟变量乘以出生年份固定效应放入模型(1)中回归。二是环境规制垂直管理。1994年以来,我国部分地级市陆续实施了环境保护部门垂直管理体制,为排除这一政策对结果的干扰,我们收集了我们样本期间内存在改革的地区名单,构建个体出生地所在城市是否属于环境规制垂直管理改革的虚拟变量,然后乘以出生年份固定效应放入模型(1)中回归。²表III的列(2)和列(3)分别报告了考虑上述两项环境监管政策的估计结果,发现结论与基准结果一致。³

第三,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(范子英和赵仁杰, 2020),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地区,然后根据个体出生地是否属于撤县设区地区生成虚拟变量与出生年份固定效应进行交互放入模型(1)中进行回归。表III列(4)结果表明,本文结果不受撤县设区改革的影响。

第四,农业税改革。2005年我国还大规模取消了农业税,从而可能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,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,由此衡量不同地区受农业税改革影响的强弱,然后将其

¹ 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。

² 需要说明的是,我们在此并不考虑环境规制垂直管理改革在个体实施的时间,只要在样本期间内(1983—1999年)当地实施了环境规制垂直管理改革即可。同样地,后面的撤县设区的设定也是如此。

³ 在本文样本期间内比较有影响了的环境监管政策还有“十一五”环保规划,但该政策主要在省级层面推行(韩超等, 2017),本文通过控制省份与出生年份的交互固定效应能够控制住这一政策的干扰。

与出生年份固定效应交乘放入模型 (1) 中回归。表 III 列 (5) 结果再次表明, 农业税改革不会影响本文基准结果。

第五, 1998 年洪灾。既有研究指出, 在子宫和婴儿期内遭受大洪水的冲击会显著降低个体在儿童青少年时期的健康和认知能力 (Rosales-Rueda, 2018), 而我国在 1998 年爆发了大面积的洪灾, 从而可能对本文结果造成干扰。为此, 我们从各地的地方志中手工收集了每个城市受灾人数¹, 并根据当地 1990 年的常住人口计算了当地居民的受灾率, 以此衡量当地遭受 1998 年特大洪水的严重程度。然后与出生年份固定效应进行交互, 得到反映 1998 年特大洪水对不同队列群体影响的变量。然后将其与出生年份固定效应交乘放入模型 (1) 中回归。表 III 列 (6) 结果再次表明, 1998 年洪灾不会影响本文基准结果。

最后, 我们还同时考虑了上述四类干扰政策, 表 III 列 (7) 结果显示, 本文的基准结果依然存在。总之, 上述检验表明, 本文结果受同期干扰政策的影响较小, 模型 (1) 估计得到的结果具有高度的可信度。

表 III 排除干扰政策与因素的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	WTO	环保重点 城市	环境垂直 管理	撤县设区	农业税 取消	1998 年 洪灾	所有
Panel A: 因变量: 高中学历							
Treat*Post	0.047** (0.019)	0.054*** (0.020)	0.048*** (0.018)	0.043** (0.018)	0.042** (0.020)	0.043** (0.017)	0.052** (0.023)
样本量	4935	5567	5543	5567	5052	5567	4726
R 方	0.431	0.427	0.425	0.426	0.427	0.428	0.447
Panel B: 因变量: 大学学历							
Treat*Post	0.035* (0.020)	0.050** (0.022)	0.042** (0.019)	0.037* (0.019)	0.036* (0.020)	0.039** (0.019)	0.054** (0.024)
样本量	4845	5475	5451	5475	4976	5475	4652
R 方	0.412	0.413	0.410	0.412	0.410	0.414	0.429
城市关税*出生年份 FE	是	否	否	否	否	否	是
环保重点城市*出生年份 FE	否	是	否	否	否	否	是
环境垂直管理*出生年份 FE	否	否	是	否	否	否	是
撤县设区*出生年份 FE	否	否	否	是	否	否	是
农业税依赖度*出生年份 FE	否	否	否	否	是	否	是
1998 年洪灾受灾率*出生年份 FE	否	否	否	否	否	是	是

注: 本表所有列都已经控制了所有控制变量和固定效应。括号内为在区县-出生年份对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。

¹ 我们将地方志中没有报告当地受灾人数的地市数据设置为 0。

附录 III 替换核心变量衡量方式

为排除我们的结果可能受特定变量衡量方式的影响,我们在此还采用不同的方式对我们的核心解释变量进行了度量。一是直接使用个体已经完成的受教育年限衡量其教育成就。二是只考虑个体完成学历教育的情况,不将正在读高中(大学)的个体视为获得高中(大学)学历。表 III1 报告了替换被解释变量的估计结果,可以发现 $Treat*Post$ 变量系数始终显著为正。从教育年限结果来看,平均而言“两控区”政策的实施使得受益群体的教育年限增加了 0.27 年,大约相当于平均水平的 2.39%。¹上述结果说明本文结论不受个体教育成就特定衡量方式的影响。

表 III1 替换变量衡量方式的估计结果

	(1)	(2)	(3)
因变量:	教育年限	高中学历: 不考虑正读	大学学历: 不考虑正读
$Treat*Post$	0.274** (0.131)	0.069*** (0.019)	0.048*** (0.018)
样本量	4990	5567	5567
R 方	0.516	0.420	0.410

注:本表所有列都已经控制了所有控制变量和固定效应。括号内为在区县-出生年份对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。

¹ 样本中平均受教育年限为 11.464 年。

附录 IV 其他稳健性检验

为进一步验证本文结论的可靠性,我们还做了如下三个方面的稳健性检验。第一,考虑地区间的溢出效应。前文我们提到由于“两控区”政策对实验地区的空气治理效果可能对控制地区存在溢出效应,导致我们的识别模型可能违反 SUTVA 假设。尽管我们认为 CFPS 2018 年调查样本中处在相邻区县的十分少,这一担忧并不会对我们的结果造成影响,但是在此我们依然使用两种方法进行进一步排除。一是参考 Lu and Yu (2015) 做法,直接在更高一级的地区区分实验组和控制组。具体地,我们在地级市层面区分该地是否是“两控区”的划定范围,只要一个城市有一个区县被划定为“两控区”实施范围,我们则将该城市视为实验组。这一做法的逻辑在于,如果存在溢出效应,显然一个城市内的溢出效应将更加明显。二是根据 CFPS 2018 调查的区县,我们删除了极少部分相邻的区县样本,排除可能存在的溢出效应。表 IV1 的列(1)和列(2)结果显示,在因变量为高中学历和大学学历的估计中, $Treat*Post$ 变量系数均显著为正,表明本文结论在考虑和排除了溢出效应的情况下依然成立。

第二,删除直辖市样本。由于直辖市与普通地级市的行政级别和政治资源存在巨大差异,它们的环境监管资源和行为均有所不同,为此我们还删除了四大直辖市的样本重新进行回归。表 IV1 列(3)结果表明本文结论依然成立。

第三,在区县层面聚类。前文我们参照 Brandt et al. (2017) 做法在区县和出生年份对上进行了聚类,进一步我们使用传统方法,只在区县层面对标准误进行聚类估计。表 IV1 的列(4)结果显示,对标准误采用不同的聚类估计并不会改变本文主要结论。

表 IV1 其他稳健性检验估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	地级市层面 构造实验组	删除实验组 临近区县	删除直辖 市样本	区县层面 聚类
Panel A: 因变量: 高中学历				
Treat*Post	0.038*	0.048***	0.043**	0.043**
	(0.020)	(0.018)	(0.018)	(0.020)
样本量	5567	5297	5156	5567
R 方	0.424	0.430	0.409	0.424
Panel B: 因变量: 大学学历				
Treat*Post	0.042**	0.043**	0.039**	0.037**
	(0.020)	(0.020)	(0.019)	(0.018)
样本量	5475	5209	5065	5475
R 方	0.410	0.413	0.387	0.410

注: 由于列(1)是在地级市层面构造实验组,为此我们将区县固定效应替换为地级市固定效应,并将标准误聚类方式改为城市与出生年份对。本表其他所有列都已经控制了所有控制变量和固定效应,且括号

内为在区县-出生年份对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 V 模型 (2) 变量定义和描述性统计结果

表 V1 模型 (2) 变量定义与描述性统计结果

变量	定义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
Panel A: 儿童青少年健康变量						
是否患病	过去四周患病=1, 否则=0	13,654	0.058	0.234	0.000	1.000
身高	个体身高(厘米), 取对数	11,761	4.810	0.218	3.912	5.206
HAZ 评分	详见正文	11,188	-0.789	1.239	-4.917	4.872
是否健康	HAZ 评分 ≥ 0 视为健康, 否则为不健康	11,188	0.267	0.442	0.000	1.000
Panel B: 核心解释变量						
实验组与控制组虚拟变量	居住地属于“两控区”=1, 否则=0	13,654	0.461	0.499	0.000	1.000
政策实施前后虚拟变量	调查年份在 1998 年及之后=1, 否则=0	13,654	0.284	0.451	0.000	1.000
Panel C: 控制变量						
父母平均年龄	父母年龄的平均值	13,654	35.816	6.361	19.000	74.500
父亲教育年限	父亲正规教育年限	13,654	8.278	3.538	0.000	19.000
母亲教育年限	母亲正规教育年限	13,654	6.475	4.353	0.000	19.000
父母是否离婚	父母离婚、丧偶、分居=1, 否则=0	13,654	0.012	0.109	0.000	1.000
家庭规模	家庭人口数量	13,654	4.602	1.305	2.000	13.000
家庭人均收入	家庭总收入/家庭人口, 取对数	13,654	7.163	1.009	4.375	9.409

附录 VI 模型 (3) 变量定义和描述性统计结果

表 VI1 模型 (3) 变量定义与描述性统计结果

变量	定义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
Panel A: 因变量						
劳动力就业	劳动力有工作=1, 否则=0	21,540	0.834	0.372	0.000	1.000
劳动力工资	有工作的劳动力工资, 取对数	18,801	7.668	1.157	4.357	10.066
家庭人均收入	家庭总收入/家庭人口, 取对数	13,180	7.489	1.056	4.605	9.863
家庭医疗支出	家庭医疗支出/家庭总收入*100%	1823	0.631	2.638	0.000	19.997
家庭营养摄入	家庭每日摄入的卡路里、蛋白质、脂肪和碳水化合物四项标准化 z 分数的简单平均值	12,756	0.275	0.710	-1.183	2.352
家庭耐用电器数量	家庭耐用电器数量	13,344	6.318	4.642	0.000	36.000
Panel B: 核心解释变量						
实验组与控制组虚拟变量	居住地属于“两控区”=1, 否则=0	21,599	0.482	0.500	0.000	1.000
政策实施前后虚拟变量	调查年份在 1998 年及之后=1, 否则=0	21,599	0.390	0.488	0.000	1.000
Panel C: 控制变量						
年龄平方	劳动力(户主)年龄的平方	21,599	1908	840	324	3600
教育年限	劳动力(户主)正规教育年限	21,599	5.476	4.390	0.000	19.000
是否已婚有配偶	劳动力(户主)已婚有配偶=1, 否则=0	21,599	0.990	0.100	0.000	1.000
家庭规模	家庭人口数量	13,344	4.094	1.347	1.000	13.000

附录 VII 父母对子女照料陪伴机制变量定义和描述性统计结果

表 VII1 父母对子女照料陪伴机制检验中使用的变量定义和描述性统计结果

变量	定义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
Panel A: 因变量						
狂躁情绪疾病	被医生诊断患有内分泌紊乱、精神系统疾病、智障和神经系统疾病任意一种=1, 否则=0	21,559	0.004	0.059	0.000	1.000
是否照顾子女	上周是否照顾陪伴子女, 是=1, 否则=0	8,209	0.458	0.498	0.000	1.000
照顾子女时间	上周平均每天照顾陪伴子女时间(小时)	7,452	1.671	3.662	0.000	22.500
Panel B: 核心解释变量						
实验组与控制组虚拟变量	居住地属于“两控区”=1, 否则=0	21,559	0.482	0.500	0.000	1.000
政策实施前后虚拟变量	调查年份在 1998 年及之后=1, 否则=0	21,559	0.390	0.488	0.000	1.000
Panel C: 控制变量						
年龄平方	个体年龄的平方	21,559	1908	840	324	3600
教育年限	个体正规教育年限	21,559	5.477	4.390	0.000	19.000
是否已婚有配偶	个体已婚有配偶=1, 否则=0	21,559	0.990	0.100	0.000	1.000
家庭规模	家庭人口数量	21,559	4.240	1.449	1.000	13.000

参考文献

- [1] 范子英、赵仁杰,“财政职权、征税努力与企业税负”,《经济研究》,2020 年第 4 期,第 101-117 页。
- [2] 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。
- [3] 田彬彬、杨健鹏、汪丹、叶菁菁,“第三方信息获取与税收征管效率:来自有奖发票推行的证据”,《世界经济》,2021 年第 9 期,第 103-124 页。
- [4] Brandt, L., J. Van Biesebroeck, L. Wang, and Y. Zhang, “WTO Accession and Performance of Chinese Manufacturing Firms”, *American Economic Review*, 2017, 107(9), 2784-2820.
- [5] Cao, Y., and S. Chen, “Rebel on the Canal: Disrupted Trade Access and Social Conflict in China, 1650-1911”, *American Economic Review*, 2022, 112(5), 1555-1590.
- [6] Chen, S. X., “The Effect of a Fiscal Squeeze on Tax Enforcement: Evidence from a Natural Experiment in China”, *Journal of Public Economics*, 2017, 147, 62-76.
- [7] Chen, Y., Z. Fan, X. Gu, and L.-A. Zhou, “Arrival of Young Talent: The Send-down Movement and Rural Education in China”, *American Economic Review*, 2020, 110(11), 3393-3430.
- [8] Huang, W., and H. Liu, “Early Childhood Exposure to Health Insurance and Adolescent Outcomes: Evidence from Rural China”, *Journal of Development Economics*, 2023, 160, 102925.
- [9] Li, J., Y. Lu, H. Song, and H. Xie, “Long-Term Impact of Trade Liberalization on Human Capital Formation”, *Journal of Comparative Economics*, 2019, 47(4), 946-961.
- [10] Li, P., Y. Lu, and J. Wang, “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, 2016, 123, 18-37.
- [11] 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.
- [12] Rosales-Rueda, M., “The Impact of Early Life Shocks on Human Capital Formation: Evidence from El Niño Floods in Ecuador”, *Journal of Health Economics*, 2018, 62, 13-44.

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。