

中国环保考核制度调整与经济增长方式转变

万 威¹, 左绿吟²

(1. 华中师范大学经济与工商管理学院, 湖北 武汉 430079;

2. 中国人民大学农业与农村发展学院, 北京 100872)

摘 要: 经济增长与环境污染之间的关系, 是经济增长方式最直接的体现之一。首先分析城市经济增长率与企业二氧化硫排放量之间的关系, 发现其在 2005 年前后发生了根本性转变: 在 2005 年以前, 二者高度正相关, 而在 2005 年以后, 这种相关性明显减弱。机制分析发现: 出现这一转变的直接原因是在 2005 年及以后随着经济增长率的提高, 企业更多地使用清洁能源代替非清洁能源; 更深层的原因则是在 2005 年以前地方官员选择放松环境规制促进经济增长, 而 2005 年及以后此动机因官员环保考核制度调整而受到抑制。进一步分析发现, 重污染行业占比不同的城市在 2005 年及以后选择了不同的“清洁化”增长战略。分析表明, 2005 年环保考核制度调整使中国的经济增长方式发生了根本性转变。

关键词: 官员环保考核; 经济增长方式; 经济增长率; 环境污染

中图分类号: F273.1 **文献标识码:** A **文章编号:** 1005-0566(2024)07-0086-12

Adjustment of environmental assessment system and transformation of economic growth pattern in China

WAN Wei¹, ZUO Lüyin²

(1. School of Economics and Business Administration, Central China normal University, Wuhan 430079, China;

2. School of Agricultural Economics and Rural Development, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: The relationship between economic growth and environmental pollution is one of the most direct manifestations of economic growth pattern. This paper first analyzes the relationship between urban economic growth rate and enterprise sulfur dioxide emissions, and finds that there is a fundamental change in the middle of 2005: Before 2005, the two are highly positive; Since 2005, the correlation has weakened significantly. The mechanism analysis shows that the direct cause of this change is that with the increase of economic growth rate in 2005 and later, enterprises use more clean energy instead of dirty energy; The deeper reason is that before 2005, local officials tended to relax environmental regulations to promote economic growth, while in 2005 and later, this motivation was inhibited by the adjustment of the environmental assessment system for officials. Further analysis shows that the cities with different ratios of heavy polluting industries choose different “clean” growth strategies. The analysis of this paper shows that the adjustment of environmental assessment system in 2005 has caused a fundamental change in China’s economic growth pattern.

Key words: environmental assessment system; economic growth pattern; economic growth rate; environmental pollution

收稿日期: 2024-03-28 修回日期: 2024-05-12

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(72073049); 国家社会科学基金重大项目(18ZDA051)。

作者简介: 万威(1986—), 男, 湖北鄂州人, 华中师范大学经济与工商管理学院副教授, 硕士生导师, 经济学博士, 研究方向为能源与生态经济学。通信作者: 左绿吟。

经济增长方式很大程度上受经济政策的影响,而经济政策通常是特定发展阶段的产物。在计划经济时期,中国实行重工业优先发展的战略,企图以资本的大量投入来驱动经济增长^[1]。在改革开放以后,中国采取出口导向型经济发展战略,主要依靠劳动力和资源的大量投入来推动经济增长。这种片面强调增长速度的粗放型增长方式造成的资源环境问题反而制约了中国经济和社会的健康发展^[2]。随着经济的发展,中国环境问题日益严峻,经济增长方式从粗放型向集约型转变的需求变得更加迫切。

自“九五”计划开始,有关转变经济增长方式的表述成为中国五年计划的重要内容。“九五”计划提出,“经济增长方式从粗放型到集约型的转变”是实现今后15年奋斗目标的关键之一。“十五”计划指出,要“把贯彻可持续发展战略提高到一个新的水平”。虽然相关政策文件层出不穷,但增长方式的转变在“九五”和“十五”期间进展得十分缓慢^[1]。以2004年为例,中国创造了全球地区生产总值(GDP)的4.4%,但资源消费量占世界比重却严重偏高,其中原油占7.4%、氧化铝占25%、钢材占27%、铁矿石占30%,而原煤和水泥消费量占比甚至超过30%^①。在此情况下,污染物排放量自然不降反升。高增长、高资源消耗和高污染并存的现象在这一时期仍然表现得十分突出。

经济增长方式从粗放型到集约型转变困难,与片面追求经济增长的官员考核制度紧密相关。改革开放之后,中国在经济增长问题上达成了前所未有的共识,形成了侧重经济绩效的官员考核制度。由此展开的“晋升锦标赛”^[3-4],激发了地方政府发展当地经济的强烈动机。地方“为增长而竞争”^[5],甚至在实践中形成了“唯GDP论英雄”的政绩观和“经济增长为先”的政策取向,而非经济职能难免沦为牺牲品。在这一阶段,地方政府热衷于经济增长不惜在招商引资中降低环境门槛、忽视甚至破坏环境的做法屡见不鲜,形成了地区间环境规制“竞相到底”的现象^[6-9]。

为了扭转这一趋势,2003年党中央明确提出科学发展观,将发展内涵从过去单纯追求经济增长扩展到经济、文化、生态等多领域的全面协同发展。环境保护由此被摆在了重要的战略位置。2005年12月,国务院发布《关于落实科学发展观加强环境保护的决定》(以下简称《决定》),首次将针对环境保护的考核指标纳入到领导干部的绩效评估体系中,并将考核情况作为对干部进行选拔任用和实施奖惩的依据之一。2006年8月,国务院发布《关于“十一五”期间全国主要污染物排放总量控制计划的批复》,将二氧化硫(SO₂)和化学需氧量(COD)减排目标确立为与环保绩效考核相挂钩的约束性指标。

目前,已有较多文献关注环保考核实施的影响。有的文献评估了环保考核实施对污染物排放的影响。Kahn等^[10]研究发现,2005年中国环保考核的实施使得省边界处监测到的COD水平相比省内的削减幅度更大。Chen等^[11]研究发现,2005年中国环保考核制度调整使“两控区”城市相比“非两控区”城市的工业SO₂减排量更大。韩超等^[12]研究发现,“十一五”期间环保考核的实施使面临更大减排压力的城市其企业SO₂减排量更大。还有文献则探讨了环保考核实施的其它影响。相关研究表明,环保考核在缓解地区间环境规制的“逐底竞争”行为^[9]、提升污染行业整体生产率水平^[13]、推动辖区产业转型^[14]、增加绿色创新活动数量^[15]等方面均有显著效果。

现有文献主要是对环保考核制度调整的环境效应进行评估^[10-12],评估结果只能说明环保考核制度调整使有些地区的减排量大于其他地区,并不能揭示环保考核制度调整对环境污染的整体影响,更无法说明该制度调整是否导致了经济增长方式的转变。经济增长与环境污染二者之间的关系,是经济增长方式最直接的体现之一。本文根据2005年环保考核制度调整前后,经济增长与环境污染之间的关系是否发生转变以及如何发生转

① 参见人民日报(https://www.gov.cn/zwhd/2005-12/21/content_132868.htm)在2005年12月21日的报道《统计局局长就第一次全国经济普查成果公布答问》。

变,探究这项调整对中国经济增长方式的影响效果与内在机理。

在具体研究中,本文使用 2002—2010 年中国工业企业数据库、中国工业企业污染排放数据库以及《中国城市统计年鉴》的匹配数据,在微观层面分析城市 GDP 增长率与企业 SO₂排放量之间关系的变化。研究发现,在 2005 年以前,二者高度正相关,而在 2005 年及以后,这种相关性明显减弱。这说明中国经济增长方式在 2005 年前后发生了根本性的转变。在机制分析中,本文探讨了导致这一转变的直接原因和深层原因。在进一步分析中,本文探究了这一转变在不同城市的实现方式。

本文的边际贡献在于以下几个方面。①现有文献主要分析了 2005 年环保考核调整对环境污染的影响^[10-12]。本文分析了 2005 年环保考核调整对经济增长方式的影响,发现该调整使中国经济增长方式发生根本性转变。②现有文献研究政府政策对产业结构调整的影响,主要是以产业结构指数作为被解释变量^[14,16-17]。本文按各产业的拉动作用对 GDP 增长率进行分解,以分析城市 GDP 增长率对各产业部门的依赖关系在环保考核制度调整前后的转变,这种方式更能从产业结构角度分析政府政策对增长源泉的影响。③现有文献主要以全要素生产率的时空变化刻画经济增长方式的转变^[18-20],但这个指标只能在宏观层面进行测算和分解。本文采用城市 GDP 增长率与企业污染排放之间的关系来刻画经济增长方式的转变,能够在微观层面上做更丰富的挖掘,为后续研究经

济增长方式转变提供了借鉴。

一、理论分析与研究假说

政府绩效考核是上级政府向下级政府传达治理意志和思路,并通过奖惩措施和人事权力引导下级政府落实上级要求的重要手段^[21]。考评结果关系官员的政治前途,因而考核指标是官员目标函数中的重要组成部分。从改革开放到《决定》出台之前,GDP 增长率指标始终在官员目标函数中占据着优先地位,因而地方政府往往出现“重经济,轻环境”的倾向。地方官员对环境治理的轻视和对污染行为的默许,给排污企业留下了巨大的污染空间。由此可以推断,在 2005 年以前,GDP 增长率和企业 SO₂排放量之间会呈现高度正相关的关系。

而自 2005 年年底官员考核制度调整后,环境绩效成为官员考核中不可忽视的一部分,官员目标函数也随之发生改变。无论是为了谋求地方发展还是个人职业前途,政府官员不仅仅面临着经济绩效的单任务,还面临着“促经济”和“保环境”的双重任务。伴随新激励机制生效,地方政府在关心经济建设的同时也会更加重视履行环保职责。那么,在新的激励机制下,城市 GDP 增长率和企业 SO₂排放量之间的正相关性将会得到减弱。为更清晰地阐释环保考核对官员激励行为和经济增长方式的影响,本文构建了如图 1 所示的理论分析框架,并据此提出假说 1:在 2005 年以前,城市 GDP 增长率和辖区企业 SO₂排放量之间会呈现高度正相关的关系;而 2005 年官员环保考核制度的调整,将会削弱二者之间的正相关关系。

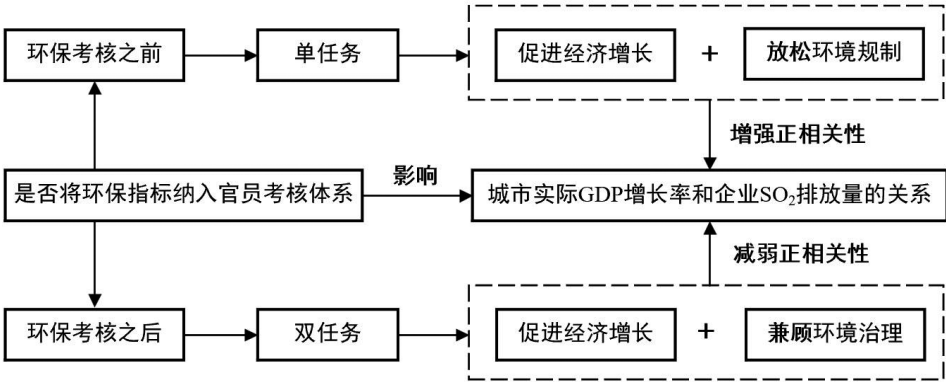


图 1 理论分析框架

尽管在 2005 年的前一段时期,污染问题已经十分严峻,但地方政府仍有着追求高增长的强烈动机。由于重污染工业部门往往是辖区的纳税大户,支持这类企业快速发展有助于地方资本快速积累和财政收入增加,因此早期 GDP 增长率的提高更依赖相对污染产业的拉动。而在 2005 年以后,环保考核的实施增加了地方政府改善环境的压力。地方政府有动机和决心去执行严格的环境政策,尤其是加强对污染密集型产业的环境规制,这势必会使一些污染产能从市场上消失。城市的增长需要寻求更清洁的来源。由此可以预期,2005 年及以后 GDP 增长率的提高将更依赖于相对清洁产业的拉动。据此,本文提出假说 2:在 2005 年环保考核实施之后,城市 GDP 增长率的提高将更

依赖于相对清洁产业的拉动。

二、特征事实、研究设计与数据介绍

(一)特征事实

经济增长与环境污染之间的关系,是经济增长方式最直接的体现之一。图 2 绘制了 1997—2010 年中国 GDP 增长率和 SO₂排放总量的变化趋势。图 2 揭示了一个重要现象:在“九五”和“十五”期间,二者变化趋势高度相似;在“十一五”期间二者发生偏离,GDP 增长率经历了“上升下降再上升”,但是 SO₂排放总量却保持逐年减少。这从宏观上说明,从“十五”到“十一五”,GDP 增长率与 SO₂排放总量之间的关系发生了转变。但这一结论是否成立,还需要在微观层面进行更严谨的回归分析。

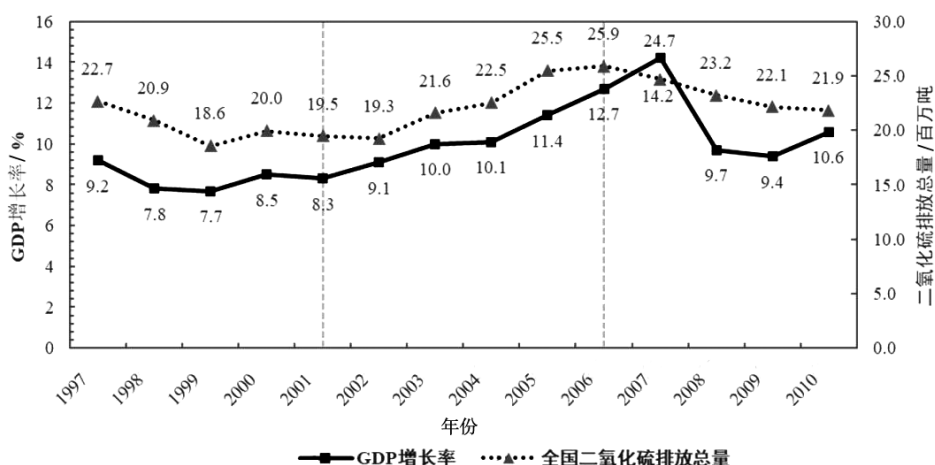


图 2 中国 GDP 增长率和 SO₂排放总量的变化趋势 (1997—2010)

(二)研究设计

为此,本文构建如下 3 个计量模型:

$$\ln SO_{2_em_{ijct}} = \alpha_1 rate_{ct} \times yr02_t + \alpha_2 rate_{ct} \times yr03_t + \cdots + \alpha_9 rate_{ct} \times yr10_t + X_{ct} \eta + Z_{ijct} \lambda + \delta_i + \theta_c + \gamma_{jt} + \mu_{pt} + \varepsilon_{ijct} \quad (1)$$

$$\ln SO_{2_em_{ijct}} = \alpha_1 rate_{ct} + \alpha_2 rate_{ct} \times yr03_t + \cdots + \alpha_9 rate_{ct} \times yr10_t + X_{ct} \eta + Z_{ijct} \lambda + \delta_i + \theta_c + \gamma_{jt} + \mu_{pt} + \varepsilon_{ijct} \quad (2)$$

$$\ln SO_{2_em_{ijct}} = \beta_1 rate_{ct} + \beta_2 rate_{ct} \times Post_t + X_{ct} \eta + Z_{ijct} \lambda + \delta_i + \theta_c + \gamma_{jt} + \mu_{pt} + \varepsilon_{ijct} \quad (3)$$

式(1)、式(2)、式(3)中, i 为企业, t 为年份, j 为企业所属的四分位行业, c 为企业所在的城市。被解释变量 $\ln SO_{2_em_{ijct}}$ 为企业 i 在 t 年的 SO₂ 排

放量加 1 后取对数。 $rate_{ct}$ 为城市 c 在 t 年的 GDP 增长率。 X_{ct} 为城市层面控制变量,包括人均 GDP ($gdpp$)、人均全社会固定资产投资 ($fixp$)、当年实际使用外资金额 (fdi)、工业总产值 ($ycurr$) 以及工业企业数量 ($numfirm$),均取对数。 Z_{ijct} 为企业特征变量,包括是否出口 ($export$)、是否有补贴 ($subsidy$)、是否为国有企业 ($state$)、固定资产合计 ($asset$) 的对数值以及企业年龄 (age) 的对数值及其平方项。 δ_i 和 θ_c 为企业和城市固定效应。 γ_{jt} 和 μ_{pt} 为四位数行业 $\times$ 年份以及省份 $\times$ 年份的交互固定效应。 ε_{ijct} 为误差项。本文将标准误在城市—年份和企业层面进行双向聚类^[22]。

式(1)~式(2)是动态分析模型。 $yr02_t$ 代表

是否 2002 年,是则取 1,否则取 0; $yr03_i - yr10_i$ 依此类推。式(1)的交互项系数代表各年份城市 GDP 增长率与企业 SO_2 排放量之间的关系。式(2)是平行趋势检验的通常做法,以 2002 年为基期。根据式(1)~式(2),可以判断城市 GDP 增长率与企业 SO_2 排放量之间的关系是否发生转变以及发生转变的时间。根据后文的分析,这一转变发生在 2005 年。因此,在式(3)中, $Post_i$ 表示是否在 2005 年及以后,是则取 1,否则为 0。本文所关注的系数为 β_1 和 β_2 , 其中 β_1 度量了在 2005 年以前城市 GDP 增长率与企业 SO_2 排放量之间的相关关系; β_2 度量了二者之间的相关关系在 2005 年前后的差异; $(\beta_1 + \beta_2)$ 度量了在 2005 年及以后城市 GDP 增长率与企业 SO_2 排放量之间的相关关系。

(三)数据介绍

本文的样本期为 2002—2010 年。企业数据来源于中国工业企业数据库和中国工业企业污染排放数据库的匹配数据,城市数据来源于《中国城市统计年鉴》,环保词频和城市经济增长目标来自城市政府工作报告。本文参考 Brandt 等^[23] 和聂辉华等^[24] 的做法对中国工业企业数据库进行处理。为避免异常值的影响,本文对企业连续变量在左右各 2.5% 分位数水平上进行缩尾处理。表 1 为主要变量的描述性统计。

表 1 主要变量的描述性统计					
变量符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
Panel A:企业层面数据					
SO_2_em	303 859	71 809. 429	167 114. 91	0	810 000
$export$	303 859	0. 365	0. 481	0	1
$subsidy$	303 859	0. 51	0. 5	0	1
$state$	303 844	0. 13	0. 336	0	1
$asset$	263 576	62 750. 948	138 537. 27	507	755 515
age	303 682	12. 54	12. 169	1	51
Panel B:城市层面数据					
$rate$	2 427	13. 6	3. 421	- 3. 4	37. 69
$gdpp$	2 427	2. 103	2. 668	0. 2	36. 87
$fixp$	2 426	1. 055	1. 158	0. 033	12. 458
fdi	2 324	35 962. 743	80 249. 191	2	1 003 025
$ycurr$	2 423	1 088. 646	1 911. 777	3. 143	24 651. 666
$numfirm$	2 427	979. 291	1 481. 124	19	13 720

三、实证结果与分析

(一)动态分析

图 3 为动态分析结果。其中图 a 根据式(1)绘出,图 b 根据式(2)绘出。由于 2010 年中国工业企业数据存在数据质量问题,左图未控制企业特征变量,右图在剔除 2010 年样本的基础上控制了企业特征变量。根据图 a,2005 年以前的交互项系数均显著大于 0,而 2005 年及以后的交互项系数均不显著,表明城市 GDP 增长率与企业 SO_2 排放量之间的关系从 2005 年起发生了转变。根据图 b,以 2002 年为基期,2005 年以前的交互项系数均接近于 0 且不显著。

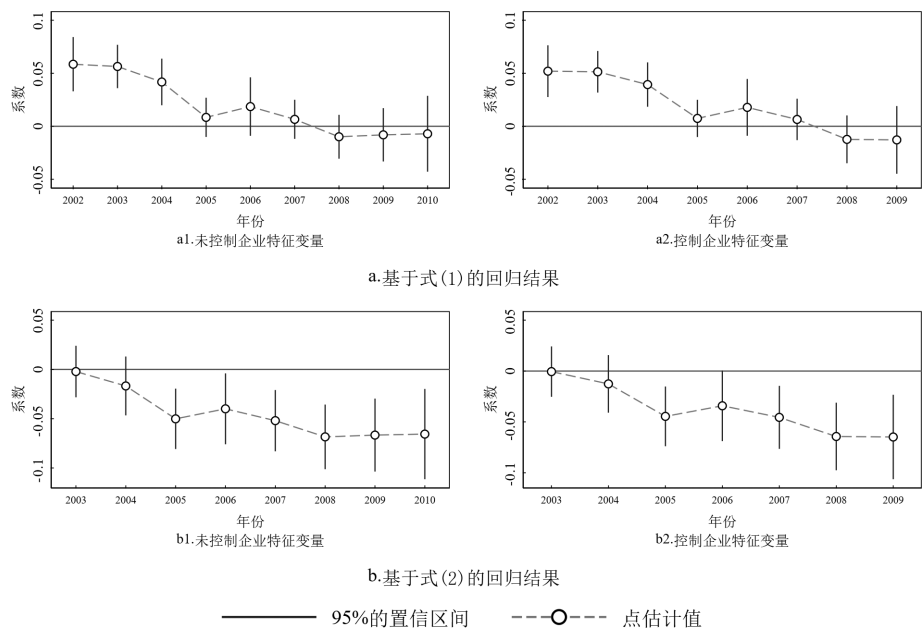


图 3 动态分析

图3表明二者关系在2005年发生转变,而《决定》于2005年12月才正式公布,这可能与政策信息的提前披露有关。早在2004年6月,国家环保局副局长潘岳就曾表明,环保总局已经多次会同组织部门为推动环保政绩考核做了大量的前期工作^[25]。政策风声放出后,“环保指标有望纳入官员考核体系”等相关新闻报道接连涌现。这些信号与地方官员的切身利益密切相关,势必会引起其重视,因而政策效应提前出现具有一定的合理性。

(二)基准回归

表2为基准回归检验结果。列(1)~列(4)逐步增加固定效应和控制变量, $rate$ 和 $rate \times post$ 的系数均在1%的水平上显著为正,且数值变化较小。根据列(4), $rate$ 的系数为0.0447,表明在2005年以前城市GDP增长率增加1个百分点,企业SO₂排放量相应增加约4.47%; $rate \times post$ 的系数为-0.0418,表明与2005年以前相比,2005年

表2 基准回归结果

变量	lnSO _{2-em}				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$rate$	0.0537*** (0.0082)	0.0493*** (0.0079)	0.0489*** (0.0083)	0.0447*** (0.0080)	—
$rate \times post$	-0.0503*** (0.0081)	-0.0423*** (0.0089)	-0.0460*** (0.0096)	-0.0418*** (0.0095)	0.0029 (0.0068)
$rate \times before$	—	—	—	—	0.0447*** (0.0080)
lngdpp	—	—	0.0118 (0.1983)	-0.0046 (0.2122)	-0.0046 (0.2122)
lnfixp	—	—	0.1153 (0.0784)	0.1134 (0.0810)	0.1134 (0.0810)
lnfdi	—	—	-0.0118 (0.0210)	0.0016 (0.0217)	0.0016 (0.0217)
lnycurr	—	—	0.1517* (0.0918)	0.0878 (0.0985)	0.0878 (0.0985)
lnnumfirm	—	—	-0.1269 (0.0950)	-0.1413 (0.0994)	-0.1413 (0.0994)
export	—	—	0.0238 (0.0266)	0.0238 (0.0266)	0.0238 (0.0266)
subsidy	—	—	0.0339 (0.0223)	0.0339 (0.0223)	0.0339 (0.0223)
state	—	—	0.0315 (0.0445)	0.0315 (0.0445)	0.0315 (0.0445)
lnasset	—	—	0.1072*** (0.0130)	0.1072*** (0.0130)	0.1072*** (0.0130)
lnage	—	—	0.2701*** (0.0697)	0.2701*** (0.0697)	0.2701*** (0.0697)
(lnage) ²	—	—	-0.0488*** (0.0150)	-0.0488*** (0.0150)	-0.0488*** (0.0150)
年份固定效应	是	否	否	否	否
企业固定效应	是	是	是	是	是
城市固定效应	否	是	是	是	是
省份×年份固定效应	否	是	是	是	是
行业×年份固定效应	否	是	是	是	是
N	303859	303653	299782	259652	259652
R ²	0.8595	0.8663	0.8668	0.8702	0.8702

注:括号内为城市—年份和企业层面的双向聚类稳健标准误;***、**和*分别表示在p<0.01、p<0.05、p<0.1时有统计学意义。下同。

及以后城市GDP增长率增加1个百分点,企业SO₂排放量相应减少约4.18%。根据列(5), $rate \times post$ 的系数为0.0029,接近于0且不显著,表明2005年及以后GDP增长率与企业SO₂排放量之间的相关性较弱。综合上述分析,2005年环保考核制度调整削弱了城市GDP增长率与企业SO₂排放量之间的正相关关系,假说1通过验证。

(三)稳健性检验

1. 重新设定核心解释变量。

一是使用省级GDP增长率($rate_pro$);二是构造城市与省级GDP增长率的差额指标($rate_gap$),以衡量城市增速的省内排名;三是使用城市政府工作报告公布的经济增长目标($rate_goal$)。根据表3,三组交互项系数均显著为负,与基准回归结果一致。

表3 稳健性检验:重新设定核心解释变量

变量	lnSO _{2-em}		
	(1)	(2)	(3)
$rate_pro$	0.0856*** (0.0214)	—	—
$rate_pro \times post$	-0.0987*** (0.0198)	—	—
$rate_gap$	—	0.0447*** (0.0080)	—
$rate_gap \times post$	—	-0.0418*** (0.0095)	—
$rate_goal$	—	—	0.0561*** (0.0143)
$rate_goal \times post$	—	—	-0.0307** (0.0153)
Controls	是	是	是
企业、城市、行业×年份固定效应	是	是	是
省份×年份固定效应	否	是	是
N	260190	259652	246346
R ²	0.8692	0.8702	0.8721

注:列(1)~列(2)括号内为省份—年份和企业层面的双向聚类稳健标准误,列(3)~列(6)为城市—年份和企业层面的双向聚类稳健标准误。Controls包括城市和企业两个层面的控制变量。下同。

2. 重新选择样本。

为排除2008年金融危机的影响,表4列(1)将样本期限限制在2008年以前。列(2)将样本期扩展到2012年。由于电力、热力的生产和供应业在2006年及以后存在大量缺失,为保证数据的一致性和连续性,列(3)剔除了该行业样本。为缓解对环境数据质量的担忧,列(4)将样本限定在监管更严格的113个环保重点城市。根据表4,前文的结论仍然成立。

3. 改变聚类层级。

表 4 列(5)汇报了聚类到城市层面的稳健标准误,标准误有所增加,但 *rate* 和 *rate* × *post* 的系数在统计上依然显著。

表 4 稳健性检验:重新选择样本与改变聚类层级

变量	剔除 2008— 2010 年	加上 2011— 2012 年	剔除电力、 热力的生产 和供应业	仅保留环保 重点城市	聚类到 城市层面
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>rate</i>	0.037 2 *** (0.007 1)	0.048 1 *** (0.008 5)	0.046 2 *** (0.008 3)	0.047 9 *** (0.013 0)	0.044 7 *** (0.011 0)
<i>rate</i> × <i>post</i>	-0.042 1 *** (0.009 4)	-0.046 0 *** (0.010 0)	-0.043 4 *** (0.009 9)	-0.053 1 *** (0.016 0)	-0.041 8 *** (0.011 8)
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是
<i>FE</i>	是	是	是	是	是
<i>N</i>	176 803	343 155	256 859	160 590	259 652
<i>R</i> ²	0.874 1	0.873 6	0.868 4	0.874 1	0.870 2

注:列(1)~列(4)括号内为城市-年份和企业层面的双向聚类稳健标准误,列(5)为城市层面的聚类稳健标准误。*FE* 包括企业、城市、省份 × 年份、行业 × 年份四类固定效应。下同。

四、机制分析

本文将从两个层面讨论转变发生的原因。

(一)企业生产方式的转变

本文采用两种方式对 SO_2 排放量指标进行分解,以检验企业生产方式在 2005 年前后的变化情况。

1. 调整产出与调整效率

第一种思路是将企业 SO_2 排放量分解为企业产出(*output*)和 SO_2 排放强度(SO_2_per ,即 $SO_2_em/output$)。排放强度是一个效率概念,能在一定程度上反映企业的资源利用效率、绿色技术水平等。具体分解过程见式(4)~式(5)。

$$SO_2_em = output \times \frac{SO_2_em}{output} \quad (4)$$

$$\ln SO_2_em = \ln output + \ln SO_2_per \quad (5)$$

根据表 5 列(1),城市 GDP 增长率与企业产出水平之间的相关性在 2005 年前后无显著变化。而根据表 5 列(2),城市 GDP 增长率与企业 SO_2 排放强度之间的相关性在 2005 年及以后显著减弱。这说明,城市 GDP 增长率与企业 SO_2 排放量关系的变化主要源自 2005 年及以后随着城市 GDP 增长率的增加,企业 SO_2 排放强度实现了下降。

2. 源头防治与末端治理

第二种思路是将企业 SO_2 排放量分解为 SO_2 产生量(SO_2_pro)和 SO_2 排放率(SO_2_rate ,即 SO_2_em/SO_2_pro)。前者反映企业的“源头防治”状况,即减少前端污染物的产生。后者反映企业的“末端治理”情况,即末端污染物的去除。具体分解过

程见式(6)~式(7)。

$$SO_2_em = SO_2_pro \times \frac{SO_2_em}{SO_2_pro} \quad (6)$$

$$\ln SO_2_em = \ln SO_2_pro + \ln SO_2_rate \quad (7)$$

根据表 5 列(3),城市 GDP 增长率与企业 SO_2 产生量之间的相关性在 2005 年及以后显著减弱。而根据表 5 列(4),城市 GDP 增长率与企业 SO_2 排放率之间的相关性在 2005 年前后无显著变化。这说明,城市 GDP 增长率与企业 SO_2 排放量关系的变化主要源自于 2005 年及以后随着城市 GDP 增长率的增加,企业 SO_2 产生量实现了下降,即企业在生产过程中加强了“源头防治”。

表 5 直接原因:企业生产方式的转变

变量	<i>lnoutput</i>	<i>lnSO2_per</i>	<i>lnSO2_pro</i>	<i>lnSO2_rate</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>rate</i>	0.007 5 *** (0.001 6)	0.037 1 *** (0.007 8)	0.039 5 *** (0.007 7)	0.002 8 *** (0.001 1)
<i>rate</i> × <i>post</i>	-0.000 1 (0.002 1)	-0.041 7 *** (0.009 5)	-0.038 2 *** (0.009 2)	-0.001 2 (0.001 3)
<i>Controls</i>	是	是	是	是
<i>FE</i>	是	是	是	是
<i>N</i>	260 021	259 623	259 652	259 652
<i>R</i> ²	0.935 3	0.870 3	0.872 7	0.632 7

注:括号内为城市-年份和企业层面的双向聚类稳健标准误。

为探究城市 GDP 增长率与企业 SO_2 产生量之间关系转变的实现方式,本文将企业能源指标划分为 3 类:①工业煤炭消费量(*lncoal_ind*),由原料煤消费量(*lncoal_raw*)和燃料煤消费量(*lncoal_fuel*)组成;②燃料油消费量(*lnoil_fuel*),由重油消费量(*lnoil_heavy*)和柴油消费量(*lnoil_diesel*)组成;③清洁能源消费量,即洁净燃气消费量(*lngas_clean*)。根据表 6 列(1)~列(6)的回归结果,当被解释变量为工业煤炭消费量、燃料油消费量或其细分指标时,*rate* × *post* 的系数要么显著为负,要么不显著。而根据表 6 列(7),当解释变量为清洁能源消费量时,*rate* × *post* 的系数显著为正。这说明在 2005 年及以后,随着城市 GDP 增长率的提高,企业更多地使用清洁能源代替非清洁能源。表 5 和表 6 表明,2005 年以后企业生产方式发生了改变。

(二)政府政策导向的转变

经济增长方式的转变,固然是企业生产方式变化的结果。但环境污染是企业的一种附带产出,减排通常会降低企业的利润,因而大多数企业自身并没有动力减排^[8]。因此,企业生产方式的转变背后必有政策推动。

表 6 源头防治的作用路径:能源替代

变量	工业煤炭			工业燃油			清洁能源
	lncoal_ind	lncoal_raw	lncoal_fuel	lnoil_fuel	lnoil_heavy	lnoil_diesel	lngas_clean
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
rate	0.015 2 *** (0.005 9)	0.002 0 (0.004 8)	0.020 2 *** (0.006 2)	0.006 1 ** (0.003 1)	0.006 6 *** (0.002 0)	0.001 6 (0.002 5)	-0.005 9 *** (0.001 3)
rate × post	-0.014 2 * (0.007 7)	-0.005 2 (0.005 7)	-0.020 1 ** (0.007 8)	-0.001 0 (0.003 8)	-0.004 2 * (0.002 5)	0.000 6 (0.003 0)	0.006 6 *** (0.001 6)
Controls	是	是	是	是	是	是	是
FE	是	是	是	是	是	是	是
N	259 652	259 652	259 652	259 652	259 652	259 652	259 652
R ²	0.894 9	0.879 6	0.854 3	0.817 6	0.814 1	0.743 0	0.714 3

注:同表 5。

1. 讨论同期政策的影响

在本文的样本期中,还存在着两项重要政策:排污权交易试点和排污费标准提高。从 2007 年开始,财政部、原环境保护部和国家发改委批复了江苏、浙江、天津、湖北、湖南、内蒙古、山西、重庆、陕西、河北、河南等 11 个省份开展排污权交易试点。同年,国务院《关于印发节能减排综合性工作方案的通知》提出要提高排污费征收标准,此后 4 年间江苏、安徽、河北、山东、内蒙古、广西、上海、云南、广东、辽宁、天津等 11 个省份先后将排污费征收标准调整到规定及以上水平。为检验这两项政策影响,表 7 对政策干预组和控制组进行了分组检验。各组 rate 和 rate × post 的系数均十分显著,这说明即使没有上述两项政策,2005 年经济增长方式仍将发生转变。基于前文分析,本文认为 2005 年环保考核制度调整才是促成这一转变的关键原因。

表 7 同期政策影响

变量	排污权交易试点	非排污权交易试点	排污费标准提高省份	排污费标准未提高省份
	(1)	(2)	(3)	(4)
rate	0.037 1 *** (0.011 3)	0.049 5 *** (0.011 0)	0.035 1 *** (0.009 2)	0.054 3 *** (0.013 0)
rate × post	-0.059 8 *** (0.015 4)	-0.035 7 *** (0.011 7)	-0.023 5 ** (0.010 4)	-0.061 3 *** (0.014 7)
Controls	是	是	是	是
FE	是	是	是	是
N	121 615	137 436	129 322	129 746
R ²	0.853 1	0.890 0	0.879 3	0.866 9

注:同表 5。

2. 考察与不同污染物排放之间的关系

本文进一步选取两类污染物指标进行检验(见表 8)。①“受政策覆盖指标”,包括化学需氧量排放量(COD)、工业废气排放量(exhaust)和烟

尘排放量(fume)。其中,SO₂ 和 COD 是《决定》要求控制的主要污染物,而工业废气、烟尘与 SO₂ 污染源相似。②“非政策覆盖指标”,包括氨氮排放量(NH₃N)和工业粉尘排放量(dust)。这类指标并非《决定》的重点规制对象。出于晋升考虑,地方官员更加关心的是政策目标污染物的减排效果^[11],若仅当被解释变量为“受政策覆盖指标”时 rate × post 的系数显著为负,则支持前文判断。

根据表 8,当被解释变量为“受政策覆盖指标”时,rate × post 的系数均显著为负或者接近显著为负^②;当被解释变量为“非政策覆盖指标”时,rate × post 的系数均不显著。表 8 的发现与 2005 年前后经济增长方式的转变是由于官员考核制度调整一致。

表 8 对不同污染物的影响

变量	受政策覆盖指标			非政策覆盖指标	
	lnCOD	lnexhaust	lnfume	lnNH ₃ N	lnindust
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
rate	0.020 7 ** (0.010 6)	0.014 4 ** (0.006 9)	0.039 4 *** (0.009 8)	-0.011 8 (0.011 7)	0.024 1 *** (0.009 2)
rate × post	-0.021 9 (0.013 3)	-0.030 1 *** (0.009 4)	-0.057 9 *** (0.012 8)	0.017 1 (0.014 9)	-0.008 3 (0.010 3)
Controls	是	是	是	是	是
FE	是	是	是	是	是
N	259 635	259 652	259 651	259 635	227 913
R ²	0.831 6	0.861 7	0.828 4	0.752 4	0.894 5

注:同表 5。

3. 探究政府注意力资源配置的变化

决策者的注意力是一种稀缺资源,政府决策者将注意力集中到哪些领域将直接关系到地方发展^[26]。为探究 2005 年环保考核制度调整后地方官员是否会将注意力更多地聚焦在环境治理上,

② 表 8 列(1) rate × post 的系数 t 值约为 1.647,在统计上非常接近显著。

本文参考 Chen 等^[11]、王印红等^[26]、陈诗一等^[27]的做法,将城市政府工作报告中与环境相关词语词数占全文总词数的千分比(*green*)作为衡量指标。本文选取的环境关键词均为报告中普遍出现的词语,具体包括:环境保护(环保、环境治理)、生态、可持续发展、污染(排放、排污)、节能、减排、能耗、低碳、循环、资源节约、清洁生产、技改(技术改造)、空气、化学需氧量、二氧化硫、新能源等。

根据表 9,2005 年以前经济增长率和环保词频呈显著的负相关关系,这说明地方政府在“注意力资源”的配置中存在“重经济、轻环境”的倾向;相比于 2005 年以前,2005 年及以后随着城市 GDP 增长率的增加,环保词频也显著增加了。这反映在官员环保考核制度调整后,地方政府除了重视经济增长目标外,环境目标也被摆到了更重要的战略位置。

表 9 政府对环境治理的“注意力资源”配置

变量	<i>green</i> (1)	<i>green</i> (2)
<i>rate</i>	-0.602 7 *** (0.181 6)	-0.5469 *** (0.191 3)
<i>rate</i> × <i>post</i>	0.569 6 ** (0.254 6)	0.497 3 * (0.263 3)
城市层面控制变量	否	是
城市固定效应	是	是
省份 × 年份固定效应	是	是
<i>N</i>	1 952	1 867
<i>R</i> ²	0.746 5	0.747 8

注:括号内为城市—年份层面的聚类稳健标准误。

五、进一步分析

(一)探究城市的增长源泉是否更加趋向“清洁化”

前文的分析表明企业生产方式更加趋向“清洁化”了。本节将基于城市级数据,按各产业部门的拉动作用对 GDP 增长率指标进行分解,进一步探究 2005 年前后各城市的增长源泉是否发生了转变。具体步骤如下。

首先,分解城市 GDP 增长率指标。按照第一、

二、三产业的拉动作用进行分解时,第二产业可分为工业和建筑业,工业又可分为重污染和非重污染工业^③,由此城市 GDP 增长率(*rate_t*)可分解为 5 个部分。具体分解过程见式(8)~式(10)。

$$rate_t \% = \frac{GDP_t - GDP_{t-1}}{GDP_{t-1}} = \frac{gdp_t^1 - gdp_{t-1}^1}{GDP_{t-1}} + \frac{gdp_t^{2i} - gdp_{t-1}^{2i}}{GDP_{t-1}} + \frac{gdp_t^3 - gdp_{t-1}^3}{GDP_{t-1}} + Part_{2u} \quad (8)$$

$$= \frac{gdp_t^1 - gdp_{t-1}^1}{GDP_{t-1}} + \frac{gdp_t^{2h} - gdp_{t-1}^{2h}}{GDP_{t-1}} + \frac{gdp_t^{2l} - gdp_{t-1}^{2l}}{GDP_{t-1}} + \frac{gdp_t^3 - gdp_{t-1}^3}{GDP_{t-1}} + Part_{2u} \quad (9)$$
$$= Part_1 + Part_{2h} + Part_{2l} + Part_3 + Part_{2u} \quad (10)$$

式中,上角标 1、2、3 和 2*i*、2*h*、2*l* 分别代表第一、二、三产业以及工业、重污染工业和非重污染工业。下角标 *t* 和 *t* - 1 分别代表 *t* 期实际增加值和 *t* - 1 期名义增加值,*t* 期实际值的计算以 *t* - 1 期为基期^④。式(9)和式(10)各部分一一对应,*Part_{2u}* 表示建筑业的贡献部分。工业的贡献部分为 *Part_{2i}* = *Part_{2h}* + *Part_{2l}*, 第二产业的贡献部分为 *Part₂* = *Part_{2i}* + *Part_{2u}*。

其次,估算重污染和非重污染工业的实际增加值。步骤如下:①采用中国工业企业数据库的工业增加值指标,汇总得到各城市重污染和非重污染工业的名义增加值(名义 *gdp_t^{2h}*、名义 *gdp_t^{2l}*);②假定城市第二产业内部通胀情况一致,则重污染和非重污染工业的通胀率(*P_t^{2h}*、*P_t^{2l}*)可用第二产业的通胀率(*P_t²*)近似替代;③根据式(11)~式(12),估算重污染工业和非重污工业的实际增加值(*gdp_t^{2h}* 和 *gdp_t^{2l}*)。

$$gdp_t^{2h} = \frac{\text{名义 } gdp_t^{2h}}{P_t^{2h}} \approx \frac{\text{名义 } gdp_t^{2h}}{P_t^2} \quad (11)$$

$$gdp_t^{2l} = \frac{\text{名义 } gdp_t^{2l}}{P_t^{2l}} \approx \frac{\text{名义 } gdp_t^{2l}}{P_t^2} \quad (12)$$

③ 根据《上市公司环境信息披露指南(征求意见稿)》(环保部,2010),本文将以下 16 类行业划分为重污染工业:火电、钢铁、水泥、电解铝、煤炭、冶金、化工、石化、建材、造纸、酿造、制药、发酵、纺织、制革和采矿业。其余工业行业则被划分为非重污染工业。

④ 根据公式“*t* 期实际增加值 = *t* - 1 期名义增加值 × *t* 期增加值指数(以 *t* - 1 期为基期) ÷ 100”。除重污染工业和非重污工业外,名义增加值和增加值指数均来自《中国城市统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》。

$$\text{其中, } P_t^2 = \frac{\text{名义 } gdp_t^2}{gdp_{t-1}^2 \times \frac{Index_t^2}{100}} \text{ ⑤, } Index_t^2 \text{ 为第二}$$

产业增加值指数。

最后,检验城市 GDP 增长率与各行业拉动作用之间的关系在 2005 年前后的变化情况。由于中国工业企业数据库的工业增加值指标只有 2001—2003 年、2005—2007 年的数据,最终只能获得 2002、2003、2006、2007 年的 $Part_{2h}$ 和 $Part_{2l}$ 。囿于数据可得性,本文也未计算建筑业的拉动作用 ($Part_{2u}$)。

根据表 10 的回归结果, $rate$ 系数均在 1% 的水平上显著为正,比较其系数大小可以发现:列(2)、

列(4)的系数远大于列(1)、列(3),说明在 2005 年以前城市经济增长更依赖工业的拉动;列(5)的系数大于列(6),说明工业中的重污染工业部门对拉动城市经济增长率起着更为重要的作用。 $rate \times post$ 系数均在统计上显著,其中列(1)~列(4)表明,2005 年及以后,第一产业的拉动作用明显减弱,而第二产业、工业以及更为“清洁”的第三产业的拉动作用均显著增强;进一步对比列(5)~列(6)可以发现,非重污染工业的拉动作用在 2005 年前后的增长幅度略大于重污染工业。以上结果说明在新的阶段,城市增长源泉更加趋向“清洁化”了。

表 10 各产业部门对经济增长的拉动作用

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$Part_1$	$Part_2$	$Part_3$	$Part_{2l}$	$Part_{2h}$	$Part_{2l}$
$rate$	0.196 4 *** (0.049 6)	0.485 6 *** (0.048 9)	0.099 1 *** (0.015 8)	0.472 0 *** (0.046 2)	0.240 6 *** (0.089 7)	0.162 3 ** (0.068 6)
$rate \times post$	-0.124 6 *** (0.047 9)	0.234 8 *** (0.052 7)	0.044 1 ** (0.020 0)	0.170 3 *** (0.055 4)	0.218 5 * (0.122 0)	0.291 1 *** (0.097 8)
城市层面控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
省份 × 年份固定效应	是	是	是	是	是	是
N	2 298	2 298	2 298	2 257	1 006	1 003
R^2	0.682 8	0.896 0	0.807 8	0.895 2	0.612 3	0.709 4

注:同表 9。

(二)探究不同城市的“清洁化”增长战略是否存在异质性

为比较不同城市“清洁化”转型路径,本文按照 2002 年各城市重污染工业增加值占比的中位数,将样本划分为两类:重污染工业增加值占比较大的城市和占比较小的城市。

表 11 中 Panel A 仅保留了重污染工业增加值占比较大的城市。对比 $rate$ 的系数大小及显著性可以发现:在 2005 年以前,此类城市经济增长更依赖工业尤其是重污染工业的拉动。对比 $rate \times post$ 的系数大小及显著性可以发现:第一、三产业的拉动作用在 2005 年前后无显著变化,第二产业及工业的拉动作用在 2005 年及以后显著增强;除了重污染工业对经济增长率的拉动作用在 2005 年及以

后显著增强外,非重污染工业的拉动作用同样也实现了大幅度增强。

表 11 中 Panel B 则仅保留了重污染工业增加值占比较小的城市。对比 $rate$ 的系数大小及显著性可以发现:在 2005 年以前,此类城市经济增长同样更加依赖工业活动,但不同的是,非重污染工业对城市经济增长率起着更为重要的拉动作用。对比 $rate \times post$ 的系数大小及显著性可以发现:在 2005 年及以后,第一产业的拉动作用明显减弱,第二产业的拉动作用显著增强,但工业部门内部并无显著变化;与 Panel A 更为不同的是,此时第(3)列的交互项系数显著为正,表明此类城市第三产业的拉动作用在 2005 年及以后得到了显著增强。

根据表 11,在不同约束条件下,2005 年环保考

⑤ 根据公式“ t 期第二产业通货膨胀率 = t 期第二产业名义增加值 / t 期第二产业实际增加值”和公式“ t 期第二产业实际增加值 = $t-1$ 期第二产业名义增加值 × t 期第二产业增加值指数(以 $t-1$ 期为基期) ÷ 100”联立推导得到。

核制度调整促使各地采取了不同的“清洁化”增长战略。具体而言,重污染工业增加值占比大的城市由于工业基础较好,其在 2005 年及以后更倾向于提升非重污染工业对经济的拉动作用;而对于重污染工业增加值占比小的城市,则增强了更为“清洁”的第三产业的拉动作用。

表 11 对于污染基础不同的城市:各产业部门对经济增长的拉动作用

Panel A:重污染工业产值占比较大的城市						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Part</i> ₁	<i>Part</i> ₂	<i>Part</i> ₃	<i>Part</i> _{2i}	<i>Part</i> _{2h}	<i>Part</i> _{2l}
<i>rate</i>	0.192 5 ** (0.095 7)	0.435 1 *** (0.075 0)	0.125 4 *** (0.034 9)	0.400 7 *** (0.070 2)	0.300 8 * (0.168 8)	-0.134 3 ** (0.062 0)
<i>rate</i> × <i>post</i>	-0.116 2 (0.092 2)	0.303 9 *** (0.077 0)	-0.015 0 (0.037 2)	0.264 3 *** (0.087 6)	0.467 1 ** (0.219 5)	0.410 5 *** (0.109 0)
城市层面控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
省份 × 年份固定效应	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	1 010	1 010	1 010	995	440	439
<i>R</i> ²	0.671 8	0.917 7	0.791 6	0.889 5	0.586 4	0.743 0
Panel B:重污染工业产值占比较小的城市						
<i>rate</i>	0.234 4 *** (0.0500)	0.572 2 *** (0.051 3)	0.081 1 *** (0.019 5)	0.544 2 *** (0.067 1)	0.180 1 * (0.107 2)	0.395 2 *** (0.115 3)
<i>rate</i> × <i>post</i>	-0.170 8 *** (0.049 9)	0.132 0 ** (0.061 2)	0.094 1 *** (0.026 4)	0.079 1 (0.075 0)	-0.012 1 (0.140 8)	0.219 1 (0.153 3)
城市层面控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
省份 × 年份固定效应	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	1 187	1 187	1 187	1 161	526	524
<i>R</i> ²	0.767 5	0.907 1	0.834 0	0.922 1	0.598 2	0.699 2

注:同表 9。

六、结论与启示

本文探究了 2005 年官员考核制度调整对中国经济增长方式的影响。研究表明,城市 GDP 增长率与企业 SO₂ 排放量之间的关系在 2005 年前后发生了根本性转变。直接原因是 2005 年及以后随着经济增长,企业生产和城市产业均趋向“清洁化”;更深层的原因则是地方官员放松环境规制的动机因 2005 年官员环保考核制度调整而受到抑制。基于此,本文提出以下 3 个方面的建议。

一是完善官员考核制度,促进经济低碳发展。本文的分析表明,环保考核制度调整不仅使得中国经济“促增长”过程中企业加强了清洁能源替代,同时也推动城市经济的拉动产业更加“清洁化”。因此,在实现“碳达峰”“碳中和”的新阶段,将双碳目标的相关指标纳入官员考核制度将有助

于促进经济低碳发展。

二是大力发展可再生能源,实现环境的源头治理。我国能源禀赋以煤炭为主,但煤炭带来的大气污染和碳排放问题无法避免。天然气虽然比煤炭更为清洁,但需要大量依赖进口。相比之下,我国可再生能源资源丰富,且不受国际地缘政治变化影响。大力发展可再生能源,有助于在保障能源安全的前提下,实现环境的源头治理。

三是官员考核目标应随经济发展动态调整。改革开放之初,我国社会主要矛盾是人民日益增长的物质文化需要同落后的社会生产之间的矛盾。这一阶段考核以经济绩效为重心有其现实合理性。但随着人们生活水平的提高,人民对美好生活需要日益增长,官员考核目标也应同时代需求相呼应。

参考文献:

- [1] 吴敬琏. 十一五规划与中国经济增长模式的转变[J]. 上海交通大学学报(哲学社会科学版), 2006(3): 5-11.
- [2] 卫兴华, 侯为民. 中国经济增长方式的选择与转换途径[J]. 经济研究, 2007(7): 15-22.
- [3] LI H, ZHOU L A. Political turnover and economic performance: the incentive role of personnel control in China [J]. Journal of public economics, 2005, 89 (9/10): 1743-1762.
- [4] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. 经济研究, 2007(7): 36-50.
- [5] 张军. 中国经济发展: 为增长而竞争[J]. 世界经济文汇, 2005(Z1): 101-105.
- [6] 张文彬, 张理芃, 张可云. 中国环境规制强度省际竞争形态及其演变: 基于两区制空间 Durbin 固定效应模型的分析[J]. 管理世界, 2010(12): 34-44.
- [7] 朱平芳, 张征宇, 姜国麟. FDI 与环境规制: 基于地方分权视角的实证研究[J]. 经济研究, 2011, 46(6): 133-145.
- [8] 孙伟增, 罗党论, 郑思齐, 等. 环保考核、地方官员晋升与环境治理: 基于 2004—2009 年中国 86 个重点城市的经验证据[J]. 清华大学学报(哲学社会科学版), 2014, 29(4): 49-62, 171.
- [9] 张华. 地区间环境规制的策略互动研究: 对环境规制非完全执行普遍性的解释[J]. 中国工业经济, 2016(7): 74-90.
- [10] KAHN M E, LI P, ZHAO D. Water pollution progress at borders: the role of changes in China's political promotion incentives [J]. American economic journal: economic policy, 2015, 7(4): 223-242.
- [11] CHEN Y J, LI P, LU Y. Career concerns and multitasking local bureaucrats: evidence of a target-based performance evaluation system in China [J]. Journal of development economics, 2018, 133: 84-101.
- [12] 韩超, 王震, 田蕾. 环境规制驱动减排的机制: 污染处理行为与资源再配置效应[J]. 世界经济, 2021, 44(8): 82-105.
- [13] 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[J]. 中国工业经济, 2017(4): 115-134.
- [14] 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.
- [15] 陶锋, 赵锦瑜, 周浩. 环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗: 来自环保目标责任制的证据[J]. 中国工业经济, 2021(2): 136-154.
- [16] 袁航, 朱承亮. 国家高新区推动了中国产业结构转型升级吗[J]. 中国工业经济, 2018(8): 60-77.
- [17] 李虹, 邹庆. 环境规制、资源禀赋与城市产业转型研究: 基于资源型城市与非资源型城市的对比分析[J]. 经济研究, 2018, 53(11): 182-198.
- [18] 王小鲁, 樊纲, 刘鹏. 中国经济增长方式转换和增长可持续性[J]. 经济研究, 2009, 44(1): 4-16.
- [19] 赵彦云, 刘思明. 中国专利对经济增长方式影响的实证研究: 1988—2008 年[J]. 数量经济技术经济研究, 2011, 28(4): 34-48, 81.
- [20] 赵文军, 葛纯宝. 我国经济增长方式变化特征及其成因: 基于 248 个地级以上城市的实证分析[J]. 财贸研究, 2019, 30(11): 14-25.
- [21] 陶然, 苏福兵. 经济增长的“中国模式”: 两个备择理论假说和一个系统性分析框架[J]. 比较, 2021(114): 28-89.
- [22] BERTRAND M, DUFLO E, MULLAINATHAN S. How much should we trust differences-in-differences estimates? [J]. The quarterly journal of economics, 2004, 119(1): 249-275.
- [23] BRANDT L, BIESEBROECK J V, ZHANG Y. Creative accounting or creative destruction? firm-level productivity growth in Chinese manufacturing [J]. Journal of development economics, 2012, 97(2): 339-351.
- [24] 聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济, 2012, 35(5): 142-158.
- [25] 陈泽伟. 国家环保总局副局长潘岳谈环保指标与官员政绩考核[J]. 瞭望新闻周刊, 2004(17): 39.
- [26] 王印红, 李萌竹. 地方政府生态环境治理注意力研究: 基于 30 个省市政府工作报告(2006—2015)文本分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2017, 27(2): 28-35.
- [27] 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.

(本文责编: 润泽)