

环保垂直改革与空气污染改善

——基于地方产业转型的新证据

孙兴¹, 刘志铭², 徐佳慧²

(1. 江西财经大学 财税与公共管理学院, 江西 南昌 330013; 2. 华南师范大学经济与管理学院, 广东 广州 510006)

摘要:省以下环保垂直改革是垂直管理模式在环境保护领域的延伸,是环境治理的一项重大制度创新,为破除地方政府干预,维护地方环境利益提供了重要的制度保障。以2014—2020年288个城市为研究对象,采用双重差分法,从理论和实证两个方面探讨了环保垂直改革对空气污染的影响及作用机制。研究发现:环保垂直改革显著降低了地方空气污染水平,并且政策效应具有长期性;机制分析显示,环保垂直改革通过结构调整效应和技术创新效应推动地方产业转型,进而改善地方空气质量;异质性分析发现,环保垂直改革的政策效应在经济增长压力大、地方保护主义严重的地区更为凸显。研究结论为完善现代环境治理体系、推动经济高质量发展提供了有益的理论支撑和实践经验。

关键词:环保垂直改革;空气污染;产业转型;技术创新

中图分类号:F062.9 **文献标志码:**A **文章编号:**1672-6049(2024)06-0056-11

一、引言

在经济发展和环境保护之间取得平衡是许多国家关注的问题。改革开放以来,中国实现持续高速增长的经济增长,财政分权和政治集权的制度结构被认为是其中一个重要原因^[1],但这种制度结构也造成了地方保护主义^[2]、环境污染等诸多问题^[3]。随着中国工业化和城市化进程的加快,空气污染问题日益严重,对人民健康和高质量发展造成了巨大威胁。因此,党的二十大对新时期推进污染防治,打好蓝天、碧水、净土保卫战提出了更高的要求。

长期以来,“条块结合、以块为主、分级管理”是中国环境管理实践的主要模式。然而,随着环境污染治理进入深水区,传统的属地管理模式暴露出许多弊端。例如,容易滋生地方保护主义,干预环境监测监察执法工作^[4]。为解决属地管理问题,2016年9月,中央政府提出《关于省以下环保机构监测监察执法垂直管理制度改革试点工作的指导意见》,强调对地方环保工作实施垂直管理。此次环保垂直改革能否改善地方空气污染水平?作用机理又是什么?准确回答以上问题,对健全完善国家治理体系和治理能力现代化具有重要意义。

近年来,大量文献尝试寻找外生政策冲击来评估垂直管理的环境治理效果。本文从中央和省级两个层面对文献展开梳理。中央层面的环境垂直管理可以分为技术性垂直管理与督办性垂直管理。

收稿日期:2024-04-03;修回日期:2024-09-15

基金项目:广东省哲学社会科学基金青年项目“社会信用体系建设与企业行为决策研究:基于税收规避视角”(GD24YYJ16)

作者简介:孙兴(1996—),男,江西南昌人,经济学博士,江西财经大学财税与公共管理学院讲师,研究方向为资源环境与经济政策;刘志铭(1974—),男,广东广州人,经济学博士,华南师范大学经济与管理学院教授,研究方向为政府行为与公共治理;徐佳慧(1997—),女,河南信阳人,通讯作者,华南师范大学经济与管理学院博士研究生,研究方向为政府行为与公共治理。

技术性垂直管理以国家重点监控企业以及国家空气质量监测站为代表。已有研究发现这些政策能够有效降低工业 COD 排放^[5]和空气污染^[6]。督办性垂直管理主要包括设立区域环保督察中心^[7]、环保督察巡视^[8]以及环保约谈^[9],此类政策也有效改善了地方空气污染情况。然而,尽管上述政策实施使得地方政府处于更加透明和严格的监管环境中,但并未改变地方政府与环保部门之间的从属关系,地方政府依然具备干预环保执法的客观条件。省级层面环保垂直管理主要分为行政权限调整和环保垂直改革两类。已有研究发现扩权强县政策加剧了地区空气污染^[10],而撤县设区政策显著降低了县域空气污染^[11]。但上述研究存在作用机制链条较长、改革变量度量不准确的问题^[12]。最后,具体到环保垂直改革政策,部分文献探索性地研究了局部自发性的环保垂直改革^[13],但难以保证研究的全局性和系统性。

与已有研究相比,本文可能的贡献是:第一,为环境联邦主义的争论提供了新的解释和证据。在环境联邦主义的文献中,学者针对环境集权与环境分权的问题展开了广泛讨论,但并未达成一致结论^[14-15]。本文结论有力支持了中国式环境联邦主义应更多体现集权意志的观点^[16]。第二,丰富了环保垂直改革对空气污染治理的作用机理。大量文献在研究环境政策的污染治理效应时将产业转型作为重要的传导机制^[17-18],但该机制却没有得到环保垂直改革类政策的关注^[19-20]。本文从结构调整和技术创新的视角出发,检验地方政府能否通过地方产业转型升级实现空气质量改善。第三,环保垂直改革作为“底盘性”制度改革,其根本目的在于消除地方保护主义干预、协调经济增长和生态保护之间的关系。然而,鲜有文献提供环保垂直改革解决地方保护主义的直接证据,本文对此做了有益的补充。

二、制度背景和理论假说

(一) 制度背景

属地化管理模式下,地方政府为保证经济增长,往往与污染企业保持“暧昧”关系,环保机构在人、财、物等方面面临地方政府诸多限制,环保执法流于形式。2016年9月22日,我国启动省以下环境保护机构的垂直改革,将环保监察权和监测权由市县环保部门上移至省级环保部门;县级环保部门从地方政府中独立出来,调整为市级环保局的派出分局,且人事、财务权力移交市级环保部门;市级环保局实行双重管理,虽为市政府部门,但人事任免权上移至省级环保部门。图1展示了环保垂直改革的主要内容。

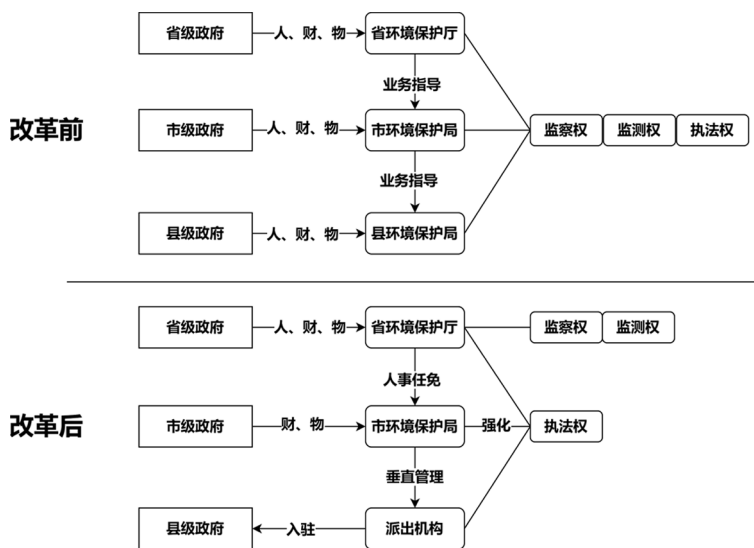


图1 环保垂直改革的主要内容

(二) 理论假说

本文借鉴邓慧慧和杨露鑫^[21]的研究思路,从结构效应和创新效应出发,考察环保垂直改革的环境治理效果。假设地方企业生产 a、b 两种产品,其中, a 为非清洁产品,在其生产过程中将排放污染物, b 为清洁产品,则该企业的生产函数设为:

$$Y_a = K_a^\alpha L_a^\beta \tag{1}$$

$$Y_b = K_b^\mu L_b^\delta \tag{2}$$

式中, K 为资本投入, L 为劳动投入, $\alpha + \beta = 1, \mu + \delta = 1$ 。

1. 环保垂直改革前

环保垂直改革之前, 由于地方政府的包庇行为, 企业生产污染产品并不会受到地方环保执法的影响, 即企业选择清洁产品与非清洁产品是等价的。如果用 r 和 w 表示资本和劳动力的要素价格, 则企业生产 a 、 b 两产品的成本函数均为:

$$c_i = rK_i + wL_i \quad (3)$$

假设, 非清洁产品 a 的价格为 p , 清洁产品 b 的价格为 1, 则企业生产 a 、 b 两产品的利润函数分别为:

$$\pi_a = pY_a - rK_a - wL_a \quad (4)$$

$$\pi_b = Y_b - rK_b - wL_b \quad (5)$$

根据式(1)、式(4)求利润最大化的一阶条件, 可得:

$$\frac{K_a}{L_a} = \frac{\alpha w}{\beta r} \quad (6)$$

将式(1)、式(6)代入式(2)中, 得 a 产品的总成本为:

$$c_a(\alpha, \beta) = \left(\frac{\alpha w}{\beta} + w \right) \left(\frac{aw}{\beta r} \right)^{-\alpha} Y_a \quad (7)$$

由式(7)对产量求导, 可得 a 产品的边际成本为:

$$mc_a = \frac{\beta^{-\beta}}{\alpha^a} r^a w^\beta \quad (8)$$

同理, b 产品的边际成本为:

$$mc_b = \frac{\delta^{-\delta}}{\mu^\mu} r^\mu w^\delta \quad (9)$$

根据谢泼德引理, 对生产每单位 a 、 b 所需要的资本和劳动力分别为:

$$K_a = \frac{\partial mc_a}{\partial r} = \alpha \frac{\beta^{-\beta}}{\alpha^a} r^{a-1} w^\beta; L_a = \frac{\partial mc_a}{\partial w} = \beta \frac{\beta^{-\beta}}{\alpha^a} r^a w^{\beta-1} \quad (10)$$

$$K_b = \frac{\partial mc_b}{\partial r} = \mu \frac{\delta^{-\delta}}{\mu^\mu} r^{\mu-1} w^\delta; L_b = \frac{\partial mc_b}{\partial w} = \delta \frac{\delta^{-\delta}}{\mu^\mu} r^\mu w^{\delta-1} \quad (11)$$

另外, 由边际成本等于边际价格可知, $mc_a = p$, $mc_b = 1$, 求得完全竞争市场的要素价格为:

$$r = \left(\frac{\beta^{-\beta}}{\alpha^a} \right)^{\frac{\delta}{\alpha-\mu}} \left(\frac{\delta^{-\delta}}{\mu^\mu} \right)^{\frac{\beta}{\alpha-\mu}} (p)^{\frac{\delta}{\alpha-\mu}} \quad (12)$$

$$w = \left(\frac{\beta^{-\beta}}{\alpha^a} \right)^{\frac{\mu}{\mu-\alpha}} \left(\frac{\delta^{-\delta}}{\mu^\mu} \right)^{\frac{\alpha}{\mu-\alpha}} (p)^{\frac{\mu}{\mu-\alpha}} \quad (13)$$

假设企业拥有的要素资源是有限的, 在进行要素配置时, 企业分配给产品 a 、 b 的要素数量是此消彼长的, 所拥有的资本和劳动力要素总量满足以下方程:

$$\bar{K} = K_a Y_a + K_b Y_b \quad (14)$$

$$\bar{L} = L_a Y_a + L_b Y_b \quad (15)$$

联合式(1)、式(2)、式(14)、式(15), 可得:

$$Y_a = \frac{\bar{K}L_b - \bar{L}K_b}{K_a L_b - K_b L_a} \quad (16)$$

$$Y_b = \frac{\bar{L}K_a - \bar{K}L_a}{K_a L_b - K_b L_a} \quad (17)$$

将式(10)、式(11)、式(12)、式(13)代入到式(16)、式(17)中可以解得产品 a 、 b 的均衡产出为:

$$Y_a^* = \frac{(1-\mu) \left(\frac{\beta^{-\beta}}{\alpha^a} \right)^{\frac{\mu-1}{\alpha-\mu}} \left(\frac{\delta^{-\delta}}{\mu^\mu} \right)^{\frac{\beta}{\alpha-\mu}} (p)^{\frac{1-\alpha}{\alpha-\mu}} \bar{K} - \mu \left(\frac{\beta^{-\beta}}{\alpha^a} \right)^{\frac{\mu}{\alpha-\mu}} \left(\frac{\delta^{-\delta}}{\mu^\mu} \right)^{\frac{-\alpha}{\alpha-\mu}} (p)^{\frac{-\alpha}{\alpha-\mu}} \bar{L}}{\alpha - \mu} \quad (18)$$

$$Y_b^* = \frac{\alpha \left(\frac{\beta^{-\beta}}{\alpha^a} \right)^{\frac{\mu}{\alpha-\mu}} \left(\frac{\delta^{-\delta}}{\mu^\mu} \right)^{\frac{-\alpha}{\alpha-\mu}} (p)^{\frac{-\mu}{\alpha-\mu}} \bar{L} - (1-\alpha) \left(\frac{\beta^{-\beta}}{\alpha^a} \right)^{\frac{\mu-1}{\alpha-\mu}} \left(\frac{\delta^{-\delta}}{\mu^\mu} \right)^{\frac{\beta}{\alpha-\mu}} (p)^{\frac{1-\mu}{\alpha-\mu}} \bar{K}}{\alpha - v} \quad (19)$$

令 $A = \left(\frac{\beta^{-\beta}}{\alpha^a} \right)^{\frac{\mu-1}{\alpha-\mu}} \left(\frac{\delta^{-\delta}}{\mu^\mu} \right)^{\frac{\beta}{\alpha-\mu}}$, $B = \left(\frac{\beta^{-\beta}}{\alpha^a} \right)^{\frac{\mu}{\alpha-\mu}} \left(\frac{\delta^{-\delta}}{\mu^\mu} \right)^{\frac{-\alpha}{\alpha-\mu}}$, 并将式(17)、式(18)对价格求导,可得:

$$\frac{\partial Y_a^*}{\partial p} = \frac{(1-\mu)(1-\alpha)A(p)^{\frac{1-2\alpha+\mu}{\alpha-\mu}} \bar{K} + \mu a B(p)^{\frac{-2\alpha+\mu}{\alpha-\mu}} \bar{L}}{(\alpha - v)^2} > 0 \quad (20)$$

$$\frac{\partial Y_b^*}{\partial p} = \frac{-\alpha \mu B(p)^{\frac{-\alpha}{\alpha-\mu}} \bar{L} - (1-a)(1-\mu)A(p)^{\frac{1-\mu}{\alpha-\mu}} \bar{K}}{(\alpha - v)^2} < 0 \quad (21)$$

由于 $\mu, \alpha, \beta, \sigma$ 取值范围均属于 $(0, 1)$, 因此随着非清洁产品 a 的价格提高, 企业为追求更高的利润, 会选择增加 a 产品的生产, 最终导致更多的污染排放。

2. 环保垂直改革后

随着环保垂直改革的实施, 省级环保机构对基层环境治理的监管力度增强, 迫使企业生产非清洁产品时将承担更高的成本, 此时企业污染排放行为被处处的概率和处罚金额将会更高。假设企业排放的污染物与非清洁产品 a 的产量成固定比例 $\rho \in (0, 1)$, 污染物排放量 e 的函数可以表示为:

$$e = \rho K_a^\alpha L_a^\beta \quad (22)$$

改革后, 地方环保部门有一定概率 $\theta \in (0, 1)$ 发现并查处企业的污染行为, 企业产生的污染物排放越多, 被处罚的可能性也就越大。此时, 企业生产非清洁产品 a 的成本函数可以表示为:

$$c'_a = rK_a + wL_a + \theta \rho K_a^\alpha L_a^\beta \quad (23)$$

进一步, 企业在改革后生产 a 产品的利润函数可以表示为:

$$\pi'_a = pK_a^\alpha L_a^\beta - rK_a - wL_a - \theta \rho K_a^\alpha L_a^\beta \quad (24)$$

参照上文的计算方法, 结合式(3)和式(5), 即 b 产品的成本函数和利润函数, 假定地方资本和劳动力要素禀赋满足式(14)、式(15), 可得企业生产 a, b 产品的均衡产出为:

$$Y_a^* = \frac{(1-\mu) \left(\frac{\beta^{-\beta}}{\alpha^a} \right)^{\frac{\mu-1}{\alpha-\mu}} \left(\frac{\delta^{-\delta}}{\mu^\mu} \right)^{\frac{\beta}{\alpha-\mu}} (p - \theta \rho)^{\frac{1-a}{\alpha-\mu}} \bar{K} - \mu \left(\frac{\beta^{-\beta}}{\alpha^a} \right)^{\frac{\mu}{\alpha-\mu}} \left(\frac{\delta^{-\delta}}{\mu^\mu} \right)^{\frac{-\alpha}{\alpha-\mu}} (p - \theta \rho)^{\frac{-a}{\alpha-\mu}} \bar{L}}{\alpha - \mu} \quad (25)$$

$$Y_b^* = \frac{\alpha \left(\frac{\beta^{-\beta}}{\alpha^a} \right)^{\frac{\mu}{\alpha-\mu}} \left(\frac{\delta^{-\delta}}{\mu^\mu} \right)^{\frac{-\alpha}{\alpha-\mu}} (p - \theta \rho)^{\frac{-\mu}{\alpha-\mu}} \bar{L} - (1-\alpha) \left(\frac{\beta^{-\beta}}{\alpha^a} \right)^{\frac{\mu-1}{\alpha-\mu}} \left(\frac{\delta^{-\delta}}{\mu^\mu} \right)^{\frac{\beta}{\alpha-\mu}} (p - \theta \rho)^{\frac{1-\mu}{\alpha-\mu}} \bar{K}}{\alpha - \mu} \quad (26)$$

令 $A' = \left(\frac{\beta^{-\beta}}{\alpha^a} \right)^{\frac{\mu-1}{\alpha-\mu}} \left(\frac{\delta^{-\delta}}{\mu^\mu} \right)^{\frac{\beta}{\alpha-\mu}}$, $B' = \left(\frac{\beta^{-\beta}}{\alpha^a} \right)^{\frac{\mu}{\alpha-\mu}} \left(\frac{\delta^{-\delta}}{\mu^\mu} \right)^{\frac{-\alpha}{\alpha-\mu}}$, 并将式(25)、式(26)分别对污染物处罚概率 θ 求

导, 来观察环保垂直改革对两种产品均衡产出的影响:

$$\frac{\partial Y_a^*}{\partial \theta} = \frac{-\rho(1-\mu)(1-\alpha)A'(p - \rho\theta)^{\frac{1-2\alpha+\mu}{\alpha-\mu}} \bar{K} - \rho \mu a B'(p - \rho\theta)^{\frac{-2\alpha+\mu}{\alpha-\mu}} \bar{L}}{\alpha - v^2} < 0 \quad (27)$$

$$\frac{\partial Y_b^*}{\partial \theta} = \frac{\rho \alpha \mu B(p - \rho\theta)^{\frac{-\alpha}{\alpha-\mu}} \bar{L} + \rho(1-a)(1-\mu)A(p - \rho\theta)^{\frac{1-a}{\alpha-\mu}} \bar{K}}{\alpha - v^2} > 0 \quad (28)$$

已知 $\mu, \alpha, \beta, \sigma, \rho, \theta$ 取值范围均属于 $(0, 1)$, 所以随着地方环保处罚力度的增强, 非清洁产品 a 的产量会降低, 而清洁产品 b 的产量则会上升, 地方生产结构发生调整。因此, 上述结果符合“遵循成本理论”, 即环保垂直改革增加了企业的生产成本, 企业通过生产规模调整和资源再配置效应影响产业结构^[22]。

另外, 依据“波特假说”, 适度的环境规制会刺激企业进行技术创新, 产生创新补偿效应, 同样能够推动产业结构调整升级^[23]。为了验证技术创新效应, 我们假设企业意识到无法通过地方保护豁免环保处罚时, 有动机投入一定比例 σ 的资本和劳动力要素用于清洁生产技术的研发。清洁技术的水平显

然和要素的投入比例成正相关,用 $\tau\sigma$ 表示, $\tau\sigma$ 值越高,生产 a 产品时的减排效应越明显。此时,企业 a 产品生产函数和污染排放量函数可以表示为:

$$Y'_a = Y_a[(1-\sigma)K_a, (1-\sigma)L_a] = (1-\sigma)K_a^\alpha L_a^\beta \quad (29)$$

环保垂直改革后,在考虑清洁技术进步的情况下,企业生产非清洁产品的成本函数为:

$$\pi''_a = p(1-\sigma)K_a^\alpha L_a^\beta - rK_a - wL_a - \tau\theta\rho\sigma(1-\sigma)K_a^\alpha L_a^\beta \quad (30)$$

进一步,将式(30)减式(24)得到企业投入清洁生产技术前后的利润变化函数:

$$\pi''_a - \pi'_a = -p\sigma K_a^\alpha L_a^\beta - \theta\rho(\tau\sigma(1-\sigma) - 1)K_a^\alpha L_a^\beta \quad (31)$$

将方程对 θ 分别求一阶导和二阶导,可得:

$$\frac{\partial(\pi''_a - \pi'_a)}{\partial\sigma} = -pK_a^\alpha L_a^\beta - \theta\rho(\tau - 2\tau\sigma)K_a^\alpha L_a^\beta \quad (32)$$

$$\frac{\partial^2(\pi''_a - \pi'_a)}{\partial\sigma^2} = (2\tau\theta\rho)K_a^\alpha L_a^\beta \quad (33)$$

由式(32)和式(33)的结果可知, $\pi''_a - \pi'_a$ 为凹函数,在 $\sigma = \frac{p + \theta\rho\tau}{2\tau\theta\rho}$ 时,取得极小值。技术进步前后的利润差呈现先缩小后增大,呈U型曲线,并且环保处罚力度 θ 越大,达到极值点的 σ 越小,通过清洁技术进步推动的利润增长将更显著。因此,清洁技术进步同样能够实现地方环境质量的改善。综上所述,本文提出以下两个基本假说。

假说1:环保垂直改革通过产业结构调整,最终改善了地区环境污染水平。

假说2:环保垂直改革通过技术水平提升,最终改善了地区环境污染水平。

三、研究设计

(一) 模型设计

根据理论分析内容,本文构建基准模型如下:

$$PM_{2.5,i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 EVR_{i,t} + \alpha_2 Y_{i,t} + \alpha_3 (Z_{i,2014} \times f(t)) + \gamma_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (34)$$

式(34)中,被解释变量 $PM_{2.5,i,t}$ 代表 t 时期城市 i 的空气污染水平; $EVR_{i,t}$ 是一个虚拟变量,如果 t 时期城市 i 实施了环保垂直改革则赋值为1,反之为0;向量 $Y_{i,t}$ 代表一系列城市层面的控制变量; γ_i 控制了不随时间变化的城市特征; μ_i 则控制时间固定效应; ε_{it} 表示随机扰动项。此外,本文参照 Han and Tian^[24]的做法,在基准模型中添加了可能影响环保垂直改革政策实施的系列控制变量 $Z_{i,2014}$,并且将其与不同形式(线性,平方和立方)的时间函数 $f(t)$ 交乘,以控制改革地区与未改革地区间不同区域特征导致的差异趋势。

(二) 数据来源与变量说明

1. 环保垂直改革变量

本文将各省环保垂直改革实施方案的发布时间定义为该省环保垂直改革开始的时期,数据收集的步骤如下:(1)通过查阅地方政府官方网站,对于公开发布环保垂直改革实施方案的省份依照其发布日期确定,如山东省2017年9月发布;(2)部分省份虽然也按照中央指导意见出台了相应实施方案,但未公开相关内容,我们通过咨询该省生态环境保护厅工作人员获得其发布时间,如安徽省2019年3月发布;(3)考虑到部分省份实施方案出台时间为年末,本文将12月出台改革方案的省份视为次年实施,其他月份出台则认定为当年实施。

2. 空气污染变量

本文以城市年度平均 $PM_{2.5}$ 浓度作为衡量空气污染的代理变量。该数据由加拿大达尔豪斯大学大气成分分析组公布。

3. 经济和气象控制变量

本文控制了一系列城市经济特征变量,以尽可能缓解遗漏变量的偏误。这些变量包括:经济发展水平($\ln pgdp$ 、 $\ln pgdp^2$),用人均GDP及其平方项衡量,并进行对数处理;产业结构($Struct$),第二产业

增加值与 GDP 的比重衡量;财政分权度(*Finadp*),地方财政一般预算内收入与一般预算内支出之比来衡量;政府经济干预(*Gov*),地方一般预算内财政收入占 GDP 的比重来衡量。所有经济控制变量数据均来自《中国城市统计年鉴》,部分缺失数据采用插值法填补。除此之外,本文还控制了城市层面的气象数据,包括气温、风速、降雨量和相对湿度。

4. 其他控制变量

其他控制变量由 2014 年省级层面数据构成,数据来源于 2015 年《中国环境统计年鉴》《中国环境年鉴》。具体而言,本文选取了五个可能与环保垂直改革实施相关的变量,分别为省工业总产值、环境污染投资治理总额、环保人员总数、环保行政处罚案件数、来信总数,且均使用省人口总数进行标准化处理。

(三) 主要变量描述性统计

本文以 2014—2020 年期间 288 个地级市为研究样本,表 1 是主要变量的描述性统计。从表 1 可知,样本期间内 $PM_{2.5}$ 的均值为 39.011 2,标准差为

13.793 2,相较于陈诗一和陈登科^[25]的研究, $PM_{2.5}$ 无论是均值还是标准差均明显降低。^①

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

表 2 汇报了本文的基准回归结果。列(1)仅控制年份和城市层面固定效应,从列(2)至列(4),基准模型中逐步加入经济变量、气象变量、其他控制变量与时间趋势的交互项。估计结果表明,*EVR* 的系数为负且均在 1% 显著性水平上显著,表明环保垂直改革显著地降低了城市空气污染水平。其中,列(4)结果显示,*EVR* 的系数为 -1.818 4,相对于全样本期间的均值而言,环保垂直改革降低了改革区域 $PM_{2.5}$ 浓度约 4.7%。与同类型的垂直改革政策相比,例如,王小龙和陈金皇^[11]发现“财政直管县”改革使得地方 $PM_{2.5}$ 浓度降低了约 2.5%,环保垂直改革的污染治理效果更明显。

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势检验及改革动态效应

双重差分模型有效的前提条件是环保垂直改革发生前处理组与控制组的空气污染水平满足平行趋势。本文采用事件研究法进行检验:

表 1 主要变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
$PM_{2.5}$	2 010	39.011 2	13.793 2	3.158 2	99.569 6
<i>EVR</i>	2 010	0.345 3	0.475 6	0.000 0	1.000 0
$\ln pgdp$	2 010	5.772 4	0.543 1	4.272 0	7.486 5
$\ln pgdp^2$	2 010	33.615 3	6.354 2	18.249 8	56.047 2
<i>Struct</i>	2 010	43.436 9	10.467 6	8.850 0	75.530 0
<i>Gov</i>	2 010	0.217 1	0.119 4	0.043 9	2.060 3
<i>Finadp</i>	2 010	3.060 4	1.918 1	0.903 7	17.507 6
<i>Temperature</i>	2 010	14.747 0	5.166 4	-2.066 8	26.231 5
<i>Speed</i>	2 010	2.508 6	0.510 7	1.128 6	4.131 4
<i>Precipitation</i>	2 010	1 135.389 0	713.478 6	38.703 5	4 754.889 4
<i>Humidity</i>	2 010	65.130 5	11.664 7	29.267 2	83.862 1

表 2 基准回归结果

变量	$PM_{2.5}$	$PM_{2.5}$	$PM_{2.5}$	$PM_{2.5}$
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>EVR</i>	-1.890 3*** (0.341 0)	-1.909 6*** (0.340 5)	-1.607 7*** (0.333 3)	-1.818 4*** (0.343 7)
经济控制变量	NO	YES	YES	YES
气象控制变量	NO	NO	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
其他控制变量 $\times T/T^2/T^3$	NO	NO	NO	YES
观测值	2 010	2 010	2 010	2 010
Adj R-squared	0.937 2	0.939 7	0.942 2	0.945 1

注:***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平上显著,括号内为城市层面的聚类稳健标准误。

^①陈诗一和陈登科^[28]研究的样本区间为 2004—2013 年,其中 $PM_{2.5}$ 的均值与标准差分别为 64.3 和 21.4。

$$PM_{2.5_{ijt}} = \beta_0 + \beta_k \sum_{k=-4}^3 EVR_{i,t+k} + \lambda X + \gamma_i + \delta_j + \sigma_t + \varepsilon_{it} \quad (35)$$

式(35)中 k 的取值范围为 $-4, -3, -2, 0, \dots, 3$,代表与环保垂直改革实施年份相差的时期数,将 $k < -4$ 的时期均累加至 -4 期。本文将改革实施前一年作为基期, β_k 代表与基期相比,改革在第 k 年对空气污染的治理效应。

图2结果显示,基期之前 β_k 系数均不显著,表明实验组与控制组城市空气污染水平并不存在系统性的差异,模型满足平行趋势假设。动态效应结果显示改革实施以后,城市空气污染改善效果随着时间推移逐渐增强,支持了政策效果的长期性。

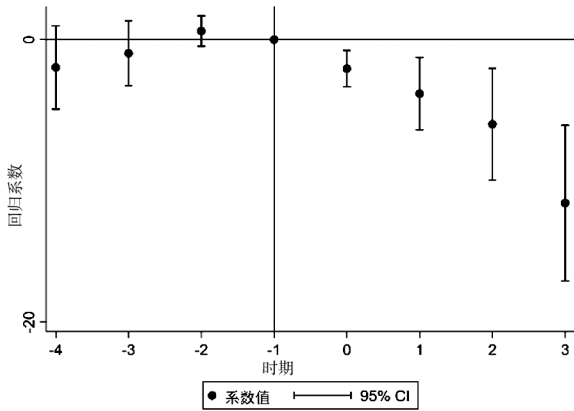


图2 平行趋势检验与改革动态效应

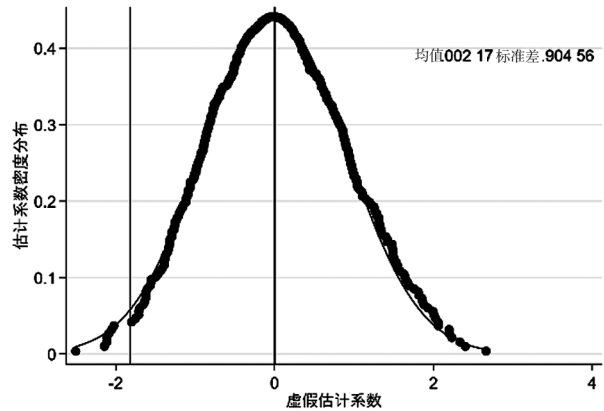


图3 安慰剂检验

2. 安慰剂检验

为检验基准回归是否由偶然因素所决定,通过随机分配改革城市来构造安慰剂检验。安慰剂检验的结果显示,虚假的估计系数密度以0为中心呈正态分布,并且表2列(4)的真实估计系数(左垂线)位于虚假回归系数分布的高尾部分。因此,本文认为基准回归结果不太可能是由偶然因素导致。

3. 其他稳健性检验

本文其他稳健性检验结果在表3中汇报:(1)考虑到环保垂直改革由省级政府推动实行,本文使用省份层面的聚类稳健标准误来重新对基准模型进行回归,基本结论仍然成立;(2)考虑到地区空气污染严重程度依赖于历史水平,将滞后一期的被解释变量 $L.PM_{2.5}$ 加入到基准模型中,结论保持不变;(3)考虑到环保垂直改革可能存在的预期效应,本文参照徐超等^[26]的处理方式,删除了2016年的样本观察值后重新回归,结论保持不变;(4) Han and Tian^[24]指出部分城市在中央出台环保垂直改革政策之前就实施了局部性的环保垂直改革,并取得一定效果。因此,本文剔除了1994年开始已经部分自主开展垂直改革的地级市,仅保留了首次参与环保垂直改革的城市,结果显示核心解释变量 EVR 的系数显著为负,证明了基准回归结果的稳健性。

表3 其他稳健性检验

变量	聚类省级 层面	$PM_{2.5}$ 滞后一期	排除预期 效应	剔除局部 垂改城市
EVR	-1.8184** (0.8515)	-1.5914*** (0.3092)	-1.1995*** (0.3644)	-2.4338*** (0.4139)
$L.PM_{2.5}$		0.3822*** (0.0360)		
控制变量	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
聚类层面	省级	市级	市级	市级
观测值	2010	2010	1722	1473
Adj R-squared	0.9377	0.9401	0.9407	0.9465

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著,括号内为城市层面的聚类稳健标准误。控制变量包含经济控制变量、气象控制变量以及其他控制变量 $\times T$ 、其他控制变量 $\times T^2$ 、其他控制变量 $\times T^3$ 。

4. 排除竞争性政策的影响

为排除竞争性政策的影响,表4中考虑了同期可能影响空气污染的政策:(1)2014年5月环保部出台《环境保护部约谈暂行办法》,约谈作为重要的环境执法监督手段,短期内对空气污染有明显的治理效果^[9]。本文在基准模型中进一步添加环保约谈的虚拟变量 EIV_{it} ,检验结果与基准回归结果保持一致。(2)2018年6月国务院针对京津冀及周边地区、长三角地区和汾渭平原等重点区域的空气污染问题发布了《打赢蓝天保卫战三年行动计划》。本文将基准模型加入重点区域虚拟变量 $Blue$ 与2018年时间虚拟变量的交互项后进行回归,结果显示核心解释变量的系数仍保持负向显著。(3)国家改革发展委于2010年、2012年和2017年先后启动了第三批低碳城市试点。考虑到样本期间内仅第三批低碳试点城市可能发挥政策效应,本文采用 LCC 表示低碳城市试点政策的虚拟变量。如果该城市属于第三批政策公布的试点地区,则赋值为1,否则赋值为0。随后,将赋值后的虚拟变量 LCC 与2017年时间虚拟变量的交互项加入基准回归,以排除低碳城市试点政策对结论的影响。

(三) 机制分析

1. 结构调整效应与技术创新效应

根据理论分析部分可知,环保垂直改革可能通过结构调整效应降低空气污染水平。为了验证这一机制,本文分别从污染企业准入和污染企业退出两方面展开讨论。具体地,从天眼查数据库中收集了制造业工商企业数据,依据《上市公司环保核查行业分类管理名录》统计城市当年污染企业的注册数目和注销数目,采用城市污染企业注册数量(注销数量)占制造业企业注册总量(注销总量)的比例衡量污染企业的进入(退出)。表5中列(1)、列(2)的结果显示,污染企业注册比例系数显著为负,表明环保垂直改革限制了制造业中污染企业的进入,而污染企业注销比例系数显著为正,表明环保垂直改革促进了制造业中污染企业的退出。综上所述,环保垂直改革通过限制污染企业的进入和加快污染企业的退出,有效地控制了地方污染企业的规模数量,进而改善地方空气污染水平。

进一步,对于环保垂直改革技术创新效应的检验,将城市专利授权数量和城市绿色专利授权数量加1取对数处理,并以此衡量各城市的整体创新水平和绿色创新水平。上述专利数据均来源于CNRDS数据库。表5列(3)、列(4)的回归结果说明,无论是城市绿色创新还是城市创新,环保垂直改革的估计系数均在5%显著性水平上显著为正。这说明环保垂直改革显著地提高了城市绿色创新和整体创新水平,并且估计系数显示改革对绿色创新的影响更大。由此可知,环保垂直改革通过促进地

表4 排除竞争性政策

变量	环保约谈 (1)	蓝天保卫战 (2)	低碳城市试点 (3)
EVR	-1.8049*** (0.3418)	-2.2722*** (0.3668)	-1.8168*** (0.3438)
EIV	-0.7462 (0.7625)		
$Blue \times 2018$	-4.1835*** (0.6414)		
$LCC \times 2017$	-1.0760* (0.6280)		
控制变量	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
观测值	2010	2010	2010
Adj R-squared	0.9452	0.9494	0.9452

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著,括号内为城市层面的聚类稳健标准误。控制变量包含经济控制变量、气象控制变量以及其他控制变量 $\times T$ 、其他控制变量 $\times T^2$ 、其他控制变量 $\times T^3$ 。

表5 机制分析:结构效应与技术创新效应

变量	企业进入 (1)	企业退出 (2)	城市创新 (3)	城市绿色创新 (4)
EVR	-0.0124*** (0.0045)	0.0245* (0.0145)	0.0550** (0.0257)	0.0630** (0.0307)
控制变量	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
观测值	2010	2010	2010	2010
Adj R-squared	0.7631	0.4834	0.9694	0.9523

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著,括号内为城市层面的聚类稳健标准误。控制变量包含经济控制变量、气象控制变量以及其他控制变量 $\times T$ 、其他控制变量 $\times T^2$ 、其他控制变量 $\times T^3$ 。

方绿色技术研发与应用,同样能够改善地方环境污染问题。

2. 产业高级化和产业合理化

产业结构调整,不仅能够提高绿色低碳产业、高新技术产业的比重,加快形成新质生产力,促进技术进步,持续改善工业绿色发展水平;也能够降低高污染、高耗能传统产业的比重,淘汰落后生产工艺,鼓励先进环保技术设备研发,从源头上控制污染的产生和排放^[27]。为了验证这一路径,本文借鉴干春晖等^[28]的做法,采用第三产业与第二产业的产值和泰勒指数分别衡量产业结构高级化的量和产业结构合理化程度。同时,考虑到单纯使用产业间份额比例可能导致产业结构转型指标的“虚高化”,本文还采用产业间的比例关系与劳动生产率的乘积衡量产业结构高级化的质^[29]。表6列(1)、列(2)汇报了产业结构高级化的回归结果。

结果显示,产业结构高级化的量和产业结构高级化的质均至少在10%显著性水平上显著为正,表明环保垂直改革实现了地区产业高级化的“量质齐升”。表6列(3)中产业结构合理化的系数在1%显著性水平上显著为正,表明环保垂直改革促进了资源在各产业间的配置效率,有利于实现人口、资源、环境的良性循环。

(四) 异质性分析:经济压力与地方保护

环保垂直改革作为环境治理领域的一项重大制度创新,有利于根治地方政府利用行政干预手段放松环境监管换取经济增长的“痼疾”,破除环境管理中的地方保护主义。

当经济增长压力较大时,地方政府通过对污染企业的庇护实现经济增长目标,这无疑损害了环境利益。本文按照上一年地方政府GDP增长率的中位数将样本分为两组,低于(或等于)中位数划为高经济压力组,反之则为低经济压力组。表7列(1)、列(2)是环保垂直改革在不同经济压力组的回归结果。研究发现,无论是高经济压力组还是低经济压力组的回归系数均在1%显著性水平上显著为负,但低经济压力组系数明显小于高经济压力组系数。这表明环保垂直改革能有效解决地方政府环境治理与经济增长的矛盾,遏制损害环境利益为代价的经济发展。

此外,地方官员出于财政压力与政绩考核压力,往往具有支持高税收污染企业的动机,阻碍基层环保部门执法,充当污染企业环境违法行为的保护伞。因此,本文从地方政府保护税基角度出发,采用地区企业所得税占地方财政收入的比重衡量地方保护程度^[30-31],并依据中位数划分地方保护程度的。表7列(3)、列(4)是按照地方保护程度强弱划分的回归结果。结果显示,地方保护程度强的地

表6 机制分析:产业结构高级化与合理化

变量	产业结构高级化的量 (1)	产业结构高级化的质 (2)	产业结构合理化 (3)
<i>EVR</i>	0.0164* (0.0091)	0.1406** (0.0704)	0.0289*** (0.0092)
控制变量	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
观测值	2010	1721	1718
Adj R-squared	0.9481	0.6820	0.8616

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著,括号内为城市层面的聚类稳健标准误。控制变量包含经济控制变量、气象控制变量以及其他控制变量 $\times T$ 、其他控制变量 $\times T^2$ 、其他控制变量 $\times T^3$ 。列(3)、列(4)中观测值的降低是指标计算过程中第一、第二和第三产业的从业人员数据缺失导致。

表7 异质性分析:经济压力与地方保护

变量	经济压力		地方保护	
	高 (1)	低 (2)	强 (3)	弱 (4)
<i>EVR</i>	-2.6843*** (0.6058)	-1.5635*** (0.3495)	-1.6825*** (0.5993)	-0.8728 (0.6288)
<i>Diff</i> (经验 <i>P</i> 值)	1.184(0.022)		0.810(0.063)	
控制变量	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
观测值	987	950	944	941
Adj R-squared	0.9430	0.9688	0.9474	0.9512

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著,括号内为城市层面的聚类稳健标准误。控制变量包含经济控制变量、气象控制变量以及其他控制变量 $\times T$ 、其他控制变量 $\times T^2$ 、其他控制变量 $\times T^3$ 。*Diff*为系数差异,经验*p*值基于*Bootstrap*1000次计算得到。

区空气污染在1%显著性水平上显著为负,地方保护程度弱的地区空气污染为负,但并不显著。这表明环保垂直改革有效隔离了地方保护主义对生态环境执法的干预,有利于从根本上解决地方空气污染久治不愈的问题。

五、结论与启示

本文以2014—2020年城市层面的数据为样本,通过双重差分法,探讨了环保垂直改革对地方空气污染治理的影响机制,研究发现:(1)环保垂直改革改善了地区空气污染水平,并且政策效果具有长期性;(2)环保垂直改革政策效应在经济增长压力大、地方保护程度强的地区更为凸显;(3)环保垂直改革通过结构调整效应和技术创新效应,有效地推动了地区产业转型升级,从而进一步改善地区空气污染水平。

本研究具有以下启示:(1)进一步深化改革,总结环保垂直改革的经验,明确职责分工和协作机制,完善生态环境保护队伍建设,健全考核激励机制,激发基层执法部门的活力,从而巩固改革带来的制度优势。(2)环保垂直改革在促进地方产业转型升级方面发挥了积极作用。地方政府应进一步简化绿色技术研发中的行政审批程序,鼓励知识产权保护,提供税收或环保补贴,为绿色技术推广提供稳定的法律保障,推动产业结构优化和新旧动能平稳转换。

参考文献:

- [1]王永钦,张晏,章元,等.中国的大国发展道路——论分权式改革的得失[J].经济研究,2007(1):4-16.
- [2]宋马林,金培振.地方保护、资源错配与环境福利绩效[J].经济研究,2016,51(12):47-61.
- [3]JIA R X, NIE H H. Decentralization, collusion, and coal mine deaths[J]. Review of economics and statistics,2017,99(1):105-118.
- [4]黄滢,刘庆,王敏.地方政府的环境治理决策:基于SO₂减排的面板数据分析[J].世界经济,2016,39(12):166-188.
- [5]ZHANG B, CHEN X L, GUO H X. Does central supervision enhance local environmental enforcement? Quasi-experimental evidence from China[J]. Journal of public economics,2018,164:70-90.
- [6]LIU G X, DONG X C, KONG Z Y, et al. Does national air quality monitoring reduce local air pollution? The case of PM2.5 for China[J]. Journal of environmental management,2021,296:113232.
- [7]赵阳,沈洪涛,刘乾.中国的边界污染治理——基于环保督查中心试点和微观企业排放的经验证据[J].经济研究,2021,56(7):113-126.
- [8]刘亦文,王宇,胡宗义.中央环保督察对中国城市空气质量影响的实证研究——基于“环保督查”到“环保督察”制度变迁视角[J].中国软科学,2021(10):21-31.
- [9]吴建南,文婧,秦朝.环保约谈管用吗?——来自中国城市大气污染治理的证据[J].中国软科学,2018(11):66-75.
- [10]王小龙,陈金皇.省直管县改革与区域空气污染——来自卫星反演数据的实证证据[J].金融研究,2020(11):76-93.
- [11]吴金群,游晨,田传浩.垂直监管改革与空气污染——来自县(市)改区的证据[J].中国人口·资源与环境,2023,33(2):11-18.
- [12]张琦,邹梦琪.环境治理垂直改革的效果、基层机制与影响因素[J].经济研究,2022,57(8):172-190.
- [13]韩超,孙晓琳,李静.环境规制垂直管理改革的减排效应——来自地级市环保系统改革的证据[J].经济学(季刊),2021,21(1):335-360.
- [14]VELD K V, SHOGREN J F. Environmental federalism and environmental liability[J]. Journal of environmental economics and management, 2012, 63(1): 105-119.
- [15]ROOIJ B V, ZHU Q Q, NA L, et al. Centralizing trends and pollution law enforcement in China[J]. The China quarterly, 2017,231:583-606.
- [16]张华,丰超,刘贯春.中国式环境联邦主义:环境分权对碳排放的影响研究[J].财经研究,2017,43(9):33-49.
- [17]宋弘,孙雅洁,陈登科.政府空气污染治理效应评估——来自中国“低碳城市”建设的经验研究[J].管理世界,

- 2019,35(6):95-108+195.
- [18]田雅群,何广文,范亚辰,等.“省直管县”财政体制改革有利于打赢蓝天保卫战吗——基于县域空气质量的研究[J].中国农村经济,2023(3):101-119.
- [19]李卫兵,杨咏文.环保监测监察执法机构扁平化改革与边界水污染[J].中国人口·资源与环境,2023,33(4):137-146.
- [20]马光荣,刘孟鑫,戚庆源.政府间环境事权划分与污染治理——基于省以下环保机构垂直化改革的研究[J].财贸经济,2023,44(8):22-37.
- [21]邓慧慧,杨露鑫.雾霾治理、地方竞争与工业绿色转型[J].中国工业经济,2019(10):118-136.
- [22]MILLIMET D L, ROY S, SENGUPTA A. Environmental regulations and economic activity: influence on market structure [J]. Annual review of resource economics,2009,1(1):99-118.
- [23]余泳泽,孙鹏博,宣烨.地方政府环境目标约束是否影响了产业转型升级? [J].经济研究,2020,55(8):57-72.
- [24]HAN C, TIAN X L. Less pollution under a more centralized environmental system: evidence from vertical environmental reforms in China[J]. Energy economics, 2022,112:106121.
- [25]陈诗一,陈登科.雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J].经济研究,2018,53(2):20-34.
- [26]徐超,庞雨蒙,刘迪.地方财政压力与政府支出效率——基于所得税分享改革的准自然实验分析[J].经济研究,2020,55(6):138-154.
- [27]原毅军,谢荣辉.环境规制的产业结构调整效应研究——基于中国省际面板数据的实证检验[J].中国工业经济,2014(8):57-69.
- [28]干春晖,郑若谷,余典范.中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J].经济研究,2011,46(5):4-16+31.
- [29]刘伟,张辉,黄泽华.中国产业结构高度与工业化进程和地区差异的考察[J].经济学动态,2008(11):4-8.
- [30]陈冬,范蕊,梁上坤.谁动了上市公司的壳? ——地方保护主义与上市公司壳交易[J].金融研究,2016(7):176-190.
- [31]胡向婷,张璐.地方保护主义对地区产业结构的影响——理论与实证分析[J].经济研究,2005(2):102-112.
- (责任编辑:陈 春;英文校对:谈书墨)

Environmental Vertical Reform and Air Pollution Improvement: New Evidence Based on Local Industrial Transformation

SUN Xing¹, LIU Zhiming², XU Jiahui²

(1. School of Public Finance and Public Administration, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang 330013, China;
2. School of Economics and Management, South China Normal University, Guangzhou 510006, China)

Abstract: The environmental vertical reform below the provincial level is an extension of the vertical management model in the field of environmental protection, representing a major institutional innovation in environmental governance. This reform provides an important institutional safeguard for deterring local government intervention and protecting local environmental interests. This paper analyzes 288 cities from 2014 to 2020, employing the difference-in-differences method to both theoretically and empirically examine the impact of environmental vertical reform on air pollution and its underlying mechanisms. The results indicate that environmental vertical reform significantly reduces local air pollution levels, with the policy effects proving to be long-lasting. Mechanism analysis reveals that the reform fosters local industrial transformation through structural adjustments and technological innovations, which, in turn, contribute to improved air quality. Heterogeneity analysis further shows that the policy effects of environmental vertical reform are particularly pronounced in regions facing high economic growth pressure and strong local protectionism. The findings of this study offer valuable theoretical insights and practical guidance for enhancing modern environmental governance systems and promoting high-quality economic development.

Key words: environmental vertical reform; air pollution; industrial transformation; technological innovation