

反思环境库兹涅茨曲线假说

王 芳 曹一鸣 陈 硕*

摘 要 当前严重的环境问题已经威胁到公众健康与社会经济的可持续发展。经典的环境库兹涅茨曲线假说认为环境问题会随着经济的发展经历先恶化再改善的过程。然而本文认为政府对环境问题的重视能够显著提高其环境保护意愿和行动进而对拐点产生影响。基于地级市面板数据,我们发现环境视察会显著提高地方政府环境保护支出的数量及比重。因此,本文发现不光促使我们反思经典环境库兹涅茨曲线假说在我国的适用情况,也可为我国环境治理及生态文明建设中的顶层设计思路提供理论注脚。

关键词 环境库兹涅茨曲线, 环境视察, 环境治理

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2019.04.04

一、引 言

我国在保持经济高速增长的同时也付出了高昂的环境代价。环境污染显著地损害了经济发展及公共健康,而公共健康水平降低意味着人均预期寿命缩短,这将对国家发展带来长期的负面影响。上述问题凸显出环境整治的重要性及迫切性。

针对环境治理最著名的观点是环境库兹涅茨曲线 (Environmental Kuznets Curve) 假说。该假说认为收入水平与污染之间为倒 U 形关系:在经济发展初期,收入增加会导致污染上升;当收入继续增长并突破“拐点”之后,污染水平开始下降 (Grossman and Krueger, 1995; Panayotou, 1993)。该理论的潜在含义是环境问题会随着经济持续增长得到解决 (Beckerman, 1992)。由于该假说的预测结果被众多西方国家的实际情况所佐证,很多学者试图检验其在中国的适用性 (Shen, 2006; 包群和彭水军, 2006; 蔡昉等, 2008; 李猛, 2009; 林伯强和蒋竺均, 2009; 宋马林和王舒鸿, 2011; 许广月和宋德勇, 2010; 张晓, 1999; 赵细康等, 2005)。虽然基于不同样本及估计方法,这些研究结论大都支持拐点的存在,但拐点到达时间却差别很大。¹图 1 绘制

* 王芳, 华东师范大学公共管理学院; 曹一鸣, 波士顿大学经济系; 陈硕, 复旦大学经济学院。通信作者及地址: 陈硕, 上海市杨浦区国权路 600 号, 200433; 电话: (021) 65642334; E-mail: cs@fudan.edu.cn。作者感谢匿名审稿人的宝贵意见; 陈硕感谢国家自然科学基金面上项目 (71773021)、国家自然科学基金重点项目 (71303059)、上海市教育委员会科研创新计划 (2017-01-07-00-07-E00002) 以及 2017 年和 2018 年复旦大学理论经济学 I 类高峰计划的资助。文中如有缺失, 均为作者责任。

¹ 关于这些研究的整理工作, 可以向作者索要。

了 1991—2011 年各省人均工业二氧化硫及废水排放随人均 GDP 的变动情况。拟合的非参数曲线采用 Fan 回归并结合 Epanechnikov 方法估计得到, 竖线则表示现有代表性文献所预测的拐点位置。然而, 通过对比拐点前后的环境指标后却发现, 图中的两个指标, 特别是废气指标在拐点之后并没有明显的下降趋势。彼此矛盾的结果及较弱的预测能力显然不利于对我国环境治理的进一步理解, 从单篇研究中引申出来的政策性含义也需要谨慎对待。同时, 从政策角度而言, 相较于拐点的估计, 如何让拐点尽快到来也许才是亟待解决的问题。根据蔡昉等 (2008) 的研究, 人均 GDP 达到 39 012 元 (2000 年价格, 下同) 时拐点将会到来。这意味着截至 2011 年, 全国仅有北京、上海和天津三个直辖市通过了拐点。假定 GDP 增速依然维持在 7.5%, 其他地区全部通过拐点时间要等到 2030 年。显而易见, 当前严峻的环境问题已经不能容许这种情况继续存在十几年。因此, 上述方面促使我们检视库兹涅茨曲线假说背后的因果机制, 而这正是本研究的任务。

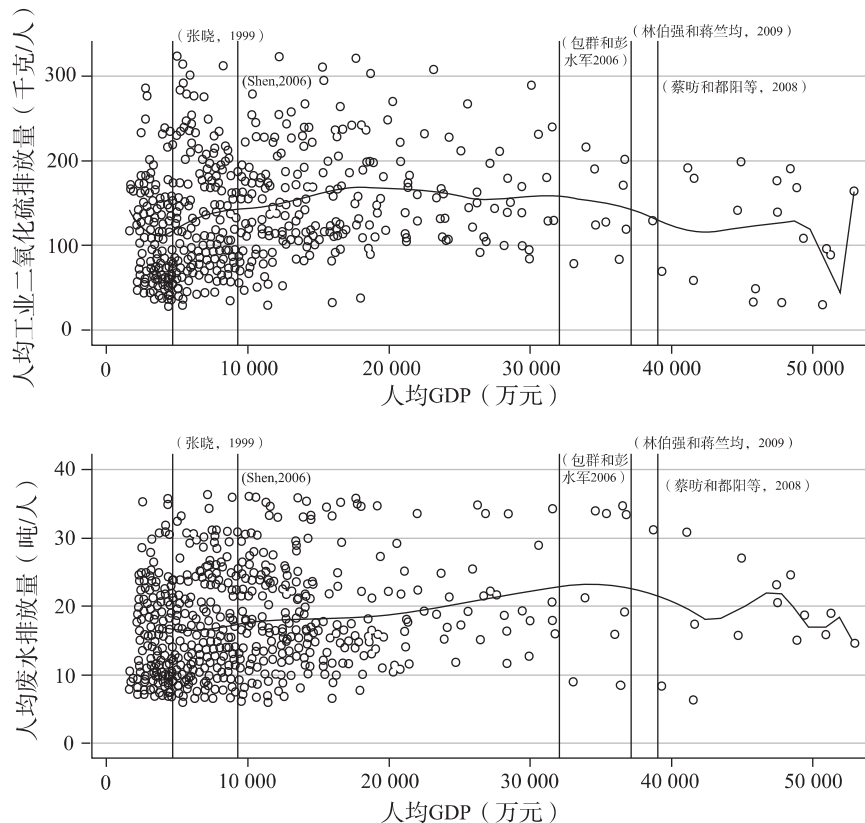


图 1 人均 GDP 与污染物排放变化及预测拐点位置

注: 上图表示 1991—2011 年各省人均工业二氧化硫排放随人均 GDP 的变动情况, 下图则表示 1991—2011 年各省人均废水排放随人均 GDP 的变动情况。竖线表示现有文献所预测拐点出现的位置。

资料来源:《中国环境年鉴》。

环境库兹涅茨曲线认为环境质量的改善来自居民偏好的转移。因此，政府会选择较为宽松的环境政策，导致污染随收入增加而上升。而当经济发展到一定阶段后，居民会逐渐在意环境质量，政府会相应地实施更为严格的环境政策并鼓励企业使用更清洁的生产技术。在这一阶段，污染水平开始随收入增加而下降。上述机制解释了人均收入与污染之间的倒U形关系（Kijima *et al.*, 2010）。但是，该理论有一个重要的假设前提，即居民偏好转移能直接影响政府环境政策。该假设是通过投票过程中的中间选民偏好获得满足的（Eriksson and Persson, 2003）。但在我国语境下，该理论对上述关系的预测以及作用发挥机制可能呈现出不同的图景。当前，经济绩效依然是我国地方官员绩效考核的重要指标（Li and Zhou, 2005；徐现祥等，2011；陈硕和朱志韬，2018）。同时，环境治理也历来是党和政府的发展战略，也是经济发展的题中之义。在实际操作中，如何将环境质量纳入当前考核体系以提高基层政府保护环境的意愿和能力便具有显著的政策含义。本文试图结合经典环境库兹涅茨理论检验上级政府对环境问题重视程度对地方政府环境支出的影响。我们的实证结果发现该重视能够显著提高地方政府的环境支出。

我们认为本文具有显著的学术价值及政策含义。就学术意义来说，首先，本文讨论了环境库兹涅茨曲线成立需要的制度前提及在我国的适用情况。本文认为在当前语境下，该理论的作用机制更大程度上是通过政府对环境的重视实现的，这些发现促使我们谨慎对待基于库兹涅茨曲线对我国环境问题所做的预期：忽视经济绩效考核对拐点的影响会导致对当前环境治理严峻程度的低估，由此获得的治理政策也会偏离社会最优水平进而造成福利损失。其次，把我国环境问题纳入地方政府行为框架内加以考察，本文结论弥补了现阶段学界对该问题研究的不足。更为重要的是，利用政治经济学视角对环境问题加以考察同样有利于学界理解当前地方政府其他公共服务支出的逻辑，其结论为锦标赛下可能出现的激励扭曲问题提供了经验证据（周黎安，2008；Jia, 2018）。因此，本文的发现可以联系上并借鉴该领域已有研究成果²，从而推动对该问题的进一步理解。就政策性含义来说，我们认为我国的环境治理更多需要依靠自上而下的顶层思路，中央政府提高对环境问题的重视程度，将环境治理纳入官员的绩效考核中，这会有效增加地方保护环境的意愿和行动。因此，本文的发现可为我国环境治理相关重大目标及战略（比如十九大报告中“美丽中国”的生态文明建设目标和历次五年计划中的节能减排战略）提供理论注脚。

本文剩余部分安排如下：第二部分首先讨论环境库兹涅茨曲线基本假设，并从中引出本文试图检验的假说；第三部分则介绍实证分析需要的数据建构

² 该领域的相关研究还有周黎安（2004）、傅勇（2008）、丁菊红和邓可斌（2008），以及张牧扬（2013）。

方法;第四部分实证检验了视察对环境支出的影响和作用机制;第五部分进一步讨论在当前语境下环境库兹涅茨曲线拐点的决定因素;最后是结论。

二、理论与现实背景

(一) 环境库兹涅茨曲线假说与中国现实³

环境库兹涅茨曲线假说将收入水平与环境污染之间的关系刻画为一条倒U形曲线:环境污染随经济发展水平先上升后下降(Grossman and Krueger, 1995; Panayotou, 1993)。该理论认为收入增加带给居民的边际效用随经济发展递减,而环境改善带来的边际效用却随经济发展递增,因此居民偏好会逐渐从增加收入向改善环境转移。居民偏好的转移会促使政府采取更加严格的环境保护政策,进而使得环境质量获得改善(Neha, 2002; Manuelli, 1995)。尽管该理论得到了众多跨国证据的支持,但是对于该理论所预期的收入—污染的倒U形关系依然存在争议。具体到中国,上文已经提到基于不同数据和方法得到的结果也很不一致(Shen, 2006; 包群和彭水军, 2006; 蔡昉等, 2008; 李猛, 2009; 林伯强和蒋竺均, 2009; 宋马林和王舒鸿, 2011; 许广月 and 宋德勇, 2010; 张晓, 1999; 赵细康等, 2005)。理论预测和实证证据间的不一致意味着该问题具有重新审视的必要。同时,根据该假设做出的预测可为环境治理政策的制定提供重要参考,因此其在我国的适应性需要谨慎对待。

(二) 环境库兹涅茨假说的理论前提

环境库兹涅茨曲线假说的前提及作用机制均设定在选举制环境下:环境的改善可以通过中间选民偏好的转变而实现(Eriksson and Persson, 2003)。但在我国语境下,该理论对上述关系的预测,特别是其作用机制可能呈现不同的图景。下面我们以Eriksson and Persson (2003)的理论模型为框架阐明该观点。

假定社会由异质性个体 i 构成, i 在 $[0, 1]$ 上均匀分布。个体 i 的消费水平 c_i 取决于自身的产出能力 y_i 及技术类型 z ,表述为: $c_i = z \times y_i = z \times a \times f(i)$ 。其中, $z \in [0, 1]$ 是政府选择的技术类型, a 是外生的社会平均技术水平。 $f(i)$ 表示标准化后个体 i 的生产函数。 i 越大,其产出越高,即 $f'(i) > 0$ 。假定生产函数为边际递减函数: $f''(i) < 0$ 。在更一般的意义上, $f(i)$ 可被理解为给定生产技术下个体 i 获取消费品的能力。

个体生产过程中造成的环境污染是其产出能力和技术类型的函数,设为 $y_i \times z^\beta$ 。 z 越大,单位产出所造成的污染越多。此时,社会总污染水平 x 可

³ 这一部分我们感谢主编及审稿人的意见。

表达为：

$$x = \int_0^1 y_i z^\beta di = az^\beta \int_0^1 f(i) di = az^\beta F = az^\beta, \quad (1)$$

其中 F 标准化为 1。假定环境质量对不同个体的影响也不同： i 越大则受污染影响越小。由此可得到污染对个体的影响：

$$x_i = xg(i), \quad g'(i) < 0, \quad g''(i) = 0.$$

个体最终效用水平取决于其从消费中获得的效用和因污染导致的负效用之和。假定效用函数的形式为：

$$U(c_i, x_i) = \frac{c_i^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} - \frac{x_i^\gamma}{\gamma}, \quad \sigma > 1, \quad \gamma > 1. \quad (2)$$

在选举制下，假定个体 $i \in [i_L, 1]$ 拥有同等投票权，则政府选择的术类型 z^* 取决于中间选民 m 的偏好， $m = \frac{i_L + 1}{2}$ 。即 $z^* = \arg\max_z U(c_m, x_m)$ 。求解该式的一阶条件为：

$$U'(z) = [af(m)]^{1-\sigma} z^{-\sigma} - \beta [az^\beta g(m)]^\gamma z^{-1} \geq 0. \quad (3)$$

当 $a < a_s = \{\beta [g(m)]^\gamma [f(m)]^{\sigma-1}\}^{\frac{1}{1-\sigma-\beta\gamma}}$ 时，式 (3) 取角点解 $z=1$ 。此时 $c_i = af(i)$ ， $x = a$ ，居民收入 c_i 和污染水平 x 随着社会平均生产水平 a 同步增长。

当 $a > a_s$ 时， $U'(z) = 0$ ，有：

$$z = \{\beta [g(m)]^\gamma a^{\gamma+\sigma-1} [f(m)]^{\sigma-1}\}^{\frac{1}{1-\sigma-\beta\gamma}} < 1, \quad (4)$$

$$c_i = f(i) \{\beta [g(m)]^\gamma a^{\gamma(1-\beta)} [f(m)]^{\sigma-1}\}^{\frac{1}{1-\sigma-\beta\gamma}}, \quad (5)$$

$$x = \{\beta^\beta [g(m)]^{\beta\gamma} a^{(1-\beta)(1-\sigma)} [f(m)]^{\beta(\sigma-1)}\}^{\frac{1}{1-\sigma-\beta\gamma}}. \quad (6)$$

式 (4) 至式 (6) 表明，当生产水平提高到一定阶段以后 ($a > a_s$)，全社会采用更清洁的生产技术 ($z < 1$)。此时收入 c_i 随 a 增加，而污染水平 x 会随 a 的增加而降低。假定污染物不存在长期积累，可以推导出选举制下环境库兹涅茨曲线的拐点将在社会平均生产水平达到 a_s 时出现。在此框架下，选举制的中间选民偏好转移是环境库兹涅茨曲线拐点出现的理论前提。

(三) 我国语境下的环境库兹涅茨曲线假说

改革开放特别是 20 世纪 90 年代以来，经济增长逐渐成为官员考核的重点，也是地方政府需要实现的首要目标（胡鞍钢，2012；陈汉宣等，2011；徐现祥等，2011；张军，2005；Chen *et al.*，2005）。而实证研究已经发现，经济增长绩效对官员的职业生涯存在显著影响（Li and Zhou，2005；陈硕和朱志韬，2018）。

地方政府除了发展经济之外，还需要履行相应的公共服务职能，提供诸如基础教育、公共医疗、环境保护等公共品。地方政府在这些领域上的支出

动力远远低于基础设施建设:1994—2011年地方政府在基础建设支出的年增长率为37.84%,而在教科文卫方面支出的年增长率仅为17.12%。造成上述差异的原因主要是基于经济绩效的考核制度(于文超和何勤英,2013;Jia, 2018)。第一,教科文卫等公共服务和基础设施建设相比,前者的外溢性较大且回报周期较长,地方官员很难在任期内通过投资教科文卫领域而获得显著绩效;第二,这些领域在考核中所占比重不大(王金南和於方,2009);第三,公共服务考核的主体和对象均不明确,换句话说,公共服务考核对地方主政官员问责力度有限;第四,虽然地方公共服务水平的过度恶化可能影响晋升,但这种问责实现方式主要体现为孤立且事先不容易预期的个案,这无法对官员行为产生系统性影响。

上述制度背景意味着Eriksson and Persson (2003)的理论框架不能直接适用于我国语境下的环境治理。由于事前制定的量化考核标准较难及时且全面涵盖所有公共服务指标,导致公众偏好不会必然反映在环境政策上。

假定 $i \in [i_L^I, 1]$, $J \in \{E, A\}$ 表示选举制(E)和其他制度(A)下能够实际改变政策的关键人(pivotal person),且 $i_L^E < i_L^A$; a_s^J 、 c_i^J 、 z^J 、 x^J 表示两种制度下拐点出现的位置。借鉴Eriksson and Persson (2003)的分析,我们分别将 a_s^J 、 z 、 c_i 、 x 取自然对数,并对 m 求导,并假定 $f'(m) = 0$,得到:

$$\frac{\partial \ln a_s^J}{\partial m} > 0, \frac{\partial \ln z^J}{\partial m} = \frac{\partial \ln c_i^J}{\partial m} > 0, \frac{\partial \ln x^J}{\partial m} > 0 \quad (7)$$

上述三个不等式的含义是,拐点是否到来将主要取决于关键人的偏好是否发生转移。当社会平均生产水平到达或超过 a_s 时,虽然部分公众的偏好已经转移,但由于制度设计上更偏好于经济增长,环境污染水平仍将随人均收入的上升而上升。这意味着库兹涅茨曲线的拐点并不会出现。

(四)当前环境治理与拐点产生动力

假定 ω 和 η 分别代表经济和环境的权重:

$$U(c, x) = \omega \frac{c^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} - \eta \frac{x^\gamma}{\gamma}, \sigma > 1, \gamma > 1 \quad (8)$$

利用与前文类似的推导方法,我们可以证明 $\frac{\partial z}{\partial \omega} > 0$,即政府对经济发展的偏好会导致地方采取更加偏向经济发展而非环境治理的政策,比如环境治理投资和监管的减少。基于此,我们构建出本文第一个待检验的假说:

假说一:上级政府对经济发展的偏好会激励地方政府相应降低环境支出比重。

类似地,我们可以证明 $\frac{\partial a_s}{\partial \omega} \geq 0$ 且 $\frac{\partial a_s}{\partial \eta} \leq 0$ 。如果上级政府增加对环境的

偏好，将直接激励地方政府增加环境治理投入，从而推动污染水平进入下降区间。基于此，我们构建出本文第二个待检验的假说：

假说二：上级政府对环境的偏好会促进拐点生成。

三、数据来源及相关变量介绍

在本部分，我们将介绍实证分析所需的数据及构建方法。本文使用的样本覆盖全国23个省346个地级市2003—2007年的数据。⁴在实证分析中，我们分别用“污染源治理投资占GDP的比重”及“人均污染源治理投资”来测量地方政府环境治理支出，数据来源于历年《中国城市统计年鉴》。图2展示了这两个指标在样本期间全国范围内的变化趋势：在绝对量方面，人均污染源治理投资绝对水平在2003—2007年间呈增长的趋势，但其增长速度在2005年以后明显下降；而在相对占比方面，污染源治理投资占GDP的比重则在2005年以后持续下降，到2007年该比重仅为0.2%。

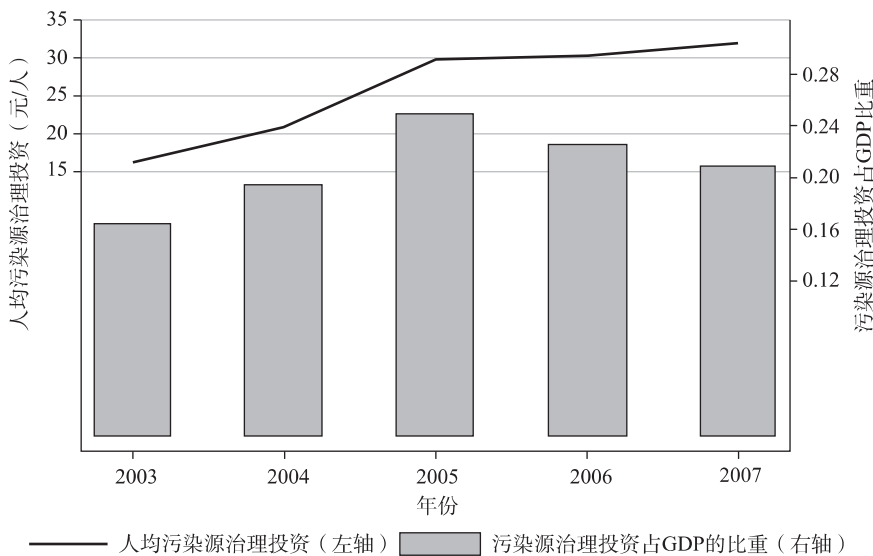


图2 2003—2007年污染源治理投资变动趋势

资料来源：《中国城市统计年鉴》。

测量绩效考核中对环境问题重视程度的最优指标是环境治理在整个绩效考核中所占比重。但遗憾的是，我们无法在地级市层面上获得该指标的系统信息。作为替代，本文用上级考察内容来测量考核偏好在地区和时间上的差异，而时空差异是实证检验考核对基层环境治理影响的前提。该指标来自历

⁴ 样本选择23个省下辖地级市的原因是自治区和直辖市官员视察数据质量较差。研究时间段选择2003—2007年的原因是“环境治理投资”在2003年之前及2007年之后均不可得。我们在稳健性检验部分也增加了2003—2017年省级数据。

年各省机关报第一版中所报道的视察信息。⁵到基层调研和视察是当前我国各级官员的制度化工作。⁶就其调研内容来说,调研内容覆盖经济、民生、党建及突发事件等诸多方面。在样本期内,省委书记和省长分别视察了 2 167 次和 1 993 次,每次视察平均去到 1.26 个城市,涉及事务 1.4 件次。

图 3 展示了样本期内的视察内容。平均来说,每年视察数量介于 1 000 到 1 300 次之间。就视察内容来说,该图显示视察内容主要集中在经济领域,占总视察的 40% 以上,且有逐年增加趋势。相比之下,对环境事务的视察占比则不到 5%。

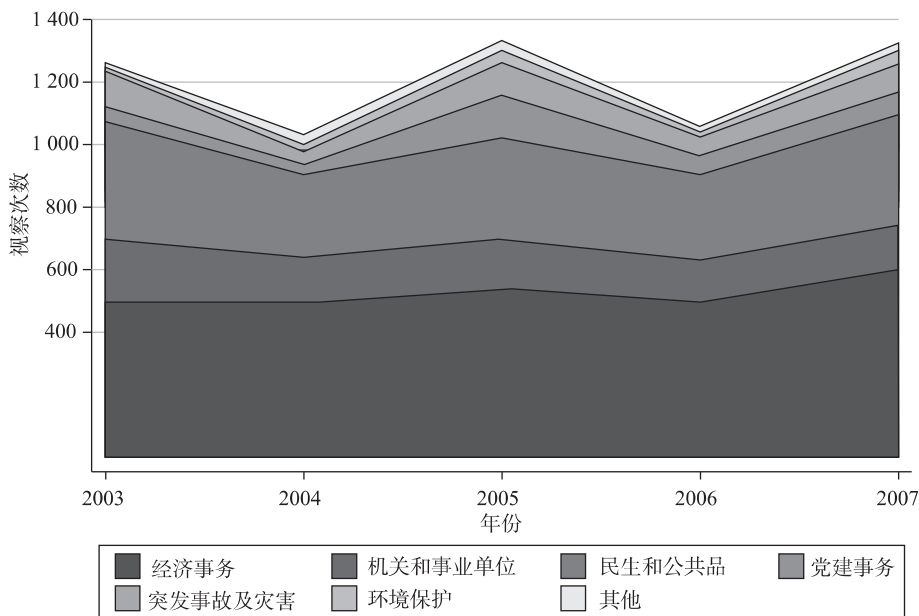


图 3 2003—2007 年省委书记和省长视察事务分布

注：经济事务包括视察企业、农业和工业园区、经济开发区、基础设施建设、会展及旅游服务等；机关和事业单位包括视察行政、公安、司法机构、学校、医院、电视台和报社等；民生和公共品包括进入农村家庭或城市社区进行慰问、同居民交流等；党建事务包括视察基层党组织建设、参加党组织生活等；突发事件及灾害包括地震、洪水、旱灾、火灾、泄漏等；环境保护包括视察自然保护区、污染治理等。

⁵ 实证分析的样本包含 22 个省的地级市，自治区和直辖市的视察数据质量不系统，因此没有进入分析。这些机关报是《河北日报》《山西日报》《辽宁日报》《黑龙江日报》《浙江日报》《安徽日报》《福建日报》《江西日报》《河南日报》《湖北日报》《湖南日报》《广西日报》《海南日报》《四川日报》《贵州日报》《云南日报》《陕西日报》《甘肃日报》《青海日报》，以及《新华日报》（江苏省）、《大众日报》（山东省）和《南方日报》（广东省）。

⁶ 党的十七届四中全会审议通过的《中共中央关于加强和改进新形势下党的建设若干重大问题的决定》中要求“领导干部要定期深入基层，特别是经济落后、问题较多的地方调查研究”；2010 年中共中央办公厅印发的《关于推进学习型党组织建设的意见》明确要求，“省部级领导干部到基层调研每年不少于 30 天，市、县级领导干部不少于 60 天”。

除核心解释变量之外，我们还控制了现有文献已经发现的影响环境治理的因素：人均 GDP 及其二次项、总人口、人口密度、城市化率、人均病床数、财政支出中转移支付占比、第二产业 GDP 占比和人均外商直接投资（杨海生等，2008；Fredriksson and Millimet，2002；范子英和张军，2013；张征宇和朱平芳，2006）。此外，我们也控制了官员的个体特征，包括受教育程度、年龄及任职年限。对上述变量的描述性统计见表 1。

表 1 描述性统计

变量名	观察值数量	均值	标准差
被解释变量			
人均污染源治理投资（元/人）	1 349	157. 8	313. 1
污染源治理投资占 GDP 比重（%）	1 347	0. 819	0. 832
核心解释变量			
视察经济次数（次）	1 395	1. 882	2. 271
人均 GDP（万元）	1 404	1. 583	1. 337
社会经济指标			
总人口（万人）	1 409	398. 4	229. 3
人口密度（人/平方千米）	1 409	400. 3	294. 7
城市化率（%）	1 385	33. 59	18. 22
人均病床数（张/万人）	1 408	27. 08	12. 62
转移支付占比（%）	1 409	50. 01	21. 82
工业产值占 GDP（%）	1 406	47. 11	11. 81
人均外商直接投资（万美元/人）	1 347	0. 00784	0. 0186
官员个人特征			
年龄	1 306	51. 46	3. 766
受教育程度	1 125	6. 805	0. 725
任职年限	1 405	1. 775	1. 649

四、实证证据

我们在这一部分将实证检验本文第二部分提出的假说一：上级政府对地方政府经济发展的偏好会导致地方环境支出比重的降低。

(一) 上级经济视察和环境支出

考虑视察和地方政府环境治理支出的线性关系如下：

$$Y_{it} = \alpha + \beta \text{Visiting}_{it} + \gamma X_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it}, \quad (9)$$

其中, i 表示地级市, t 表示年份, Y_{it} 为“人均污染源治理支出”及“污染源治理投资占 GDP 的比重”。 Visiting_{it} 表示被视察的次数。 X_{it} 表示一系列随时间和城市改变的控制变量, 包括社会经济指标及官员信息。 δ_i 为时间不变的地级市固定效应, 用以捕获那些同时影响视察及环境支出且不随时间变化的因素。 μ_t 为地市级不变的年份固定效应, 用以捕获那些影响所有样本的因素, 如经济周期、宏观经济政策等。 ε_{it} 是其他可能起作用但是没有被模型捕获的因素, 按照假设应该随机分布于本模型的被解释变量。

对式 (9) 的 OLS 估计见表 2, 其中模型 (1) 和 (2) 的被解释变量为“人均污染源治理投资”的对数形式, 模型 (3) 和 (4) 的被解释变量为“污染源治理投资占 GDP 的比重”。模型 (1) 的估计结果显示上级视察经济事务的次数与人均污染治理投资存在显著负向关系: 视察每增加一次, 人均污染源治理投资会下降 6.5%, 并且在 95% 的置信区间上显著 (P 值为 0.049)。在模型 (2) 中, 我们进一步控制了官员特征。模型 (2) 的估计系数意味着该负向效果导致人均污染源治理投资减少了 12.0 元, 全国污染源治理投资总额减少 157.7 亿元。采用“污染源治理投资占 GDP 的比重”作为被解释变量得到的结果与模型 (1) 和 (2) 类似。此外, 我们发现人均 GDP 及其二次项对于污染源治理投资均没有显著影响, 说明经济发展本身并不能增加污染源治理投资。上述结果可能存在的缺陷在于数据样本周期过短, 这会导致潜在的外推有效性问题: 运用 2003—2007 年数据得到的结论可能无法全面反映四十年改革开放历程中环境治理的进程, 也无法直接推广到 2007 年节能减排等重大国家战略实施以后的情况。然而, 考虑到官员考核在 2003 年以前及 2007 年以后并没有发生大的改变, 我们认为本文的实证发现仍具有一定的可推广性。⁷ 很多近年来已知的环境改善案例的确依靠上级政府对环境的强调和大力推动得以实现。比如 2008 年北京奥运会和 2014 年 APEC 会议期间国家出台一系列控制污染的强力措施保障了大型活动期间的空气质量 (Chen *et al.*, 2013; Sun *et al.*, 2016)。尽管如此, 为了直接应对该问题, 我们用同样逻辑

⁷ 2006 年及之后出台的官员治理相关中央文件包括《党政领导干部交流工作规定》(2006)、《党政领导干部任职回避暂行规定》(2006)、《地方党政领导班子和领导干部综合考核评价办法(试行)》(2009)、《2010—2020 年深化干部人事制度改革规划纲要》(2009)、《党政领导干部职务任期暂行规定》(2014)、《党政领导干部选拔任用工作条例》(2014) 及《党政领导干部选拔任用工作条例》(2019)。这些文件体现了我国官员考核制度的不断完善及体系化趋势。

建构了省级层面的被视察数据并估计了视察次数对环境支出额及比重的影响 [表 2 第 (5) 和第 (6) 列]，结果依然发现经济事务相关视察与污染源治理投资间存在显著负向关系。

表 2 视察与环境保护：双向固定效应模型

	人均污染源治理投资对数	人均污染源治理投资对数	污染源治理投资占比	污染源治理投资占比	人均污染源治理投资对数	污染源治理投资占比
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
视察次数	-0.065** (0.033)	-0.080** (0.034)	-0.035* (0.019)	-0.041* (0.024)	-0.014*** (0.002)	-0.008** (0.003)
人均 GDP	0.146 (0.343)	0.731* (0.383)	0.026 (0.199)	0.242 (0.241)	0.268** (0.110)	0.536** (0.251)
人均 GDP (二次)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.023 (0.151)	0.086 (0.725)
常数项	1.691 (4.231)	4.670 (3.503)	1.738 (1.588)	1.927 (2.375)	13.265*** (2.368)	5.320*** (0.358)
官员个体特征	无	有	无	有	有	有
观察值	1 030	789	1 030	789	427	427
R ²	0.309	0.330	0.146	0.180	0.423	0.503

注：所有回归包含全省视察总数、社会经济指标、官员个人特征、城市及年份固定效应，其中社会经济指标包含总人口、人口密度、城市化率、人均病床数、转移支付占比、工业产值占比和人均外商直接投资；官员特征包括年龄、受教育程度和任职年限。括号中的数值为 Huber 稳健标准误；估计方程残差项允许在同省内相关。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

上述基准模型估计结果可能受到环境支出持续性的威胁：上一期环境支出可能直接影响当期环境支出，导致估计结果不一致。我们采用基于动态面板数据的 GMM 估计方法加以处理。该方法的有效性依赖于一系列条件：第一，动态面板中的截面个数必须远大于时间维度个数，该条件与本文数据结构相符合；第二，残差项的一阶差分 $\Delta \varepsilon_{it}$ 存在显著的一阶相关及不显著的二阶相关，这一点可以利用 Bond (2002) 提供的 M_1 和 M_2 统计值检验；第三，需要满足工具变量有效性的矩条件，对此我们利用 Hansen J 统计量检验，该检验的原假设是工具变量和残差项矩条件向量的样本均值 $\frac{1}{N}Z'E$ 是围绕 0 的随机分布。

表 3 报告了利用动态面板模型 GMM 方法的估计结果。其中模型 (1) 和 (2) 采用“人均污染源治理投资”的对数形式作为被解释变量，模型 (3) 和 (4) 采用“污染源治理投资占 GDP 的比重”作为被解释变量。在模型 (1)

中,我们控制了社会经济指标和官员个人特征,并在模型(2)中进一步控制年份固定效应。新的估计结果依然显示视察次数和污染治理投资间存在显著负向关系。采用“污染源治理投资占 GDP 的比重”作为被解释变量的模型(3)和模型(4)同样得到类似结果。⁸这些估计结果均与基准模型估计结果一致,验证了经济视察与环境支出之间负相关关系的稳健性。

表 3 视察与环境保护: System-GMM 方法

	人均污染源治 理投资对数	人均污染源治 理投资对数	污染源治理投 资占 GDP 比重	污染源治理投 资占 GDP 比重
	(1)	(2)	(3)	(4)
视察次数	-0.074** (0.037)	-0.072* (0.041)	-0.046* (0.027)	-0.047** (0.027)
视察次数(滞后一期)	-0.036 (0.029)	-0.037 (0.030)	-0.015 (0.023)	-0.011 (0.023)
人均 GDP	0.699*** (0.201)	0.479** (0.212)	0.095 (0.157)	-0.216 (0.207)
人均 GDP(二次)	-0.000** (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
观察值	706	706	706	706
M1 检验 P 值	0.000	0.000	0.000	0.000
M2 检验 P 值	0.780	0.712	0.728	0.975
Hansen J 检验 P 值	0.227	0.305	0.201	0.082

注:所有回归均包含全省视察总数、社会经济指标和官员个人特征(详见表1)、城市及年份固定效应。括号中的数值为 Huber 稳健标准误;估计方程残差项允许在同省内相关。*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。M1 和 M2 检验 P 值表明模型一阶序列相关二阶序列不相关条件成立;Hansen J 检验结果表明工具变量有效矩条件成立。

(二) 其他机制讨论

官员视察对环境治理投资的影响还可能存在其他替代性解释:视察可能通过改变两级政府间财政分成比例或转移支付数量改变地方可支配资源总量,进而影响地方政府环境治理支出(范子英和张军,2013;李永友,2017)。在本小节,我们首先排除视察影响地方可支配资源的机制,然后进一步为激励

⁸ 这些估计结果的有效性要求模型满足 GMM 方法的三个适用性条件。第一,本文数据符合截面个数远大于时间维度个数的要求,满足方法有效性的第一个条件;第二,在所有模型中,M1 检验 P 值均远小于 0.05,M2 检验 P 值均远大于 0.05,表明残差项一阶差分存在一阶相关且不存在二阶相关,满足 GMM 方法有效性的第二个条件;第三,Hansen J 检验结果均表明工具变量有效性条件成立,满足 GMM 方法有效性的第三个条件。因此 GMM 方法适用性条件均得到满足。

机制提供证据。

我们通过两种方法排除视察影响地方可支配资源的机制。首先，我们直接检验视察是否会影响地方获得的转移支付。结果报告在表 4 第（1）列，其中被解释变量是转移支付占财政收入比重，模型其他设置与表 3 一致。我们发现视察并没有对转移支付产生显著影响，因此该机制不能成立。其次，我们利用环境治理以外其他类别支出的变化来检验上级视察究竟改变了地方支出规模（收入效应）还是支出结构（替代效应）：如果视察影响了可支配资源规模，我们应当预期经济建设和公共品投资均减少；相反，如果视察改变了激励而非资源规模，我们应当预期更多的经济建设和更少的公共品投资。表 4 第（2）至（5）列检验了这两个预期，其中第（2）、（3）两列的被解释变量为经济发展相关指标，第（3）、（4）两列则考察视察对教育支出及社会保障支出增长率的影响。估计结果证实了上述预期。这一结果表明，环境治理投资的下降更有可能是激励而非资源规模变化的结果。

表 4 视察、经济发展和其他公共服务支出：System—GMM 方法

	转移支付 占比（%）	GDP 增 长率（%）	建成区面积 增长率（%）	教育支出 增长率（%）	社会保障支 出增长率（%）
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
视察次数	-0.386 (0.470)	2.315*** (0.711)	9.502*** (3.154)	-2.343 (3.742)	-10.260 (7.126)
人均 GDP	-20.178** (3.396)	-5.327 (3.562)	28.807** (12.905)	0.233 (14.693)	67.404 (46.831)
人均 GDP（二次）	1.492*** (0.324)	0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
常数项	87.068*** (11.457)	116.590*** (18.58)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-65.896 (131.021)
被解释变量滞后项	是	是	是	是	是
观察值	667	672	570	643	345
m1 检验 P 值	0.351	0.006	0.019	0.608	
m2 检验 P 值	0.561	0.016	0.217	0.306	
Hansen J 检验 P 值	0.032	0.157	0.126	0.527	0.207

注：所有回归均包含省视察总数、社会经济指标和官员特征（详见表 1）、城市及年份固定效应。括号中的数值为 Huber 稳健标准误；估计方程残差项允许在同省内相关。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。M1 和 M2 检验 P 值表明模型一阶序列相关、二阶序列不相关条件成立；Hansen J 检验结果表明工具变量有效矩条件成立。

我们利用官员异质性为官员激励机制提供进一步证据：如果官员视察降

低环境支出背后的机制是晋升激励的话,我们应当预期视察的作用大小进一步取决于官员异质性,即晋升机会越大的官员对经济视察激励做出的反应越强。为了验证这一点,我们进一步引入经济视察和两个哑变量的交互作用,其中两个哑变量分别在官员任期超过 3 年和年龄超过 52 岁时取 1,其余取 0。表 5 中显著正的交互项系数意味着该预期成立。考虑到这两个指标对于年龄在 52 岁以下官员主政城市的点估计系数分别为 -12.1 和 -0.064,上述结果意味着基准估计中视察对污染治理投资的负向作用几乎都是由那些官员年龄在 52 岁以下的城市所贡献。另外一个捕捉晋升可能性的任期变量,其和视察的交互项同样展示出相似的结果 [见表 5 第 (3)、(4) 列]。

表 5 视察和任期、年龄的交互作用:双向固定效应模型

	人均污染源治 理投资对数	污染源治理投 资占 GDP 比重	人均污染源治 理投资对数	污染源治理投 资占 GDP 比重
	(1)	(2)	(3)	(4)
视察次数×大于 52 岁	0.118** (0.054)	0.065* (0.034)		
视察次数×超过 3 年			0.124** (0.061)	0.112*** (0.039)
视察次数	-0.121*** (0.036)	-0.065*** (0.023)	-0.087*** (0.032)	-0.056*** (0.020)
人均 GDP	0.121 (0.341)	0.019 (0.199)	0.151 (0.342)	0.027 (0.199)
人均 GDP (二次)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
年龄大于 52 岁	-0.223* (0.131)	-0.147* (0.079)		
任期超过 3 年			-0.122 (0.159)	-0.096 (0.086)
常数项	1.829 (4.257)	2.142 (1.610)	1.892 (4.227)	2.260 (1.612)
观察值	1 030	1 030	1 030	1 030
R ²	0.314	0.151	0.312	0.155

注:所有回归均包含全省视察总数、社会经济指标和官员个人特征(详见表 1)、城市及年份固定效应。括号中的数值为 Huber 稳健标准误;估计方程残差项允许在同省内相关。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

五、拐点产生动力

探讨拐点形成的决定因素依然具有显著的理论 and 政策含义。本部分试图检验本文提炼的假说二：经济视察阻碍拐点生成，环境视察促进拐点生成。

（一）经济视察与拐点形成

为了检验经济考核对拐点的影响，我们将样本按经济视察频率分为两部分：平均每年经济视察大于 1 次的地区以及不超过 1 次的地区。前者称为“强经济激励”地区，后者为“弱经济激励”地区。利用非参方法，我们分别在 2003—2017 年的样本中估计经济增长对环境污染水平的影响，其中环境污染用人均废水排放度量。图 4 展示二者的散点关系及拟合曲线，其中 A 为弱经济激励地区样本，B 为强经济激励地区样本。从该图可以清楚地看到经济增长和环境的倒 U 形关系只存在于那些上级经济激励较弱的地区。而在经济激励较强的地区，环境污染和经济发展水平则呈单调递增关系。图 4 的结果表明经济激励对环境拐点生成起到了一定程度的阻碍作用。该发现支持了郑思齐和孙聪（2012）以及 Zheng and Kahn（2013）关于官员晋升锦标赛会导致环境库兹涅茨曲线向右上方平移的观点。这些发现也促使我们谨慎对待基于库兹涅茨曲线对中国环境问题所做的预期：忽视经济绩效考核对拐点的影响会导致对当前环境治理严峻程度的低估，由此获得的治理政策也会偏离社会最优水平进而造成巨大的福利损失。

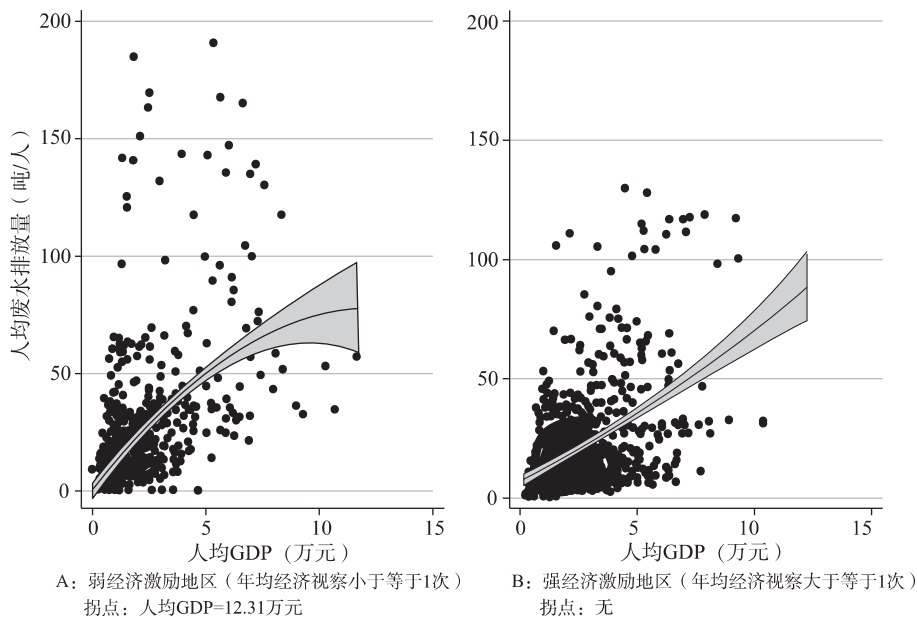


图 4 经济视察频率与环境库兹涅茨曲线

(二) 环境视察与拐点形成

类似地, 我们同样基于 2003—2017 年的样本估计了上级环境偏好对环境支出的影响, 并在此基础上绘制了环境视察与拐点的关系 (图 5)。我们发现, 在那些没有环境视察的地区, 拐点位于人均 GDP 23.81 万元左右; 而在那些有环境视察的地区, 拐点预计在人均 GDP 6.06 万元时便会出现。⁹ 假定人均 GDP 增长率维持在 7%, 该结果意味着同无环境视察地区相比, 有环境视察地区拐点出现时间可以提前 20 年。因此, 尽管我国语境与环境库兹涅茨曲线理论的假设不一致, 但它同样能够为我国环境的改善提供良好的制度基础。¹⁰

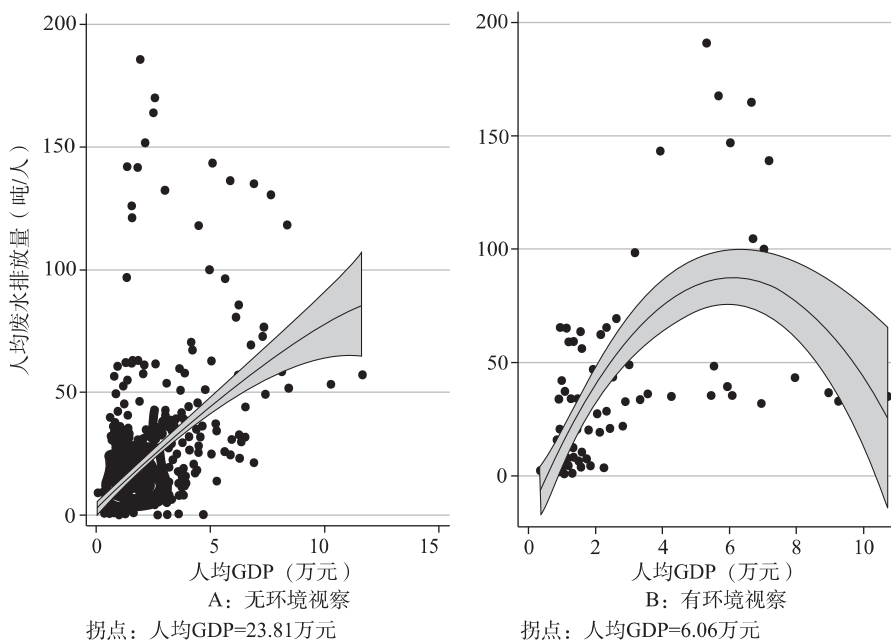


图 5 环境视察与环境库兹涅茨曲线拐点

六、结论及政策含义

环境治理历来是党和政府的发展战略, 也是经济发展的题中之义。良好的环境是经济可持续发展的重要保障: 绿水青山就是金山银山 (习近平, 2017)。在实际操作中, 如何将环境质量纳入当前绩效考核体系以提高基层政

⁹ 由于强经济激励地区无法估计出拐点, 我们将样本限制在弱经济激励地区。

¹⁰ 当然在具体施行过程中, 环境保护和经济发展之间存在一定矛盾, 实现相容性发展尤为重要。此时一种可行的方案是利用地区间的异质性: 可以在高科技城市或旅游型城市试点环境考核 (Zheng and Kahn, 2013); 另一种方案是将环境保护的事权上收至中央政府, 由中央政府负责规则制定和治理投资 (丁菊红和邓可斌, 2008)。

府保护环境的意愿和能力具有显著的政策含义。理论上，关于经济发展和环境保护关系最有影响力的论点是环境库兹涅茨曲线，该观点认为环境质量的改善来自居民偏好的转移，而后者则随着经济发展而出现拐点。我们认为在我国语境下对上述关系的预测将呈现出不同的图景。本文认为上级政府对环境问题的重视能够显著提高地方政府的环境保护能力及偏好。

我们利用上级视察地方经济事务频数作为政府对辖区经济增长偏好的代理，并基于地级市面板数据实证检验上述假设。首先，本文发现经济考察的确会降低地方政府的环境支出水平及比重。基于广义矩估计方法，将官员视察内生性问题及被解释变量滞后性纳入考察范围后，上述结果依然稳健。其次，本文发现上级对辖区环境的视察的确可以增加地方环境保护支出。这说明在考核中纳入环境因素能有效增加地方保护环境的意愿和行动。不管是十九大报告中“美丽中国”的生态文明建设目标的提出，还是历次五年计划中的节能减排战略，均体现出我国环境治理策略由上至下顶层设计的思路。因此，本文结论为这些目标和战略提供了理论注脚。

参 考 文 献

- [1] 包群、彭水军，“经济增长与环境污染：基于面板数据的联立方程估计”，《世界经济》，2006 年第 11 期，第 48—58 页。
- [2] Beckerman, W., “Economic Growth and the Environment: Whose Growth? Whose Environment?”, *World Development*, 1992, 20 (4), 481-496.
- [3] Bond, S. R., “Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice”, *Portuguese Economic Journal*, 2002, 1 (2), 141-162.
- [4] 蔡昉、都阳、王美艳，“经济发展方式转变与节能减排内在动力”，《经济研究》，2008 年第 6 期，第 4—11 页。
- [5] 陈汉宣、马骏、包国宪，《中国政府绩效评估 30 年》。北京：中央编译出版社，2011 年。
- [6] Chen, Y., H. Li, and Li-An Zhou, “Relative Performance Evaluation and the Turnover of Provincial Leaders in China”, *Economics Letters*, 2005, 88 (3), 421-425.
- [7] 丁菊红、邓可斌，“政府偏好、公共品供给与转型中的财政分权”，《经济研究》，2008 年第 7 期，第 78—89 页。
- [8] Eriksson, C., and J. Persson, “Economic Growth, Inequality, Democratization, and the Environment”, *Environmental and Resource Economics*, 2003, 25 (1), 1-16.
- [9] 范子英、张军，“转移支付、公共品供给与政府规模的膨胀”，《世界经济文汇》，2013 年第 2 期，第 1—19 页。
- [10] 冯洁，“绿色 GDP 变身”，《南方周末》，2010 年 2 月 11 日 B12 版。
- [11] Fredriksson, P. G., and D. L. Millimet, “Strategic Interaction and the Determination of Environmental Policy across U. S. States”, *Journal of Urban Economics*, 2002, 51 (1), 101-122.
- [12] 傅勇，“中国的分权为何不同：一个考虑政治激励与财政激励的分析框架”，《世界经济》，2008 年第 11 期，第 16—25 页。
- [13] Grossman, G. M., and A. B. Krueger, “Economic Growth and the Environment”, *Quarterly*

- Journal of Economics*, 1995, 110 (2), 353-377.
- [14] 胡鞍钢, “警惕 GDP 升级大战架空中央战略”, 《人民论坛》, 2012 年第 21 期, 第 16—18 页。
- [15] Jia, R., “Pollution for Promotion”, Working Paper, 2018.
- [16] Jones, L. E., and R. E. Manuelli, “A Positive Model of Growth and Pollution Controls”, NBER Working Paper No 5205, 1995.
- [17] Khanna, N., “The Income Elasticity of Non-Point Source Air Pollutants: Revisiting the Environmental Kuznets”, *Economics Letters*, 2002, 77, 387-439.
- [18] Kijima, M., and K. Nishide, and A. Ohyama, “Economic Models for the Environmental Kuznets Curve: A Survey”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2010, 34 (7), 1187-1201.
- [19] Kung, J., and S. Chen, “The Tragedy of the Nomenklatura: Career Incentives and Political Radicalism During China’s Great Leap Famine”, *American Political Science Review*, 2011, 105 (1), 27-45.
- [20] 李猛, “财政分权与环境污染——对环境库兹涅茨假说的修正”, 《经济评论》, 2009 年第 5 期, 第 54—59 页。
- [21] 李永友, “转移支付提高了政府社会性公共品供给激励吗?”, 《经济研究》, 2017 年第 1 期, 第 119—133 页。
- [22] Li, H., and L. A. Zhou, “Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China”, *Journal of Public Economics*, 2005, 89 (9), 1743-1762.
- [23] 林伯强、蒋竺均, “中国二氧化碳的环境库兹涅茨曲线预测及影响因素分析”, 《管理世界》, 2009 年第 4 期, 第 27—36 页。
- [24] 马力, “绿色 GDP 报告公布 ‘搁浅’ 据称是因利益集团不满”, 《新京报》, 2017 年 7 月 18 日 B3 版。
- [25] Panayotou, T., “Empirical Tests and Policy Analysis of Environmental Degradation at Different Stages of Economic Development”, International Labour Organization, 1993.
- [26] 乔坤元, “我国官员晋升锦标赛机制的再考察——来自省、市两级政府的证据”, 《财经研究》, 2013 年第 4 期, 第 123—133 页。
- [27] 宋马林、王舒鸿, “环境库兹涅茨曲线的中国 ‘拐点’: 基于分省数据的实证分析”, 《管理世界》, 2011 年第 10 期, 第 168—169 页。
- [28] Shen, J., “A Simultaneous Estimation of Environmental Kuznets Curve: Evidence from China”, *China Economic Review*, 2006, 17 (4), 383-394.
- [29] Sun, Y., Z. Wang, O. Wild, W. Xu, C. Chen, P. Fu, W. Du, L. Zhou, Q. Zhang, T. Han, Q. Wang, X. Pan, H. Zheng, J. Li, X. Guo, J. Liu, and D. R. Worsnop, “APEC Blue: Secondary Aerosol Reductions from Emission Controls in Beijing”, *Scientific Reports*, 2016, 6, 20668.
- [30] 王金南、於方, 《绿色国民经济核算研究文集》。北京: 中国环境科学出版社, 2009 年。
- [31] 习近平, 《决胜全面建成小康社会 夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利——在中国共产党第十九次全国代表大会上的报告》, 新华网, 2017 年 10 月 27 日, http://www.xinhuanet.com/politics/19cpnc/2017-10/27/c_1121867529.htm, 访问时间: 2019 年 7 月 20 日。
- [32] 许广月、宋德勇, “中国碳排放环境库兹涅茨曲线的实证研究——基于省域面板数据”, 《中国工业经济》, 2010 年第 5 期, 第 37—47 页。
- [33] 徐现祥、王贤彬、高元骅, “中国区域发展的政治经济学”, 《世界经济文汇》, 2011 年第 3 期, 第 26—58 页。
- [34] 杨海生、陈少凌、周永章, “地方政府竞争与环境政策——来自中国省份数据的证据”, 《南方经济》, 2008 年第 6 期, 第 15—30 页。
- [35] 杨磊, “2005 绿色 GDP 数据难产”, 《21 世纪经济报道》, 2007 年 3 月 23 日 001 版。

- [36] 张军, “中国经济发展: 为增长而竞争”, 《世界经济文汇》, 2005 年第 1 期, 第 101—105 页。
- [37] 张牧扬, “晋升锦标赛下的地方官员与财政支出结构”, 《世界经济文汇》, 2013 年第 1 期, 第 86—103 页。
- [38] 张晓, “中国环境政策的总体评价”, 《中国社会科学》, 1999 年第 3 期, 第 88—99 页。
- [39] 张雅, “重塑绿水青山的湖州样本”, 《北京青年报》, 2018 年 4 月 20 日第 A09 版, http://epaper.yynet.com/html/2018-04/20/content__285286.htm?div=0, 访问时间: 2019 年 7 月 10 日。
- [40] 张征宇、朱平芳, “地方环境支出的实证研究”, 《经济研究》, 2006 年第 5 期, 第 82—94 页。
- [41] 赵细康、李建民、王金营、周春旗, “环境库兹涅茨曲线及在中国的检验”, 《南开经济研究》, 2005 年第 3 期, 第 48—54 页。
- [42] 郑思齐、孙聪, “中国环境库兹涅茨曲线的平移机会”, 《探索与争鸣》, 2012 年第 10 期, 第 53—56 页。
- [43] Zheng, S., and M. E. Kahn, “Understanding China’s Urban Pollution Dynamics”, *Journal of Economic Literature*, 2013, 51 (3), 731-772.
- [44] 周黎安, “晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因”, 《经济研究》, 2004 年第 6 期, 第 33—40 页。
- [45] 周黎安, “中国地方官员的晋升锦标赛模式研究”, 《经济研究》, 2007 年第 7 期, 第 36—50 页。
- [46] 周黎安, 《转型中的地方政府: 官员激励与治理》。上海: 格致出版社, 2008 年。
- [47] 周黎安、张军, 《为增长而竞争: 中国增长的政治经济学》。上海: 上海人民出版社, 2008 年。
- [48] 周黎安、刘冲、厉行、翁翕, “‘层层加码’与官员激励”, 《世界经济文汇》, 2015 年第 1 期, 第 1—15 页。
- [49] 周黎安, “行政发包制”, 《社会》, 2014 年第 6 期, 第 1—38 页。

Re-Thinking Environmental Kuznets Curve Hypothesis in China

FANG WANG

(East China Normal University)

YIMING CAO

(Boston University)

SHUO CHEN*

(Fudan University)

Abstract Serious environmental problems have threatened public health and sustainable socio-economic development. The Environmental Kuznets Curve Hypothesis (EKCH) holds

* Corresponding Author: Shuo Chen, School of Economics, Fudan University, 600 Guoquan Rd, Shanghai, 200433, China; Tel: 86-21-65642334; E-mail: cs@fudan.edu.cn.

that environmental problems will go through a process of deterioration and then improvement as the economy develops. This article, however, shows that the government's emphasis on environmental issues can significantly increase its willingness and actions to protect the environment and thus affect the inflection point of EKCH. Based on a panel data covering 282 prefectural-level municipalities from 2003 to 2007 in China, we find that inspections by the upper level government significantly increase the amount and proportion of local government expenditures on environmental protection. The findings of this article not only prompt us to rethink about the application of EKCH in China, but also provides theoretical insights for the top-level design in China's environmental governance.

Key Words EKC, Environmental Visit, pollution control

JEL Classification Q58, H41, D73