

环境监管、区位差异与要素集聚的区域转换

柯杰升 罗必良

目 录

附录 I 数据来源与处理说明	1
附录 II 变量定义与描述性统计	3
附录 III 环境监管对劳动力流动行为影响的微观证据	4
附录 IV 稳健性检验	6
附录 V 机制检验：县域集聚效应的行业异质性	9
附录 VI 进一步讨论	10
附录 VII 附图	12
参考文献	13

附录 I 数据来源与处理说明

1.工商企业注册信息数据

本文使用的工商企业注册信息数据来源于国家企业信用信息公示系统。该系统公布了1949年以来中国历史上曾经注册过的企业注册信息,包括企业名称、企业类型、行业门类、注册资本及办公所在地等信息。我们首先根据《2017年国民经济行业分类(GB/T4754-2017)》90个二位行业码,对2000年1月-2020年12月的工业企业注册信息进行了爬取(主要包含采矿业、制造业以及电力、热力、燃气及水生产和供应业),然后分区县、行业、年份对2003年1月至2019年12月的工业企业注册信息进行了整理,最终获得了新增工业企业注册数的区县-行业-年份面板数据。在数据清洗过程中,我们删除了:(1)由于注册地址缺失、注册地址无法准确定位到区县级的企业;(2)行业类型或相关重要信息缺失的企业;(3)注册时间即注销/吊销时间,或在其之后的企业,最终获得了883万条新增工业企业注册信息。

2.中国县域统计数据

本文使用的县域经济、社会数据来源于《中国县域统计年鉴》的统计数据。县域统计年鉴数据覆盖全国超过两千个县域单位,内容涉及了县(市)的社会经济主要指标、分区域的社会经济基本情况以及按照不同经济指标分类的县(市)数据。

需要说明的是,县域统计年鉴在2012年以前并没有对“第二产业从业人员数”这一指标进行单独统计,本文通过以下流程进行补充:(1)通过2003年-2013年各省、市、县地方统计年鉴获取各区县一二三产业的“从业人员数”数据;(2)对收集的数据进行统计口径确认(主要通过年鉴中已公布的数据进行纵向对比);(3)确认统计口径一致的数据进行直接补充(填补后有效样本占总样本54.84%);(4)在统计口径不一致的情况下,进一步使用收集数据测算各区县第二产业从业人员数的年度变化率,然后根据地方统计年鉴中已公开的数据进行向上推演(填补后有效样本占总样本83.32%);(5)对剩余缺失值,本文参考Chao et al. (2018)的做法,根据数据的时间演变趋势,使用移动平均法进行插补^①。

3.环境监测站数据

本文的环境监测站数量数据来源于中国环境监测总站的全国城市空气质量实时发布平台。该平台公布了各城市的实时空气质量数据以及城市内各监测站的所在位置和运行情况。我们基于该平台的公开信息获取了2013年至2019年全国监测站的具体信息并进行了以下处理:(1)对该平台实时发布的全国城市空气质量监测站数据^②进行地理信息编码;(2)使用Google地图的坐标拾取功能获取各站点所在的地理位置信息;(3)剔除停运站点后,利用ArcGIS Pro将多组附带精确地理位置信息的坐标数据投射到中国县级矢量地图上;(4)根据县域边界,统计各区县的监测站数量并形成本文所需的系列变量。

从监测站的实施情况来看,2015年以后各地市基本设立了至少一个或及以上监测站,而且各区县一旦开始设立监测站就不会出现监测站减少为零的情况,即区县层面的空气监测不会因为监测站的停运或变动而发生区域性的实施中断,政策实施具有连续性(该情况拓展至地市层面同样适用)。

4.多时期土地利用遥感监测数据

中国科学院资源环境科学数据中心的中国多时期土地利用/土地覆盖遥感监测数据库(CNLUCC)提供了1990年、1995年、2000年、2005年、2010年、2015年、2018年以及2020年中国各类型土地利用状况的具体信息,监测类型包括耕地、林地、草地、水域以及居民点用地等。我们首先通过ArcGIS Pro对上述各年度的土地利用栅格数据进行矢量化处理

① 对于其余变量缺失值,本文也使用相同的方法进行补齐。

② 详见:<https://www.cnemc.cn/sssj/>。

(根据各年度的县域行政区划边界), 获得各区县不同类型土地利用的具体面积; 然后通过计算得出各区县城镇用地以及工交建设用地^①的面积占比; 最后, 本文参考 Chao et al.(2018) 提出的渐进时空预测法 (PST), 利用 2000 年-2020 年中国县域统计年鉴数据对缺失值进行插补, 进而获得各区县由“城镇用地占区县总面积的比”表征的“城镇化水平”以及由“工交建设用地占区县总面积的比”表征的“交通便利性”的区县-年份面板数据。

5.环保行政处罚数据

环保行政处罚数据来源于北大法宝网。本文首先通过北大法宝网爬取了 2006-2019 年全国的环保行政处罚案件及处罚对象的所在区县信息, 然后通过分区县、年份对环保处罚案件进行整理, 最后得到“环境规制强度”的区县-年份面板数据。

6.微观工业用地供应数据

微观工业用地供应数据来源于中国土地市场网。本文首先通过中国土地市场网爬取了 2003—2019 年全国土地出让数据, 爬取对象包括供地面积、供地价格、供地方式、土地用途等。对于获得的数据我们进行了以下处理: (1) 根据土地用途筛选出工业用地; (2) 根据《2017 年国民经济行业分类 (GB/T4754-2017)》中的二位码行业分类筛选出工业企业用地^②; (3) 分区县、年份对工业用地出让面积、不同方式出让宗数进行加总以及对出让价格求平均, 从而得到工业用地出让面积、不同方式出让宗数以及平均出让价格的区县-年份面板数据。

① 工交建设用地主要包含大型工业区、交通道路、机场、码头等工业交通用地。
② 爬取对象参考周玉龙等 (2024) 的做法, 根据中国工业二位码行业进行爬取, 包括化学原料及化学制品制造业、医药制造业、金属制品业、有色金属冶炼及压延加工业、电力、热力的生产和供应业、化学纤维制造业、家具制造业、交通运输设备制造业以及石油加工、炼焦及核燃料加工业等。

附录 II 变量定义与描述性统计

下述变量中工业企业密集度主要来源于工商企业注册数据；劳动力密集度、人口规模、第二产业规模、第三产业规模、财政状况和福利保障主要来源于中国县域统计数据；监测网设立、监管强度和监管强度区位落差主要来源于环境监测站数据；城镇化水平和交通便利性主要来源于多时期土地利用遥感监测数据。具体变量定义与描述性统计如下表 II 1。

表 II 1 变量定义与描述性统计

变量名称	变量定义	样本量	平均值	标准差
工业企业密集度	新增工业企业注册数（个/平方公里）	32096	0.0760	0.2074
劳动力密集度	第二产业从业人员数（人/平方公里）	32096	45.3218	60.7763
监测网设立	设立监测网=1，未设立监测网=0	32096	0.3325	0.4711
监管强度	各区县的监测站数量（个）	32096	0.0446	0.2942
监管强度区位落差	城区和县域监测站的数量差值（个）	32096	1.1950	2.7027
人口规模	户籍人口数（万人）	32096	48.1137	35.0277
城镇化水平	城镇用地占区县总面积的比	32096	0.0078	0.0156
交通便利性	工交建设用地占区县总面积的比	32096	0.0059	0.0158
第二产业规模	第二产业产值占区县总产值的比	32096	0.4139	0.1548
第三产业规模	第三产业产值占区县总产值的比	32096	0.3563	0.1047
财政状况	（财政支出-财政收入）/财政收入	32096	4.7234	6.0864
福利保障	各种社会福利收养性单位（个）	32096	16.2954	21.8842

附录III 环境监管对劳动力流动行为影响的微观证据

根据托达罗模型等关于劳动力流动的传统理论,劳动力流动的核心是基于预期收入的成本收益比较(陆铭,2017;张吉鹏等,2022)。对此,本文将使用2015-2017年中国流动人口动态监测调查数据(CMDS),在微观层面引入包含预期收入的备选空间集来讨论环境监管强度具有区位差异化特征的情况下,劳动力流动的区位选择逻辑。

为直观地反映劳动力选址的行为,本文将研究对象集中在制造业企业就业的劳动力群体,并参照孙伟增等(2019)的研究,采用条件Logit模型(Conditional Logit Model)来识别区域环境监管强度对劳动力流动决策的影响。具体的模型设定为:

$$Choice_{jikt} = \omega_1 Point_{ikt} + \omega_2 Netincome_{ikt} + \gamma X_{ikt} + \tau_t + \varepsilon_{ikt},$$

其中, j 代表劳动力个体; i 代表就业区县; k 代表就业区县所属的地级市; t 为年份。备选空间集为劳动力流入城市的所有区县。被解释变量 $Choice_{jikt}$ 是一个哑变量, $Choice_{jikt} = 1$ 表示劳动力个体 j 在年份 t 选择到城市 k 的区县 i 进行就业, $Choice_{jikt} = 0$ 则表示没有到区县 i 进行就业。 $Point_{ikt}$ 为区县 i 在年份 t 时的监管强度,使用监测站数量进行表征, ω_1 是本文关心的回归系数,系数含义为“平均概率弹性”。 $Netincome_{ikt}$ 为劳动力个体在年份 t 对在区县 i 中就业的预期收入^①。 τ_t 和 ε_{ikt} 分别为年份固定效应和随机扰动项。模型估计使用稳健标准误。

表III1报告了监管强度对劳动力区位选择的估计结果影响:(1)与预期相吻合,预期收入提高会显著增加劳动力的流入概率。(2)在考虑了预期收入影响的情况下,考察监管强度对劳动力流动的影响,可以发现监测站数量增加会显著降低劳动力的流入概率,表明环境监管强化对劳动力具有显著的挤出效应。(3)对技术型工人和非技术型工人^②进行分组回归发现,环境监管的挤出效应主要作用于非技术型工人,对技术型工人呈现为挤入效应。这说明环境监管对劳动力的挤出效应主要表现为,技术密集型劳动力对劳动密集型劳动力的替代效应。

表III1 劳动力流动的微观证据——基于条件Logit模型

	全样本	技术型工人	非技术型工人
	(1)	(2)	(3)
监管强度	-0.0253*** (0.0085)	0.0963*** (0.0270)	-0.0461*** (0.0090)
预期收入	0.0001*** (0.0000)	0.0001*** (0.0000)	0.0001*** (0.0000)
年份固定效应	控制	控制	控制
Model	CLogit	CLogit	CLogit
观测值	180425	20043	157797

表III2报告了监管强度对不同类型制造业企业劳动力区位选择的影响,可以发现监管强度的提高对于国有企业工人^③没有显著影响,但对私营企业和外资企业工人均具有显著的负向影响,其中对外资企业工人的挤出效应最为强烈。

表III2 劳动力流动的微观证据——不同企业类型的异质性

① 预期收入为各区县城镇居民人均可支配收入和农村居民人均可支配收入的均值,数据来源于各省统计年鉴。

② 技术型工人指主要职业为“国家机关、党群组织、企事业单位负责人”、“专业技术人员”和“公务员、办事人员和有关人员”的劳动力;其他职业劳动力为非技术型工人。

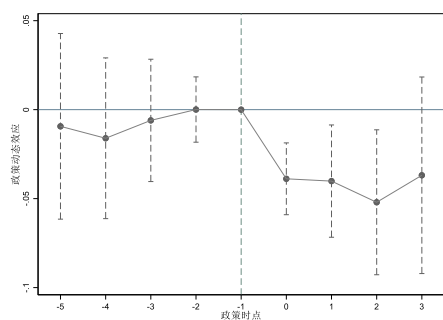
③ 国有企业指“国有及国有控股企业”、“集体企业”和“机关、事业单位”;私营企业指“私营企业”;外资企业指“港澳台资企业”、“外商独资企业”和“中外合资企业”。

	国有企业	私营企业	外资企业
	(1)	(2)	(3)
监管强度	0.0110 (0.0475)	-0.0240** (0.0100)	-0.1093*** (0.0367)
预期收入	0.0001*** (0.0000)	0.0001*** (0.0000)	-0.0000 (0.0000)
年份固定效应	控制	控制	控制
Model	CLogit	CLogit	CLogit
观测值	6286	118857	18326

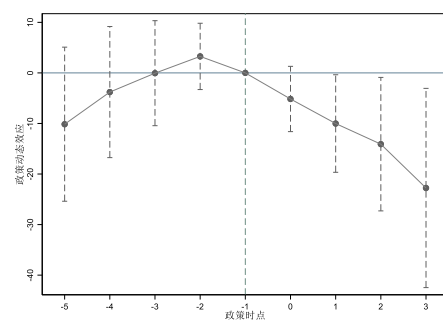
附录Ⅳ 稳健性检验

1. 平行趋势检验

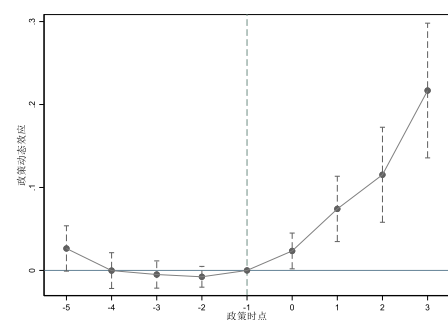
使用多期 DID 模型进行估计的前提是政策实施前被解释变量的变化需满足平行趋势，为此，本文采用事件研究法（Event Study）进行检验。具体地，我们将式（1）中的 did_{kt} 更换成政策实施前后若干年的哑变量并重新估计。结果如图Ⅳ1-Ⅳ4所示，监测网设立前，城区和县域两类要素的估计系数均在0值附近波动，且未通过显著性检验，表明接受处理前处理组和控制组均不存在明显差异，满足平行趋势假设。



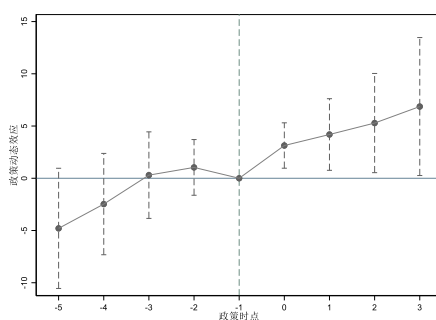
图Ⅳ1 城区工业企业密集度的平行趋势检验图



图Ⅳ2 城区劳动力密集度的平行趋势检验图



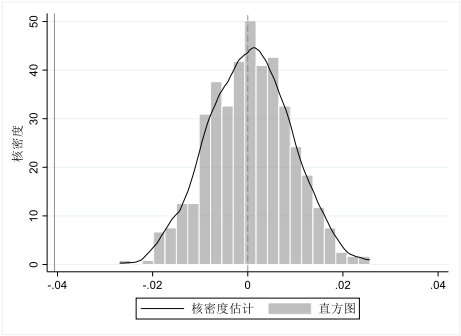
图Ⅳ3 县域工业企业密集度的平行趋势检验图



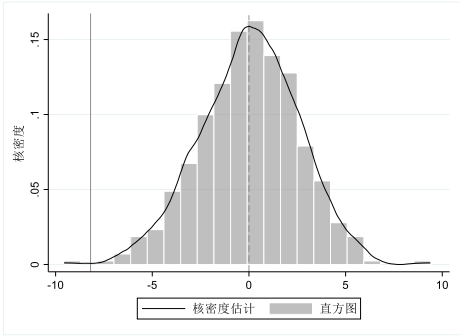
图Ⅳ4 县域劳动力密集度的平行趋势检验图

2.安慰剂检验

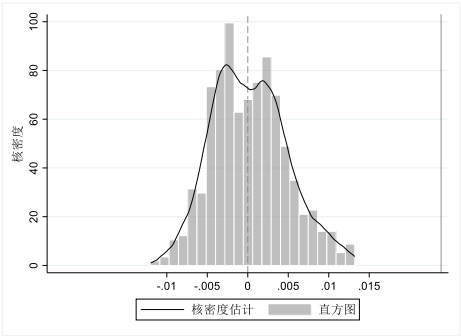
为排除政策实施的非随机性，参考罗明忠等（2023）的研究进行安慰剂检验，即从控制组随机抽取与处理相同数量的样本作为新处理组重新估计，设定重复 500 次。安慰剂检验结果如图IV5-IV8 所示，估计系数均在 0 值附近呈正态分布，且基准估计系数基本独立于该分布，表明上述结论未受到随机因素的干扰。



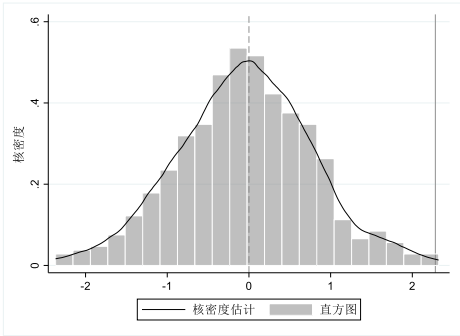
图IV 5 城区工业企业密集度的安慰剂检验图



图IV 6 城区劳动力密集度的安慰剂检验图



图IV 7 县域工业企业密集度的安慰剂检验图



图IV 8 县域劳动力密集度的安慰剂检验图

3.剔除“对照点”干扰、更换被解释变量、改变窗口期

本文通过以下 3 种方式对上文结论展开稳健性检验：（1）剔除“对照点”干扰^①。考虑到“对照点”监测站数据主要作为空气质量评价的参照，其功能性与一般监测站可能存在差异，本文进一步在统计区域监测站数量时剔除“对照点”监测站，并以此重新构建本文的政策实施变量。（2）更换被解释变量。采用“各区县单位面积的规模以上工业企业数”作为工业企业密集度的替代变量；采用“各区县单位面积的第三产业从业人数”作为劳动力密集度的替代变量^②。（3）改变窗口期。分别缩减了实验结束前的期数（2018-2019 年）和实验开始前的期数（2003-2004 年）。估计结果如表IV1 所示，与前文的结果基本一致。

表IV1 稳健性检验

		城区		县域	
		工业企业密集度	劳动力密集度	工业企业密集度	劳动力密集度
		(1)	(2)	(3)	(4)
剔除“对照	监测网设立	-0.0408***	-8.1580**	0.0237*	2.3493**

① 根据《国家环境空气监测网（地级以上城市）设置方案》的相关界定，“对照点”监测站数据主要是用于监测数据的参照。
② 数据均来源于《中国县域统计年鉴》，第三产业从业人数数的缺失值处理与第二产业从业人数数的处理相同。

点”干扰		(0.0112)	(3.6555)	(0.0122)	(1.1430)
	观测值	3111	3111	28985	28985
更换被解释变量	监测网设立	-0.0756***	-1.7199	0.0225***	0.0185
		(0.0143)	(3.1422)	(0.0027)	(1.3391)
	观测值	3111	3111	28985	28985
缩减实验结束前期数	监测网设立	-0.0360***	-9.0607**	0.0420***	2.0834*
		(0.0106)	(3.8072)	(0.0138)	(1.2190)
	观测值	2745	2745	25575	25575
缩减实验开始前期数	监测网设立	-0.0439***	-8.3601**	0.0146	1.8495*
		(0.0112)	(3.3140)	(0.0114)	(1.1156)
	观测值	2745	2745	25575	25575
控制变量		控制	控制	控制	控制
县域、年份固定效应		控制	控制	控制	控制

4.其他稳健性检验：排除其他政策效应

考虑到 2003 年以后，部分省份开始推行“省直管县”财政管理体制试点，可能会因为环境审批、污染许可证等环保权限的下放以及对县级行政单位的转移支付的增加而使县域具备更强的集聚效应（刘冲等，2014；龚斌磊等，2023）。为此，本文在模型（1）的基础上进一步控制“省直管县”的政策虚拟变量^①，以检验监测网设立对县域要素集聚的影响，结果如表IV2 所示。在控制了“省直管县”政策虚拟变量后，“监测网设立”以及“监测网设立*监管强度区位落差”的系数依旧为正，且数值并无明显变动，表明在排除省直管县政策效应后，本文的基准回归结果依然稳健。

表IV2 排除其他政策效应：省直管县

	县域			
	工业企业密集度		劳动力密集度	
	(1)	(2)	(3)	(4)
监测网设立*监管强度区位落差		0.0083***		0.4892**
		(0.0031)		(0.1990)
监测网设立	0.0233*	-0.0083	2.1881*	0.3279
	(0.0125)	(0.0178)	(1.1549)	(1.2129)
省直管县	0.0099	0.0068	1.6901*	1.5044
	(0.0112)	(0.0114)	(0.9559)	(0.9677)
控制变量	控制	控制	控制	控制
县域、年份固定效应	控制	控制	控制	控制
R ²	0.2226	0.2299	0.0502	0.0530
观测值	28985	28985	28985	28985

① “省直管县”的政策虚拟变量定义为：是省直管县=1，不是省直管县=0。

附录 V 机制检验：县域集聚效应的行业异质性

本文通过工商企业注册数据所公布的企业行业信息,对样本企业进行行业分类和污染性质分类:行业分类根据《2017 年国民经济行业分类(GB/T4754-2017)》中的一位行业码进行细分,共 3 个行业:“制造业企业”、“采矿业企业”以及“电力、热力、燃气及水生产和供应业企业”;污染性质分类参考李硕等(2022)的做法,根据《上市公司环保核查行业分类管理名录》中需要进行环保核查的行业,对企业的污染性质进行分类,共 2 类:“高污染企业”和“低污染企业”^①。由表 V1 的结果可知:(1)从行业细分来看,监测网设立主要促进了制造业企业向县域的集聚;(2)从污染性质来看,监测网设立也主要促进了高污染企业向县域的集聚。由于制造业和高污染企业均为环境规制的主要冲击对象,因此估计结果进一步验证了监测网设立后,地方政府所使用的具有城区和县域差异的策略性环境规制,是工业企业及劳动力发生由城区集聚向县域集聚转变的重要原因。

表 V1 机制检验：县域集聚效应的行业异质性

	制造业	采矿业	电力、热力、 燃气及水生产 和供应业	高污染	低污染
监测网设立	0.0244** (0.0123)	-0.0001 (0.0001)	-0.0004*** (0.0001)	0.0220** (0.0091)	0.0019 (0.0050)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
县域、年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.2163	0.0447	0.1428	0.2422	0.1179
观测值	28985	28985	28985	28985	28985

^① 高污染制行业分类标准来自于环境保护部(现生态环境部)在 2008 年 6 月印发的《上市公司环保核查行业分类管理名录》,本文将该名录中包含的行业视为高污染企业,不属于该名录的行业则视为低污染企业。

附录 VI 进一步讨论

1. 监测网设立对县域工业用地出让的影响

监测网设立后,县域集聚效应的强化到底是企业自发的空间选择结果还是地方政府使用“土地引资”政策进行要素竞争的结果,值得关注。一个可供观察的窗口是,两种机制对于县域工业用地的出让可能具有截然相反的影响:若县域的集聚效应主要是企业基于区位优势主动性流入,那么在县域工业用地的有限供给下,市场均衡会表达为土地价格上升以及招拍挂出让方式的增加;而若该效应主要是地方政府通过“土地引资”来争取城区流出资源的结果,那么县域工业用地的市场均衡可能会表达为土地价格下降以及招拍挂出让方式的减少。为此,本文参考周玉龙等(2024)的研究,进一步通过微观工业用地供应数据,检验监测网设立对县域工业用地出让的影响。

表VI1 报告了监测网设立对县域工业用地出让面积、出让价格以及出让方式的影响。其中,出让面积用于反映县域工业用地的需求情况,使用“工业用地出让面积占县域面积的比”进行表征;出让价格用于反映县域工业用地的市场价格,使用“工业用地的出让均价”进行表征;出让方式用于反映县域工业用地供应的市场化程度,使用“总出让宗数中招拍挂出让宗数的占比”进行表征。

表VI1 的结果显示,监测网设立会显著增加县域工业用地的需求,且对县域工业用地的市场价格具有明显的拉升作用(见列1和3)。与地市未设立监测网的县域相比,设立监测网的县域的工业用地均价会上涨 24.4678 万元/公顷,且随城区和县域监管强度区位落差的拉大,用地需求和价格上涨的幅度也会进一步提高(见列2和4)。更为值得注意的是,监测网设立和监管强度区位落差拉大对县域工业土地“招拍挂”出让模式的应用同样具有显著促进作用。这表明,监测网设立对县域工业用地市场的影响主要表现为市场化水平的提高,即县域集聚效应的强化主要是企业基于区位优势的空间选择结果,而非地方政府的“土地引资”结果。

表 VI1 进一步讨论：监测网设立对县域工业用地出让的影响

	县域					
	出让面积		出让价格		出让方式	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
监测网设立*监管强度		0.0004*		3.3111***		0.0059*
区位落差		(0.0002)		(1.0733)		(0.0033)
监测网设立	0.0123***	0.0107***	24.4678***	11.8091**	0.0503***	0.0277*
	(0.0021)	(0.0021)	(4.2721)	(5.8938)	(0.0157)	(0.0154)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
县域、年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.0557	0.0560	0.3691	0.3733	0.4700	0.4704
观测值	28985	28985	28985	28985	28985	28985

2.监测网设立对区域经济及环境质量的影响

关于要素集聚区域性变动的经济后果,我们能够很直观的联想到区域经济的发展以及环境质量的变化。对此,我们同样通过城区和县域的分组回归来考察监测网设立对区域经济和空气质量^①的影响。通过表VI2的结果可以发现,在经济影响方面,监测网设立会显著提高县域的经济发展水平,但对城区没有显著影响;在环境影响方面,监测网设立会显著改善城区的空气质量,但同时也会对县域的空气质量产生负效应。上述结果所显现的结论是,监测网设立对于地方的经济发展和产业安排可能具有一定的区位导向性作用,表达为监测网设立会通过构建区域的环境治理格局进而诱导工业产业及其生产要素发生区域性转移。而从产业发展和区域布局的角度而言,尽管工业向县域的集聚会对当地产生一定的环境负效应,但本文认为,在劳动力仍然高占比地存在于劳动密集型产业的当下,如何根据区域经济发展需求合理安排企业及其生产要素的区域性配置,是实现区域福利均衡化以及缩小城区和县域发展差距的重要考量。而环境监管作为一种可能的调节手段,对于区域经济的发展可能具有非常重要的战略意义。这是一个值得讨论的重要议题,我们的后续研究将对此进行更为深入的探讨。

表 VI2 进一步讨论：监测网设立对城区和县域的经济发展及环境质量影响

	城区		县域	
	区域经济	空气质量	区域经济	空气质量
	(1)	(2)	(3)	(4)
监测网设立	2689.2194 (2992.8800)	-3.4823*** (0.9758)	2470.5370** (975.2582)	-1.8379** (0.7194)
控制变量	控制	控制	控制	控制
县域、年份固定效应	控制	控制	控制	控制
R ²	0.5654	0.8365	0.5045	0.8083
观测值	3111	3111	28985	28730

① 其中,区域经济使用“人均 GDP”进行表征,数据来源于《中国县域统计年鉴》;空气质量使用“PM2.5 年平均浓度”进行表征,数据来源于美国国家航空航天局(NASA)公布的监测数据。

附录VII 附图

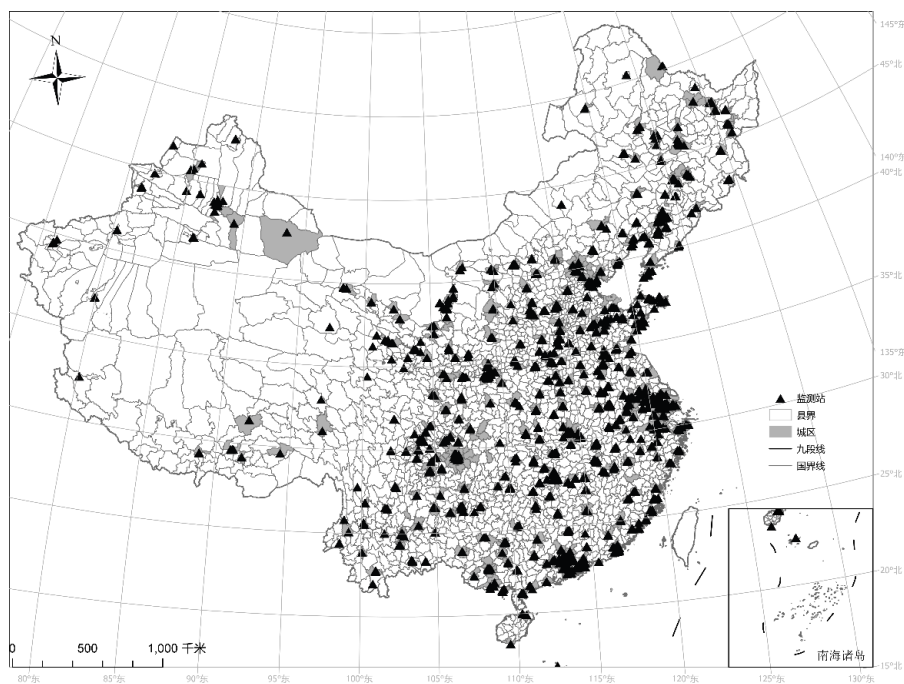


图 A1 2019 年国家环境空气质量监测站区位分布图

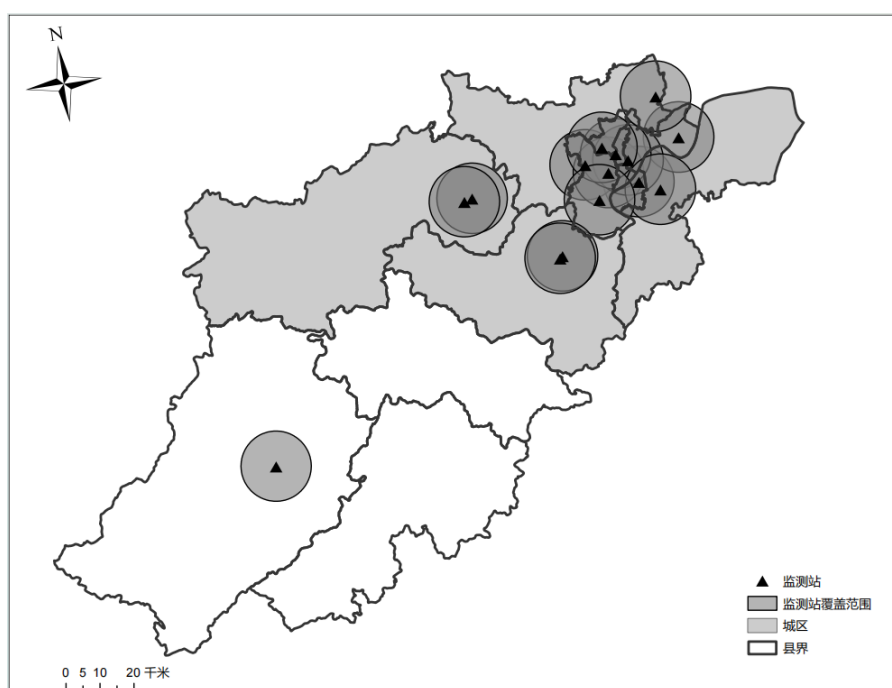


图 A2 2019 年杭州环境空气质量监测站区位分布图

参考文献

- [1] Chao, S., Xiu, Y., Xun, S., Bo, Y., and Wang, J., “Estimating missing values in China’s official socioeconomic statistics using progressive spatiotemporal Bayesian hierarchical modeling”, *Scientific Reports*, 2018, 8, 10055.
- [2] 龚斌磊、张启正、袁菱苒、马光荣, “财政分权、定向激励与农业增长——以“省直管县”财政体制改革为例”, 《管理世界》, 2023 年第 7 期, 第 30—46 页。
- [3] 刘冲、乔坤元、周黎安, “行政分权与财政分权的不同效应:来自中国县域的经验证据”, 《世界经济》, 2014 年第 10 期, 第 123—144 页。
- [4] 李硕、王敏、张丹丹, “中央环保督察和企业进入:来自企业注册数据的证据”, 《世界经济》, 2022 年第 10 期, 第 110—132 页。
- [5] 陆铭, “城市、区域和国家发展——空间政治经济学的现在与未来”, 《经济学 (季刊)》, 2017 年第 4 期, 第 1499—1532 页。
- [6] 罗明忠、林玉婵、柯杰升, “长期护理保险政策实施的农村人口生育促进效应——基于代际资源竞争的视角”, 《中国农村观察》, 2023 年第 5 期, 第 126—144 页。
- [7] 孙伟增、张晓楠、郑思齐, “空气污染与劳动力的空间流动——基于流动人口就业选址行为的研究”, 《经济研究》, 2019 年第 11 期, 第 102—117 页。
- [8] 张吉鹏、黄金、王军辉、黄勔, “城市落户门槛与劳动力回流”, 《经济研究》, 2020 年第 7 期, 第 175—190 页。
- [9] 周玉龙、刘玉海、宋悦, “纵向监管、地方选择性供地与产业结构绿色转型”, 《经济理论与经济管理》, 2024 年第 2 期, 第 1—16 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。