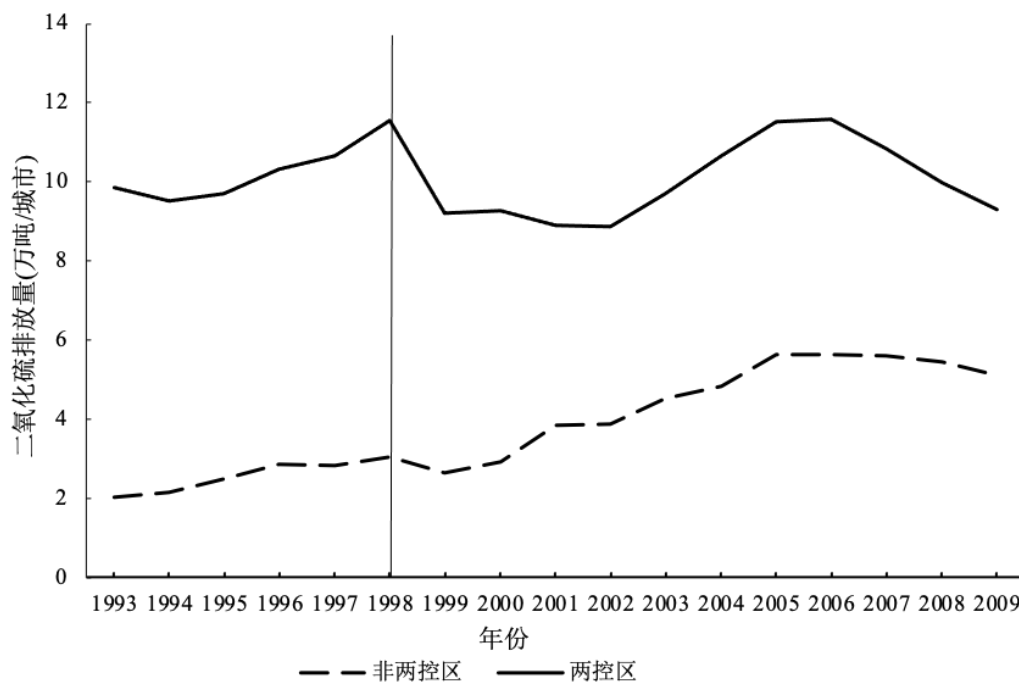


## 附录



附图 A 1993—2009 年“两控区”与“非两控区”二氧化硫排放量

## 一、环境管制健康效应与经济效应的工具变量分析

在上述实证分析中,本文主要利用了双重差分法估计了“两控区”环境管制的健康效应与经济效应。但由于“两控区”的划分主要是依据城市初始污染水平而并非完全随机外生,城市初始污染水平的高低可能会影响与人口健康及劳动力市场表现相关的特征。因此,尽管在上述实证分析中控制了许多的固定效应与经济人口特征,但仍可能存在内生性问题。

为减缓内生性问题对估计结果的影响,本文利用工具变量法进行估计。参照 Hering and Poncet (2014) 和 Cai et al. (2016) 等的方法,采用如风速、气压等反映了污染物在空气中扩散速度的气象条件作为“两控区”环境管制的工具变量。风速越大越有利于空气污染物质的稀释扩散,当平均风速大于 2 米/秒时有 96.7% 的天数空气质量达标;气压越高,城市上空形成的下沉气流与地面周边的向外气流将城市中的空气污染物向周边扩散,降低了城市的空气污染。<sup>1</sup>因此,风速相对较小、气压相对较低、污染物稀释扩散较慢的城市更有可能成为“两控区”,因为对于给定的本地二氧化硫排放量,空气中的二氧化硫浓度在更长时间内保持较高水平。此外,由于风速与气压很大程度上是由庞大的天气系统决定,可以被合理地认为是当地经济活动的外生因素。综上,本文使用导致城市间空气污染差异的外生性因素风速与气压作为“两控区”环境管制的工具变量,并采用两阶段最小二乘法估计“两控区”环境管制对劳动年龄人口健康及劳动力市场表现的影响。回归结果如附表 A 所示。

<sup>1</sup> 具体可参见 2011 年 3 月 21 日《中国气象报》。

附表 A 工具变量估计

变量	健康效应			经济效应		IV 一阶段 (TCZ_post)	
	患病	因病影响工作	医疗支出	就业	工资收入		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
TCZ_post	-0.144** (0.069)	-0.070* (0.041)	-0.179 (0.296)	-0.089** (0.040)	-0.031 (0.255)	WS_post	-0.273*** (0.067)
						AP_post	-2.486*** (0.742)
样本量	41110	32200	33341	14684	12907	样本量	41330
R <sup>2</sup>	0.008	0.008	0.001	0.005	0.012	R <sup>2</sup>	0.884
个体固定效应	是	是	是	是	是	Underidentification	17.70
年份固定效应	是	是	是	是	是	p-value	0.000
城市时间趋势	是	是	是	是	是	Weak identification F test	10.92
省-年固定效应	是	是	是	是	是	p-value	0.000
个人、家庭特征	是	是	是	是	是	overidentification test	1.877
城市特征	是	是	是	是	是	p-value	0.171

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%的置信水平下显著；括号内为聚类标准误，聚至城市层面；个人、家庭与城市特征包括年龄、性别、教育水平、婚姻、家庭规模、城市人口与病床数，其中估计健康效应时控制了就业与及家庭人均收入。

各城市的风速与气压数据来源于中国气象数据网国家气象科学数据中心<sup>2</sup>，其包含非常详细的风速、气压、降水、气温等气象数据，本文回归中使用的风速与气压数据是每个城市 1991-1997 年的平均值。附表 1 汇报了采用工具变量法估计的结果。工具变量法估计的第二阶段结果见列 (1) - 列 (4)，可以发现“两控区”环境管制对劳动年龄人口患病、因病影响工作及医疗支出的影响为负且在统计上基本都显著，在影响程度上也更大；在“两控区”环境管制对劳动年龄人口就业与收入的影响上，系数为负，尽管不够显著。可以发现，以上结果与基准结果较为一致，表明遗漏变量等内生性问题对本文结果影响较小。

第一阶段结果见列 (5)，可以发现风速 (WS\_post) 与气压 (AP\_post) 工具变量与“两控区”状态的关系显著为负，与预期较为一致。并且，我们在列 (5) 中还汇报了工具变量的一些检验，可以发现拒绝了不可识别与弱识别的原假设以及接受了过度识别的原假设（原假设为所有 IV 外生），一定程度上论证了本文工具变量的合理性。

## 二、环境管制的健康效应与经济效应可能存在相互作用

附表 B1 列 (1) - (3) 与列 (4) - (6) 分别报告了在是否控制就业与收入下环境管制对健康的影响，可以发现是否控制就业与收入对上述结果几乎无任何影响，表明环境管制对健康的影响几乎不受经济渠道的作用，即环境管制的经济效应对健康效应无显著作用。

<sup>2</sup> 详见：<http://data.cma.cn>。

类似的,附表 B2 列(1)-(2)与列(3)-(4)分别报告了在是否控制健康下环境管制对劳动力市场表现的影响,可以发现是否控制健康对上述结果几乎无任何影响,表明环境管制对劳动力市场表现的影响几乎不受健康渠道的作用,即环境管制的健康效应对经济效应无显著作用。结合附表 B1-B2 的结果可知,环境管制的健康效应与经济效应两效应间并无显著的相互作用。

附表 B1 环境管制经济效应对环境管制健康效应的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	患病	因病影响工作	医疗支出 (log)	患病	因病影响工作	医疗支出 (log)
<i>TCZ_post</i>	-0.033*** (0.012)	-0.033** (0.015)	-0.147** (0.062)	-0.033*** (0.012)	-0.033** (0.015)	-0.147** (0.063)
样本量	41110	32200	33341	41110	32200	33341
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.444	0.427	0.450	0.444	0.427	0.450
就业与收入	是	是	是	否	否	否
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
城市时间趋势	是	是	是	是	是	是
省-年固定效应	是	是	是	是	是	是
个人、家庭特征	是	是	是	是	是	是
城市特征	是	是	是	是	是	是

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%的置信水平下显著;括号内为聚类标准误,聚至城市层面;个人、家庭与城市特征包括年龄、性别、教育水平、婚姻及家庭规模、城市人口与病床数。

附表 B2 环境管制健康效应对环境管制经济效应的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	就业	工资收入(log)	就业	工资收入(log)
<i>TCZ_post</i>	-0.047*** (0.012)	-0.042 (0.076)	-0.047*** (0.012)	-0.042 (0.076)
样本量	14684	12907	14684	12907
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.576	0.779	0.576	0.779
健康状况	是	是	否	否
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
城市时间趋势	是	是	是	是
省-年固定效应	是	是	是	是
个人、家庭特征	是	是	是	是
城市特征	是	是	是	是

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%的置信水平下显著;括号内为聚类标准误,聚至城市层面;个人、家庭与城市特征包括年龄、性别、教育水平、婚姻及家庭规模、城市人口与病床数。

### 三、健康效应的其他可能解释

在上述分析中发现的“两控区”环境管制对劳动年龄人口患病、因病影响工作及医疗支出的负向影响可能并不意味着人口健康状况的显著改善,还存在另外两种可能的解释。第一种可能解释是“人口迁移效应”：“两控区”环境管制的实施导致“两控区”内空气污染的减少及环境质量的改善,吸引了来自“非两控区”的人口迁入;由于相对于未迁移人口,迁移人口的健康状况可能更好,从而导致“两控区”环境管制实施后“两控区”内人口平均健康水平优于“非两控区”。第二种可能解释是“污染避风港效应”：由于“两控区”内严格的环境管制,污染密集型企业的生产活动可能转移到环境管制程度较弱的“非两控区”,生产活动的转移可能导致“非两控区”环境污染的加重进而降低该区域内人口的健康,即“两控区”环境管制的实施导致了“非两控区”人口健康的恶化。

关于“人口迁移效应”。由于本文在回归分析中控制的个体固定效应与各城市时间趋势项已吸收了初始所在地区的所有影响。因此,只有在样本考察期内移动的个体才可能导致估计的有偏。CHNS 调查中询问了每户家庭中成员的迁移情况,本文的最终样本中仅有不到 0.3% 的样本发生了跨城市迁移。由于样本期内人员的迁移概率非常低,因此“人口迁移效应”对估计结果的潜在影响应该非常小。此外,为进一步论证“人口迁移效应”的不存在,附表 C1 汇报了“两控区”环境管制对家户成员跨城市迁移影响的回归结果,可以发现并无显著影响。从上分析可知,“人口迁移效应”无法解释本文观测到的结果。

附表 C1 稳健性检验：环境管制对人口跨城市迁移的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>TCZ_post</i>	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.004)	0.001 (0.007)	0.003 (0.007)	-0.000 (0.001)	0.002 (0.003)	0.003 (0.005)	0.004 (0.005)
样本量	35139	35139	35139	35139	35139	35139	35139	35139
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.006	0.007	0.009	0.013	0.654	0.655	0.656	0.656
城市固定效应	是	是	是	是	—	—	—	—
个体固定效应	—	—	—	—	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
城市时间趋势	否	是	是	是	否	是	是	是
省-年固定效应	否	否	是	是	否	否	是	是
个人、家庭特征	否	否	否	是	否	否	否	是
城市特征	否	否	否	是	否	否	否	是

注：与表 2 同。

关于“污染避风港效应”。现有许多数据证据与文献证据表明“两控区”环境管制的实施显著降低了二氧化硫的排放量,且这种降低主要来自“两控区”。<sup>3</sup>并且,一些研究中提供的证据表明在“两控区”环境管制实施后并未导致污染企业的跨城市大幅迁移。如 Cai et al. (2016) 发现在 1992-2009 年期间“两控区”与“非两控区”的外国直接投资变化趋势几乎一致,并且在考察“两控区”环境管制对国内企业选址的影响中发现环境管制对国内投资并无显著影响;<sup>4</sup>盛丹和张国峰 (2019) 发现“两控区”环境管制的实施主要是导致了企业的减产效应,而对企业的淘汰效应较弱。

<sup>3</sup> 如 He et al. (2002)、国家环境保护总局“关于印发《两控区酸雨和二氧化硫污染防治“十五”计划》的通知”。

<sup>4</sup> Cai et al. (2016) 将上述影响归因于中国的制度特征,即制度上的不完善使得中国国内企业比外国企业更不灵活,以此解释环境监管对国内投资的不显著影响;详细阐述请见 Cai et al. (2016) 原文。

此外,根据附图 A 可知,“两控区”环境管制实施后,“两控区”内的二氧化硫排放显著减少并且“非两控区”的二氧化硫排放趋势与之前几乎一致,表明“污染避风港效应”可能较小。但不可否认的是在 2000 年之后,“非两控区”内的二氧化硫排放趋势略有上升。为进一步减缓“污染避风港效应”的潜在影响,本文在附表 C2 中汇报了仅采用 1991-2000 年样本的环境管制对健康、就业及收入影响的回归结果。将回归样本限制在 1991-2000 年,一方面,排除了在附图 A 中观察到的 2000 年后“非两控区”二氧化硫排放趋势略微上升的潜在影响;另一方面,在环境管制实施后如此短的时间内,企业跨城市迁移的可能性很小。从附表 C2 结果可以发现,回归结果与基准回归结果完全一致,表明“污染避风港效应”影响较小。

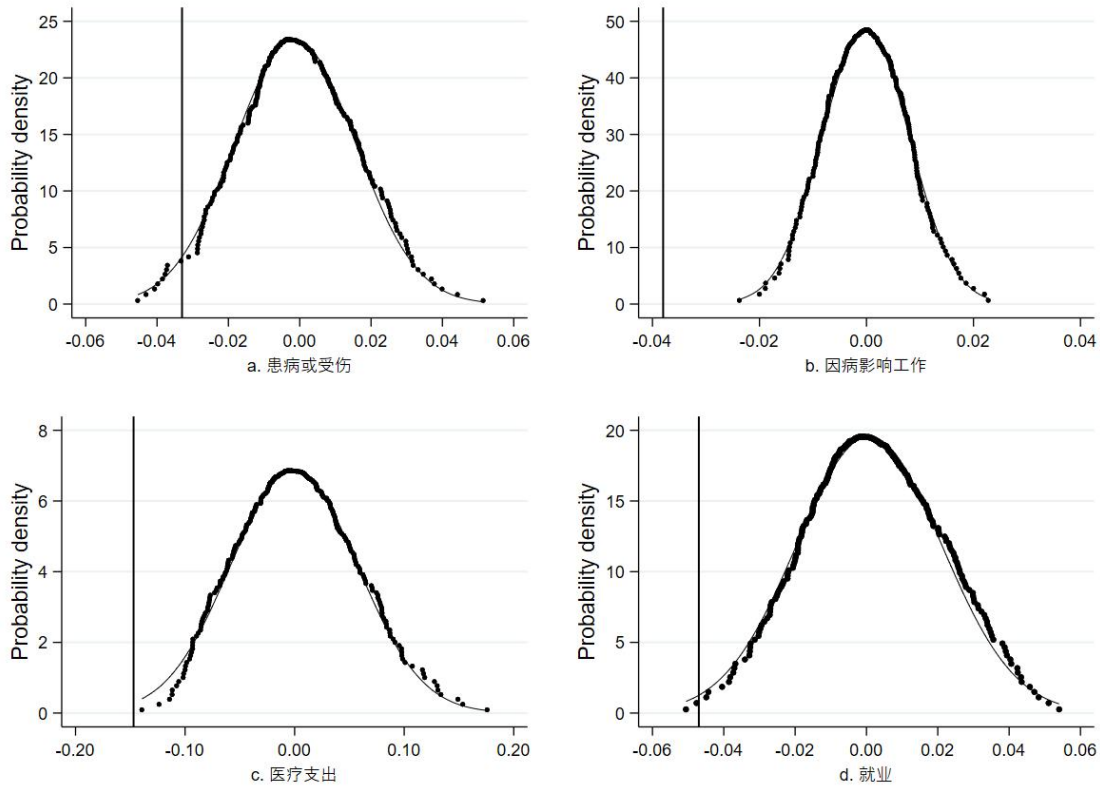
附表 C2 稳健性检验:环境管制的污染避风港效应分析

变量	健康效应			经济效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	患病	因病影响工作	医疗支出	就业	工资收入
<i>TCZ_post</i>	-0.054*** (0.018)	-0.048** (0.022)	-0.155*** (0.035)	-0.041** (0.016)	-0.022 (0.101)
样本量	20768	18289	18469	9822	8298
$R^2$	0.449	0.421	0.499	0.772	0.719
个体固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
城市时间趋势	是	是	是	是	是
省-年固定效应	是	是	是	是	是
个人、家庭特征	是	是	是	是	是
城市特征	是	是	是	是	是

注:回归样本期为 1991-2000 年;经济效应分析中未控制个人就业与家庭人均收入;其他与表 2 同。

综上所述可知,“人口迁移效应”与“污染避风港效应”无法解释本文观测到的结果,进一步论证了本文环境管制的健康效应与经济效应来自健康状况的改善及劳动力市场表现的恶化。

替换处理组的安慰剂检验。在利用双重差分法进行分析时可能存在的一个潜在问题是,序列相关性可能会导致标准误的偏误从而导致原假设的过度拒绝,即基准结果中的统计性显著可能只是偶然性观测到的结果(Bertrand et al., 2004)。为排除偶然性观测的可能,本文采用非参数置换检验进行分析,即将政策的处理组和控制组重新进行随机分组然后再按照方程(8)进行回归分析。重复上述程序 500 次后就得到关于“两控区”政策对劳动年龄人口健康及就业影响的参数分布。如果真实的估计值(表 2 第(4)-(6)列与表 3 第(3)列)处于上述参数分布的尾端甚至不相交,表明估计结果的统计显著性并非偶然性出现。



附图 B 非参数置换检验

附图 B 报告了非参数置换检验下伪回归系数的分布。<sup>5</sup>由于政策的处理组与控制组是随机分配的,应预期安慰剂检验预计真实回归系数与参数分布无显著关系。可以发现,附图 B 结果证实了这一假设,随机分配的估计值的分布明显集中在零附近,表明当使用安慰剂代替实际关税时,并无显著的相关性。并且,真实估计值位于伪回归系数分布的尾端甚至外侧,表明本文的估计结果并未受到 T 检验过度拒绝偏差的影响。总体而言,上述安慰剂试验证实了本文识别策略的合理性,并进一步验证了本文发现的环境管制对劳动年龄人口健康的改善效应及对就业的负面影响。

附表 D 稳健性检验:城市固定效应

变量	健康效应		经济效应		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	患病	因病影响工作	医疗支出	就业	工资
Panel A: 经济特区					
<i>TCZ_post</i>	-0.039*** (0.011)	-0.035** (0.015)	-0.212*** (0.071)	-0.022* (0.012)	-0.042 (0.092)
<i>SEZ_post</i>	-0.015 (0.027)	-0.020 (0.016)	-0.099 (0.068)	-0.020* (0.011)	0.022 (0.048)
样本量	41110	32200	33341	14684	12907

<sup>5</sup> 附图 B 中未报告工资收入的安慰剂检验,是因为上述替换处理组与控制组的安慰剂检验是为了排除估计结果过度拒绝原假设(原假设为:估计系数为 0),即排除因偶然性观测到的统计显著性,然而在真实估计中环境管制对工资收入的估计结果本身就不显著。

$R^2$	0.081	0.025	0.035	0.133	0.510
Panel B: 贸易冲击					
$TCZ\_post$	-0.042*** (0.011)	-0.039** (0.016)	-0.141*** (0.049)	-0.032** (0.016)	-0.067 (0.085)
进口关税	-0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.007 (0.011)	0.001 (0.001)	-0.005 (0.006)
出口关税	-0.003 (0.006)	-0.006 (0.005)	-0.041** (0.017)	-0.024** (0.012)	-0.056 (0.041)
样本量	35859	27679	28594	12611	10818
$R^2$	0.086	0.024	0.478	0.131	0.428
Panel C: 其他环境政策 (缩短样本期)					
$TCZ\_post$	-0.023*** (0.007)	—	-0.164** (0.065)	-0.016 (0.015)	-0.024 (0.087)
样本量	35024	—	28795	12540	11176
$R^2$	0.084	—	0.032	0.129	0.467
Panel D: 其他环境政策 (控制其他政策影响)					
$TCZ\_post$	-0.045*** (0.012)	—	-0.143*** (0.041)	-0.030* (0.016)	-0.041 (0.086)
$TCZ\_post$ (2006)	-0.030 (0.034)	—	0.000 (0.093)	0.004 (0.016)	0.021 (0.030)
样本量	35024	—	28795	12540	11176
$R^2$	0.079	—	0.034	0.133	0.510
城市固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
城市时间趋势	是	是	是	是	是
省-年固定效应	是	是	是	是	是
个人、家庭特征	是	是	是	是	是
城市特征	是	是	是	是	是

注:  $SEZ\_post$  表示经济特区效应; 经济效应分析中未控制就业与及家庭人均收入; 其他与表 2 同。

附表 E “低碳城市”环境管制的健康效应与经济效应

变量	健康效应				经济效应			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	患病	医疗支出	患病	医疗支出	就业	工资	就业	工资
$Treat_{ct}$	-0.045** (0.019)	-0.138** (0.053)	-0.046** (0.018)	-0.111** (0.050)	0.018 (0.014)	0.023 (0.043)	0.016 (0.014)	0.029 (0.040)
样本量	30804	22682	30804	22682	17916	10906	17916	10906
$R^2$	0.059	0.033	0.464	0.453	0.250	0.249	0.727	0.716
个体固定效应	—	—	是	是	—	—	是	是
城市固定效应	是	是	—	—	是	是	—	—
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是

城市时间趋势	是	是	是	是	是	是	是	是
个人、家庭特征	是	是	是	是	是	是	是	是
城市特征	是	是	是	是	是	是	是	是

注:  $Treat_{ct}$  表示  $c$  城市  $t$  年是否为“低碳城市”试点城市; 其他与表 2 同。

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。