

# 反腐败、经济增长 与碳排放治理\*

——基于空间 EKC 模型的检验

刘贤赵

---

**【摘要】** 反腐败是否有利于改善环境质量成为学术界关注的热点。本文利用 2000—2017 年中国大陆 30 个省域的面板数据，将地区反腐败力度、经济增长与碳排放纳入扩展的动态空间 EKC 模型中，从国家和地区层面实证分析反腐败对碳排放的影响以及这种影响如何改变经济增长与碳排放之间的关系。研究发现：在国家层面，反腐败能有效抑制碳排放，并通过降低 EKC 的拐点影响中国经济增长与碳排放之间的关系；在区域层面，反腐败对碳排放的影响存在空间异质性。在东部地区，反腐败对碳排放具有显著抑制作用，并使 EKC 的拐点降低；在中、西部地区，反腐败对碳排放暂时起促进作用，并使 EKC 的拐点提高。鉴于此，政府应在环保领域持续加大反腐败力度，并探索适合东、中、西部地区的反腐模式，彻底从源头上抑制碳排放并促进经济发展。

**【关键词】** 反腐败力度 碳排放 经济增长 空间 EKC 模型

**【作者简介】** 刘贤赵，理学博士，湖南科技大学地球科学与空间信息工程学院教授、博士生导师。

**【中图分类号】** F124      **【文献标识码】** A

**【文章编号】** 2097 - 1125 (2022) 04 - 0079 - 23

---

## 一、引言

随着经济的快速发展以及工业化、城镇化进程的加快，中国的环境污染

---

\* 本文系湖南省哲学社会科学基金项目“环境分权与地区反腐败对碳排放的作用路径、影响效应及其减排政策设计”（18YBA151）、国家社会科学基金一般项目“中国省域能源消费碳强度空间依赖的量化估计、格局演变与碳强度目标减排路径研究”（17BGL138）的阶段性成果。

问题日益严重。碳排放（主要是CO<sub>2</sub>排放）是导致环境污染的重要原因，由其导致的全球气候变暖问题已成国际社会关注的焦点。全球碳计划（Global Carbon Project, GCP）发布的报告显示，中国的碳排放从1978年的14.73亿吨增加到2018年的100.17亿吨，中国成为世界上最大的碳排放国。<sup>①</sup>与此同时，中国也面临着严重的腐败问题。透明国际（Transparency International, TI）的数据显示，2001—2018年中国的清廉指数（corruption perceptions index, CPI）一直在32~41波动。<sup>②</sup>尽管党的十八大以来，中国形成了持续高压的正风反腐态势，并取得了显著成效，但反腐败斗争的形势依然严峻。<sup>③</sup>面对中国经济增速放缓、环境污染加剧和腐败问题并存的现实，人们不禁会问：（1）反腐败是否促进经济增长、抑制碳排放？（2）反腐败是通过何种路径作用于经济增长并影响中国的碳排放的？（3）在中国不同经济发展水平的地区，上述影响是否存在差异？从实证角度探讨上述问题无疑对实现中国经济、社会和资源环境的协调发展，以及推动2030年碳达峰目标的实现具有重要意义。

## 二、研究进展与理论假设

### （一）研究进展

目前，直接从反腐视角探讨反腐败、经济增长与碳排放之间关系的研究较少，既有研究多是基于腐败、经济发展与环境污染三者的关系展开探究。<sup>④</sup>研究表明，企业利用向环保监管人员行贿和影响环保政策制定等手段对经济发展和环境质量产生负面影响。例如，López等以腐败或寻租行为对经济增长与环境污染之间关系的影响为切入点，构建了政企合作与非合作的Stackelberg博弈模型，发现腐败会通过放松环境规制执行力度、扭曲资源配置和降低政府行政效率等多种途径损害经济增长和影响环境可持续性，但不会改变经济增长与环境库兹涅茨曲线（environmental Kuznets curve, EKC）之间的关系，并且，腐败程度的提升会提高环境污染水平及EKC曲线

① 参见 Xianzhao Liu, Xu Yang and Ruoxin Guo, Regional Differences in Fossil Energy-Related Carbon Emissions in China's Eight Economic Regions: Based on the Theil Index and PLS-VIP Method, *Sustainability*, Vol. 12 (7), 2020, pp. 1-26。

② 2012年前的CPI采用十分制，换算成百分制后中国2001—2018年的CPI一直在32~41波动。

③ 李菲雅：《反腐败与经济发展——基于检察院贪污贿赂、渎职立案数据的再检验》，《经济研究导刊》2019年第2期，第193页。

④ Paolo Mauro, Corruption and the Composition of Government Expenditure, *Journal of Public Economics*, Vol. 69 (2), 1998, pp. 263-279.

的拐点。<sup>①</sup> 同样，Leitão 基于多国面板数据建立了加入腐败变量的 EKC 新模型，结果表明腐败会提升各国 EKC 曲线的拐点并加剧当地的环境污染（硫排放）。<sup>②</sup> Pellegrini 等基于 22 个欧洲国家 1999—2001 年的面板数据，实证分析了腐败对环境的影响，结果显示，腐败通过削弱环境规制产生的直接效应显著加剧环境污染，而腐败通过改变政府支出结构进而阻碍经济增长的间接环境效应则取决于当地的收入水平。<sup>③</sup> Morse 基于 95 个国家的截面数据分别对腐败与环境、腐败与经济增长的关系进行了分析，发现腐败与环境质量、收入水平呈负相关关系，但剔除收入影响后，腐败对环境质量的影响不显著。<sup>④</sup> Biswas 等利用 1999—2005 年 100 多个国家的面板数据探讨了腐败、影子经济和环境污染之间的关系，发现环境污染与影子经济呈正相关关系，但这种关系可通过降低腐败水平得到有效控制。<sup>⑤</sup> Chen 等利用 1998—2012 年中国省级面板数据，采用广义矩量法（GMM）分析了地区腐败、影子经济与环境污染之间的关系，结果显示，地区腐败官员比例的增加将削弱环境规制效果，进而阻碍经济增长并增加污染物排放。<sup>⑥</sup> 郭炳南等利用静态和动态面板模型，发现腐败程度与碳排放呈正相关关系，而经济增长与碳排放则呈倒 U 型关系。<sup>⑦</sup> 此外，部分学者探讨了反腐败与环境污染的直接关系。例如，Ivanova 基于 39 个欧洲国家的面板数据发现腐败水平的降低可以有效提高环境规制和污染治理水平，进而降低硫排放水平。<sup>⑧</sup> 王佳等基于一个动态

- 
- ① Ramón López and Siddhartha Mitra, Corruption, Pollution and the Kuznets Environment Curve, *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 40 (2), 2000, pp. 137 - 150.
  - ② Alexandra Leitão, Corruption and the Environmental Kuznets Curve: Empirical Evidence for Sulfur, *Ecological Economics*, Vol. 69 (11), 2010, pp. 2191 - 2201.
  - ③ Lorenzo Pellegrini and Reyer Gerlagh, Corruption and Environmental Policies: What Are the Implications for the Enlarged EU, *European Environment*, Vol. 16 (3), 2006, pp. 139 - 154.
  - ④ Stephen Morse, Is Corruption Bad for Environmental Sustainability? A Cross-National Analysis, *Ecology and Society*, Vol. 11 (1), 2006, pp. 22 - 44.
  - ⑤ Amit K. Biswas, Mohammad Reza Farzanegan and Marcel P. Thum, Pollution, Shadow Economy and Corruption: Theory and Evidence, *Ecological Economics*, Vol. 75, 2012, pp. 114 - 125.
  - ⑥ Heyin Chen, Yu Hao and Jingwei Li et al., The Impact of Environmental Regulation, Shadow Economy and Corruption on Environmental Quality: Theory and Empirical Evidence from China, *Journal of Cleaner Production*, Vol. 195, 2018, pp. 200 - 214.
  - ⑦ 郭炳南、林基：《腐败对中国二氧化碳排放影响的实证研究——来自省际面板数据的经验证据》，《软科学》2017 年第 9 期，第 59 ~ 62 页。
  - ⑧ Kate Ivanova, Corruption and Air Pollution in Europe, *Oxford Economic Papers*, Vol. 63 (1), 2011, pp. 49 - 70.

三层非合作博弈模型，得出腐败会显著增加 CO<sub>2</sub> 和 SO<sub>2</sub> 的排放量的结论。<sup>①</sup>

也有不少学者得出与上述研究结果不一致的结论。例如，Cole 采用 94 个国家的面板数据从直接效应和间接效应两个方面探讨腐败对环境污染的影响，发现腐败既能直接增加相关国家的碳排放，也能通过阻碍经济增长间接减少碳排放，且间接效应大于直接效应。<sup>②</sup> Akhbari 等使用 61 个国家 2003—2016 年的面板数据分析发现，腐败与环境污染呈非线性关系：在发展中国家，腐败水平每下降 1% 将使碳排放水平下降 0.08%；而在发达国家，腐败程度对碳排放的影响不显著。<sup>③</sup> Sekrafi 等利用自回归分布滞后模型对突尼斯的研究发现，控制腐败有助于经济增长，且这种影响能间接降低碳排放，但控制腐败对碳排放的直接影响显著为正。<sup>④</sup> Zhang 等基于面板分位数回归模型分析了腐败对亚太经济合作组织成员国碳排放的影响，结果发现腐败对低碳排放国家的碳排放存在显著的负向效应，而对高碳排放国家的碳排放影响不显著，且腐败与碳排放之间存在倒 U 型关系。<sup>⑤</sup> Grossman 等也认为，由于经济发展与环境污染之间存在 EKC 关系，所以腐败可能会通过更加复杂的机制来影响环境质量。<sup>⑥</sup> Bardhan 从微观经济理论的视角指出，腐败有利于企业避开无效率的行政管理，能够提高资源配置效率，据此得出腐败可以促进经济增长和改善环境质量的结论。<sup>⑦</sup> 李子豪等运用中国省级面板数据，通过建立联立方程检验了腐败对环境污染的影响，结果表明，腐败会通过放松环境规制或扭曲环境政策直接加剧环境污染，但同时也可以通过减少经济收入间接降低环境污染。<sup>⑧</sup> 晋盛武等基于传统的 EKC 模型，利用中国 1995—

① 王佳、杨俊：《地区腐败、经济发展与环境质量：理论和证据》，《云南财经大学学报》2015年第4期，第70~80页。

② Matthew A. Cole, Corruption, Income and the Environment: An Empirical Analysis, *Ecological Economics*, Vol. 62 (3-4), 2007, pp. 637-647.

③ Reza Akhbari and Mehdi Nejati, The Effect of Corruption on Carbon Emissions in Developed and Developing Countries: Empirical Investigation of a Claim, *Heliyon*, Vol. 5 (9), 2019, pp. 1-9.

④ Habib Sekrafi and Asma Sghaier, The Effect of Corruption on Carbon Dioxide Emissions and Energy Consumption in Tunisia, *PSU Research Review*, Vol. 2 (1), 2018, pp. 81-95.

⑤ Yuejun Zhang, Yanlin Jin and Julien Chevallerier et al., The Effect of Corruption on Carbon Dioxide Emissions in APEC Countries: A Panel Quantile Regression Analysis, *Technological Forecasting & Social Change*, Vol. 112, 2016, pp. 220-227.

⑥ Gene M. Grossman and Alan B. Krueger, Economic Growth and the Environment, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110 (2), 1995, pp. 353-377.

⑦ Pranab Bardhan, Corruption and Development: A Review of Issues, *Journal of Economic Literature*, Vol. 35 (3), 1997, pp. 1320-1346.

⑧ 李子豪、刘辉煌：《腐败加剧了中国的环境污染吗——基于省级数据的检验》，《山西财经大学学报》2013年第7期，第1~11页。

2011年的省级面板数据分析了腐败对经济增长和环境污染的影响，发现腐败会阻碍经济增长，但腐败能够通过抑制经济增长对碳排放产生抑制作用。<sup>①</sup>

此外，一些学者也基于外商直接投资（foreign direct investment, FDI）和贸易开放分析了腐败对环境产生的影响。Cole等利用33个国家的面板数据分析了FDI和腐败对东道国环境的影响，发现腐败程度较高的国家在引进外资时通常会制定较为宽松的环境规制，进而推动污染物向腐败地区的转移和“污染避难所”的产生，同时，FDI对环境的负面影响与腐败程度呈正相关。<sup>②</sup>郑展鹏等也得出了类似的结论，不同的是腐败对碳排放的影响存在地区异质性。<sup>③</sup>Rehman等基于南亚4个国家的面板数据考察了贸易开放和腐败对环境的影响，发现腐败对环境的负面影响不显著，但腐败制约着贸易开放对环境质量的改善。<sup>④</sup>

可见，关于腐败与经济增长和环境污染之间的研究已取得了丰硕成果，但仍存在一些不足。首先，现有研究主要集中在腐败与SO<sub>2</sub>、雾霾和工业废水等污染物之间关系的检验方面，直接从反腐败视角将腐败、经济增长与碳排放置于同一框架下进行系统研究的文献较少。其次，在应用EKC模型探讨腐败、经济增长和碳排放之间的关系时，忽略了空间因素的作用（由于地理数据都存在空间自相关性或空间溢出效应，故邻近地区的观测值可能会对本地区的观测值产生一定程度的影响），因而有可能导致结果偏误。另外，一些学者在利用EKC模型研究地区腐败、经济发展与污染物排放的关系时，直接引入人均GDP及其高次项（含平方项）作为解释变量。由于模型中包含了人均GDP及其高次项等变量的非平稳序列或非线性转换，原来的面板数据模型变得不适用，进而可能导致研究结果出现偏误。<sup>⑤</sup>再次，我国东、中、西部地区的经济发展水平存在明显差异，反腐败对不同地区的经济增长

① 晋盛武、吴娟：《腐败、经济增长与环境污染的库兹涅茨效应：以二氧化硫排放数据为例》，《经济理论与经济管理》2014年第6期，第28~40页。

② Matthew A. Cole, Robert J. R. Elliott and Per G. Fredriksson, Endogenous Pollution Havens: Does FDI Influence Environmental Regulations? *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 108 (1), 2006, pp. 157-178.

③ 郑展鹏、许培培：《地区腐败、外商直接投资与碳排放——基于我国2002—2014年省际面板数据的分析》，《商业研究》2018年第1期，第153~160页。

④ Faiz-Ur-Rehman, Amanat Ali and Mohammad Nasir, Corruption, Trade Openness and Environmental Quality: A Panel Data Analysis of Selected South Asian Countries, *The Pakistan Development Review*, Vol. 46 (4), 2007, pp. 673-688.

⑤ Martin Wagner, The Carbon Kuznets Curve: A Cloudy Picture Emitted by Bad Econometrics? *Resource and Energy Economics*, Vol. 30 (3), 2008, pp. 388-408.

与碳排放的影响可能不同，而现有的基于 EKC 的实证研究大多是建立在不同地区具有相似的收入—环境曲线的假设之上的，因而研究结果可能存在失真现象。<sup>①</sup>

鉴于此，本文首先以经济增长与环境污染关系的 EKC 模型为基础，考虑碳排放具有的时空滞后特性，借鉴 Bradford 等的研究方法<sup>②</sup>构建一个包含反腐败、经济增长与碳排放的动态空间 EKC 模型，旨在探讨以下三个问题：（1）反腐败对中国碳排放的直接影响如何？（2）反腐败是否会通过影响经济发展而间接改变碳排放与经济增长之间的关系？（3）考虑经济发展的空间异质性，中国东、中、西部地区的反腐败对碳排放的影响是否存在差异？然后，利用中国大陆 30 个省域 2000—2017 年的面板数据及空间权重矩阵对反腐败、经济增长与碳排放的关系进行实证检验。最后，根据实证结果为转型期中国经济与环境的可持续发展提出建议。

## （二）理论假设

在政治上高度集权、经济上高度分权的框架下，地方政府的腐败行为<sup>③</sup>成为影响环境质量的重要因素。<sup>④</sup>一方面，地方政府官员（包括一般公职人员）在环保执法时会因收受贿赂或主动“索租”而利用自己的权力为企业提供污染庇护或便利渠道，从而直接影响环境质量（如导致碳排放增加）；另一方面，地方政府官员为获取职务晋升会选择“触底竞争”（即因偏好经济增长而放松环境规制执行力度），以牺牲环境为代价换取经济增长，进而间接影响碳排放。本文假设在反腐败与环境污染的关系中，中央政府除制定环境策略和关心社会福利是否最大化外，不直接参与地方政府和企业之间的博弈。在这样的背景下，地方政府官员只是环境策略的执行者，负责对企业生产行为和地方经济进行干预，并期望自身效用最大化（包括从企业获得更多的贿赂）；企业则是追求利润最大化的排污者。本文假定地方政府与企业之间是一个完全信息对称的动态博弈，并将

① Jiaqi Hu, Adrian Hernandez Del Valle and Miguel A. Martinez-Garcia, Environmental Pollution and Economic Growth in China: A Test of the Environmental Kuznets Curve, *Journal of Geoscience and Environment Protection*, Vol. 5 (10), 2017, pp. 92 - 100.

② David F. Bradford, Rebecca A. Fender and Stephen H. Shore et al., The Environmental Kuznets Curve: Exploring a Fresh Specification, *The B. E. Journal of Economic Analysis & Policy*, Vol. 4 (1), 2005, pp. 1 - 28.

③ 腐败行为通常是指对公共权力的滥用，在本文中，腐败行为除了指在环境执法中贪污受贿、渎职侵权、挪用公款等违法行为外，还包括地方政府为实现经济增长目标而在环境政策执行过程中采取的“触底竞争”和“不作为”等。

④ Chenggang Xu, The Fundamental Institutions of China's Reforms and Development, *Journal of Economic Literature*, Vol. 49 (4), 2011, pp. 1076 - 1151.

其分为三个阶段：第一阶段，企业为寻求放松环境规制决定向地方政府官员行贿，以获取便利的排污权；第二阶段，地方政府官员接受行贿（当然不是所有的官员都会贪污腐败），在环保执法中放松环境规制，以最大化自身效用；第三阶段，企业在环境规制放松且生产要素投入不变的情况下选择高效但更具污染性的技术进行生产，以实现自身利润的最大化。参考贝叶斯博弈理论<sup>①</sup>以及龙硕等的研究成果，<sup>②</sup>将地方政府的效用函数 $\mu$ 表示为如下形式：

$$\mu = \alpha\pi + \beta y \quad (1)$$

式中， $\alpha$  为企业的行贿比例， $\alpha \in [0, 1]$ ， $\pi$  为企业获得的超额利润， $\alpha\pi$  表示地方政府官员获得的经济利益（即贿赂收入）； $y$  为地区产量（可视经济增长），该值越大，地方政府官员获得政治晋升的概率越大（在当前的中国，地方政府官员作为政治参与者，对职务晋升有很强的追求；而在以GDP作为官员政绩考核指标的背景下，地方企业推动的经济增长将为政府官员带来政治利益）； $\beta$  表示地方政府官员在政治晋升与环境质量决策中的主观权重（即相对关注程度）， $\beta \in [0, 1]$ ， $\beta$  越接近于1，表示政府官员越注重政治晋升，反之则越注重环境质量。

假设正常环境规制程度为1，相应的企业产量和排污量也均为1，地方政府放松环境规制的程度为 $c = 1 + x$ ，其中 $x$ 为行贿比例 $\alpha$ 的函数。企业采用更具污染性的技术开展生产后，产量和排污量分别为原来的 $1 + x$ 和 $1 + \varphi x$ 倍，则企业获得的超额利润和超标排污量分别为 $x$ （这里把价格视为外生变量，可以不考虑）和 $\varphi x$ （ $\varphi > 1$ ）。假定 $\varphi x$ 越大，地方政府官员放松环境规制（即腐败行为）被发现的概率 $p\varphi x$ （ $p > 0$ ）就越大，进而地方政府官员接受贿赂所得被没收和政治晋升被取消的可能性就越大，则地方政府官员接受贿赂并放松环境规制获得的期望效用为：

$$E(\mu) = (1 - p\varphi x)[\alpha x + \beta(1 + x)] \quad (2)$$

地方政府官员存在最优策略的一阶条件是对式（2）关于 $x$ 求导，然后利用 $c^* = 1 + x^*$ 可得到环境规制放松程度的最优解为：

$$c^*(\alpha) = 1 + [\alpha + \beta(1 - p\varphi)]/2p\varphi(\alpha + \beta) \quad (3)$$

再对式（3）关于 $\alpha$ 求导可得到：

① Gianni Marchetti, Marco Patriarca and Els Heinsalu, A Bayesian Approach to the Naming Game Model, *Frontiers in Physics*, Vol. 8, 2020, pp. 1 - 14.

② 龙硕、胡军：《政企合谋视角下的环境污染：理论与实证研究》，《财经研究》2014年第10期，第131~144页。

$$\partial c^* / \partial \alpha = \beta / 2(\alpha + \beta)^2 \quad (4)$$

该式表明环境规制放松程度会随行贿比例增加而提升，这意味着地方政府官员腐败越严重，环境规制就越宽松，环境污染也就越严重。由此可得到假设1：地区腐败行为会直接加剧环境污染，即反腐败会直接提高环境质量。

此外，我们假设企业已知上述反应函数，那么其最优策略应该是选择行贿比例  $\alpha$ ，以使其超额利润中留存利润的比例达到最优。超额利润留存函数的表达式为：

$$\pi^* = (1 - \alpha)\pi(\alpha) = (1 - \alpha) \{ [\alpha + (1 - p\varphi)\beta] / 2p\varphi(\alpha + \beta) \} \quad (5)$$

式(5)中， $\pi(\alpha)$ 为超额利润函数， $\pi^*$ 函数最优化的一阶条件为企业最优行贿比例  $\alpha^* = \sqrt{p\varphi(\beta^2 + \beta)} - \beta$ 。该条件的含义是地方政府官员越看重政治晋升（即  $\beta$  接近于1），则地方政府越倾向于放松对企业的环境规制，此时经济会出现较快增长，但环境污染也会随之加剧。由此可得到假设2：地区腐败行为可通过影响经济增长而间接影响环境质量。这意味着反腐败会间接改善环境质量：反腐败力度越强，环境污染程度就越轻，但会导致经济增长放缓；反之，则反是。

### 三、实证方法与数据处理

#### (一) 模型构建

如前所述，腐败行为会通过直接与间接两种途径影响环境质量（如碳排放）。为刻画上述影响，本文借鉴 EKC 模型将反腐败力度、经济增长与碳排放纳入扩展的动态空间 EKC 模型中。Grossman 等基于地区面板数据提出的经济增长与环境污染之间的 EKC 模型为：<sup>①</sup>

$$CO_{2it} = \alpha + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 Y_{it}^2 + \beta_3 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式(6)中， $i$ 、 $t$ 分别表示省域和年份； $\alpha$ 为常数； $\beta$ 为估计系数； $CO_{2it}$ 表示人均碳排放量； $Y_{it}$ 表示经济增长水平； $Y_{it}^2$ 为经济增长的二次项，用来检验经济增长与环境污染是否存在倒U型关系； $X_{it}$ 为控制变量； $\varepsilon_{it}$ 表示随机误差。Cole在式(6)的基础上引入反腐败力度（anti-corruption effects, ACE）这一

① Gene M. Grossman and Esteban Rossi-Hansberg, Trading Tasks: A Simple Theory of Offshoring, *American Economic Review*, Vol. 98 (5), 2008, pp. 1978 - 1997.

变量，对反腐败与经济增长、环境污染之间的关系进行实证研究，<sup>①</sup> 具体的回归模型如下：

$$CO_{2it} = \alpha + \beta_0 ACE_{it} + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 Y_{it}^2 + \beta_3 X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

式 (7) 中， $ACE_{it}$  表示省域反腐败力度； $\mu_i$  和  $\gamma_t$  分别表示个体效应（反映省域间在资源禀赋、消费偏好等方面持续存在的差异）和时间效应（反映除经济增长以外，随时间变化各因素所产生的影响）；其他变量的含义同前。需要注意的是，尽管式 (7) 考虑了面板数据的个体效应和时间效应导致的偏误问题，但该式并未体现反腐败对环境污染与经济发展之间的关系的影响，这显然与前述的理论推断不符；另外，式 (7) 中包含了非平稳的人均 GDP 及其平方项这两个变量的非线性形式，而目前的面板数据模型在参数估计过程中并不适用于这种解释变量存在非平稳序列非线性形式的情况。<sup>②</sup> 本文借鉴 Leitão 和 Bradford 等的方法，<sup>③</sup> 基于人均 GDP 及其增长率设定反腐败、经济增长与碳排放之间关系的 EKC 模型，从而避免在面板数据中使用非平稳序列的非线性形式，以便获得更加准确的估计结果。

假设研究期内碳排放与经济增长的倒 U 型关系成立，则对 EKC 方程进行时间求导后可得到：

$$\partial CO_{2it} / \partial t = \alpha (Y_{it} - Y_{it}^*) r_{it} \quad (8)$$

式 (8) 中， $\alpha$  为小于零的常数（确保 EKC 为倒 U 型）； $Y_{it}^*$  是 EKC 拐点对应的人均 GDP 值； $r_{it}$  表示人均 GDP 增长率。当  $r_{it} > 0$  且  $Y_{it} < Y_{it}^*$  时， $\partial CO_{2it} / \partial t > 0$ ，表示碳排放将不断增加；而当  $r_{it} > 0$  且  $Y_{it} > Y_{it}^*$  时， $\partial CO_{2it} / \partial t < 0$ ，则表示碳排放将不断减少。由于本文研究的重点是探讨反腐败力度是否会对碳排放造成影响，所以笔者参考 Leitão 以及 López 等的成果，<sup>④</sup> 假设

① Matthew A. Cole, Corruption, Income and the Environment: An Empirical Analysis, *Ecological Economics*, Vol. 62 (3-4), 2007, pp. 637-647.

② Martin Wagner, The Carbon Kuznets Curve: A Cloudy Picture Emitted by Bad Econometrics, *Resource and Energy Economics*, Vol. 30 (3), 2008, pp. 388-408.

③ Alexandra Leitão, Corruption and the Environmental Kuznets Curve: Empirical Evidence for Sulfur, *Ecological Economics*, Vol. 69 (11), 2010, pp. 2191-2201; David F. Bradford, Rebecca A. Fender and Stephen H. Shore et al., The Environmental Kuznets Curve: Exploring a Fresh Specification, *The B. E. Journal of Economic Analysis & Policy*, Vol. 4 (1), 2005, pp. 1-28.

④ Alexandra Leitão, Corruption and the Environmental Kuznets Curve: Empirical Evidence for Sulfur, *Ecological Economics*, Vol. 69 (11), 2010, pp. 2191-2201; Ramón López and Siddhartha Mitra, Corruption, Pollution and the Kuznets Environment Curve, *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 40 (2), 2000, pp. 137-150.

EKC 曲线的拐点  $Y_{it}^*$  是 ACE 的函数, 表示为:

$$Y_{it}^* = \theta_1 + \theta_2 ACE_{it} \quad (9)$$

结合式 (8) 和式 (9) 可得到反腐败、经济增长与碳排放之间的联系方程:

$$\partial CO_{2it} / \partial t = \alpha [Y_{it} - (\theta_1 + \theta_2 ACE_{it})] r_{it} \quad (10)$$

对式 (10) 两端的时间  $t$  求积分, 再引入难以观测的个体效应 (即不随时间变动的地区效应) 和其他影响碳排放的控制变量以及随机误差项, 同时考虑反腐败力度的直接效应, 得到修正后的方程为:

$$CO_{2it} = \alpha + \beta_0 (Y_{it} r_{it}) + \beta_1 r_{it} + \beta_2 ACE_{it} + \beta_3 (ACE_{it} r_{it}) + \beta_4 X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

考虑碳排放具有的空间溢出效应 (空间依赖特性) 和时间滞后特征 (碳排放路径依赖), 笔者在式 (11) 的基础上添加碳排放的空间滞后项  $\rho w_{ij} CO_{2it}$  和时间滞后项  $\tau L. CO_{2it}$ , 得到最终用于实证分析的计量模型为:

$$CO_{2it} = \alpha + \tau L. CO_{2it} + \rho w_{ij} CO_{2it} + \beta_0 (Y_{it} r_{it}) + \beta_1 r_{it} + \beta_2 ACE_{it} + \beta_3 (ACE_{it} r_{it}) + \beta_4 X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

式 (12) 中,  $\tau$  为时间滞后系数, 表示上一期人均碳排放量对当期人均碳排放量的影响, 以减少变量遗漏导致的估计偏误和模型潜在的内生性风险;  $\rho$  为空间滞后系数, 反映周边地区碳排放对本地区碳排放的影响程度;  $w_{ij}$  为地理空间权重, 当两区域相邻且拥有共同边界时, 权重值取 1, 否则取 0; 其他变量的含义同前。

## (二) 模型变量测度

### 1. 被解释变量

本文的被解释变量为人均碳排放量 ( $CO_{2it}$ )。目前, 中国官方尚未公布各省域碳排放量的数据和计算标准。本文采用联合国政府间气候变化专门委员会 (Intergovernmental Panel on Climate Change, IPCC) 提供的方法, 基于 8 种主要化石能源 (原煤、焦炭、原油、汽油、煤油、柴油、燃料油、天然气) 估算各省域的人均碳排放量。具体计算公式如下:

$$CO_{2it} = \left( \sum_{j=1}^8 E_{ij} \times SCC_j \times CEC_j \times 44/12 \right) / PEO_{it} \quad (13)$$

式 (13) 中,  $j$  表示化石能源种类;  $E_{ij}$  表示  $i$  省域的化石能源消耗量;  $SCC_j$  为化石能源的标准煤折算系数;  $CEC_j$  为化石能源的碳排放系数;  $44/12$  表示  $CO_2$  的分子量与碳的分子量之比;  $PEO_{it}$  为各省域年末人口数。各类化石能源的标准煤折算系数和碳排放系数均来自《中国能源统计年鉴》的

“附录”。

## 2. 核心解释变量

作为一种公权滥用行为，腐败具有很大的隐蔽性，从而给如何定量表征 ACE 带来了一定的困难。本文借鉴既有研究，采用每万名公职人员贪腐、渎职立案数来表征各省域的 ACE。此外，经济增长水平 ( $Y_{it}$ ) 采用各省域人均实际 GDP 表示。

## 3. 控制变量

关于控制变量，本文主要考虑人口规模效应、技术效应和结构效应对碳排放的影响。其中，人口密度（人口规模）越大的省域，其居民对自然资源的依赖程度越高，进而对碳排放的影响也就越大；技术效应主要是通过科技研发和对外经济活动对技术产生影响来实现；结构效应则是通过不同产业对能源的需求差异来影响碳排放。因此，本文选取人口密度（PD）、研发强度（RD）、外商直接投资（FDI）、产业结构（INDU）和贸易开放度（OPEN）作为控制变量。考虑数据的可得性和消除各地规模差异造成的影响，人口密度以各省域年末人口数与该省域行政区面积之比表示；研发强度用各省域研发经费支出占该省域 GDP 的比重衡量；外商直接投资以各省域外商直接投资总额占该省域 GDP 的比重度量；产业结构用各省域第二产业产值占该省域 GDP 的比重衡量；贸易开放度以各省域进出口贸易总额占该省域 GDP 的比重表示。

### （三）数据来源与处理

受数据可得性的限制，笔者仅收集了 2000—2017 年各省域的贪腐、渎职立案数以及公职人员数。因此，本文选取相应年份中国大陆 30 个省域（不包括西藏、香港、澳门和台湾）作为研究对象。各省域的能源消耗量、人均实际 GDP、研发经费支出和外商直接投资等相关数据均来自各年《中国能源统计年鉴》、《中国统计年鉴》、《中国环境统计年鉴》和各省域的统计年鉴。各省域每万名公职人员贪腐、渎职立案数来源于《中国检察年鉴》以及省级人民检察院工作报告。文中所有涉及价值形态的数据，均采用相应的价格指数调整到以 2000 年为基期的不变价格，外商直接投资数据则以各年人民币对美元平均汇率进行折算。各变量的描述性统计如表 1 所示。此外，为最大限度地消除量纲、异方差以及异常值对估计结果的影响，对所有变量进行自然对数处理。

表 1 变量定义及其描述性统计

变量	变量定义	单位	样本	均值	标准差	最大值	最小值	偏度	峰度
CO <sub>2</sub>	人均碳排放量	吨	540	5.96	4.37	33.66	1.08	2.71	9.95

续表 1

变量	变量定义	单位	样本	均值	标准差	最大值	最小值	偏度	峰度
ACE	每万名公职人员 贪腐、渎职立案数	件	540	28.05	10.43	80.18	1.74	1.05	1.83
Y	人均实际 GDP	千元	540	22.79	16.90	98.10	2.92	1.51	2.49
PD	年末人口数/ 行政区面积	10 人/km <sup>2</sup>	540	42.92	61.05	382.57	0.74	3.89	16.82
RD	研发经费支出 占 GDP 的比重	%	540	1.71	1.49	9.84	0.14	2.73	10.15
FDI	外商直接投资 占 GDP 的比重	%	540	3.18	2.52	14.66	0.05	1.21	1.51
INDU	第二产业产值 占 GDP 的比重	%	540	45.51	7.98	66.80	19.00	-1.01	1.34
OPEN	进出口贸易额 占 GDP 的比重	%	540	37.24	40.98	189.05	1.83	1.89	2.99

#### 四、实证检验

##### (一) 碳排放与反腐败力度的空间自相关检验

在计量模型中考虑空间效应的前提是变量存在空间自相关性,即某一空间单元上的地理现象(观测值)与邻近单元之间存在相关性。本文采用最常用的 Moran's I 对被解释变量(CO<sub>2</sub>)和核心解释变量(ACE)进行空间自相关性检验,其计算公式如下:

$$\text{Moran's I} = \frac{n}{S_0} \times \left[ \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \right] \quad (14)$$

式(14)中, Moran's I 表示变量的全局空间自相关性,其取值范围为  $-1 \leq I \leq 1$ , 当 I 接近 -1 时,表示省域间存在空间负相关;当 I 接近 1 时,表示省域间存在空间正相关;而当 I 等于 0 时,则说明省域间不存在空间相关性。 $S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}$ ; n 为省域个数;  $y_i$ 、 $y_j$  分别表示省域 i 和省域 j 的观测值;  $\bar{y}$  为各省域观测值的平均值; W 为空间邻接权重矩阵。由于 Queen 空间权重矩阵比 Rook 空间权重矩阵更能反映空间真实关

系，故本文在空间相关性检验和后面的实证分析中均采用 Queen 邻近原则构建空间权重矩阵，即地理相邻的省域权重值为 1，其他情况赋值为 0；考虑到海南省不与任何地区相连，但与广东省经济联系紧密且距离较近，因此设海南与广东相邻。

利用 GeoDa 1.10 软件计算的全局 Moran's I 值显示（见表 2），2000—2017 年中国省域人均碳排放的全局 Moran's I 值均显著为正，表明各省域的人均碳排放并非完全随机状态，而是存在非常明显的正向空间自相关性（依赖性）。尽管各省域人均碳排放的全局 Moran's I 值在时间上有所波动，但总体上其全局空间自相关性显著且很稳定。

**表 2 2000—2017 年中国省域人均碳排放与反腐败力度的全局 Moran's I 值**

年份	CO <sub>2</sub>			ACE		
	I 值	p 值	z 值	I 值	p 值	z 值
2000	0.309	0.004	2.936	0.134	0.098	1.385
2001	0.258	0.011	2.633	0.166	0.056	1.626
2002	0.251	0.006	2.599	-0.005	0.400	0.232
2003	0.221	0.002	2.278	-0.035	0.446	0.024
2004	0.330	0.003	3.252	-0.072	0.384	-0.336
2005	0.303	0.002	3.074	-0.122	0.240	-0.692
2006	0.312	0.006	3.027	-0.159	0.156	-1.004
2007	0.313	0.005	3.125	-0.014	0.392	0.217
2008	0.307	0.005	3.279	0.127	0.062	1.239
2009	0.298	0.002	3.156	0.016	0.324	0.445
2010	0.321	0.005	3.319	0.049	0.214	0.731
2011	0.298	0.006	3.217	0.082	0.162	0.975
2012	0.295	0.005	3.263	0.034	0.242	0.639
2013	0.288	0.007	2.886	0.252	0.012	2.471
2014	0.284	0.009	2.984	0.219	0.024	2.157
2015	0.275	0.010	2.823	0.218	0.023	2.169
2016	0.262	0.014	2.770	0.211	0.040	2.141
2017	0.278	0.016	2.751	0.320	0.020	3.266

注：z(I) 为标准化统计量；p 为 I 的显著性水平，使用蒙特卡洛法模拟 1000 次得到。若 p 值小于给定的显著性水平 ( $\alpha = 0.05$ )，且当  $|z| > 1.96$  时，则表示观测变量具有显著的空间相关性，即拒绝零假设；当  $|z| < 1.96$  时，则空间相关性不显著，接受零假设；而当 z 值为 0 时，表示观测变量呈随机分布。

同时,人均碳排放的 Moran 散点图也显示,在 2000 年和 2017 年(受篇幅限制,本文只绘制了这两个年份的散点图)这两个年份,均有 23.3% 和 53.3% 的省域分别落在第一象限和第三象限(见图 1),且呈现出高一高、低—低的集聚特征,这表明碳排放的省域空间传输可能是影响中国碳排放治理的主要因素之一。因此,在实证模型中加入碳排放的空间依赖效应很有必要。就核心解释变量 ACE 而言,其全局 Moran's I 值非常小,且除了在 2013—2017 年通过了 5% 的显著性检验外,其他年份均不显著(见表 2),这说明中国各省域的反腐败力度在 2013 年前存在较明显的随机性;至于自 2013 年开始全局 Moran's I 值呈现出显著正相关性,可能与党的十八届三中全会后全国各省域的反腐败力度普遍加大有关。此外,ACE 的全局 Moran's I 值波动较大,即表现出正相关(2000—2001 年)—负相关(2002—2007 年)—正相关(2008—2017 年)的变化特征。由于 ACE 的空间相关性不稳定且在多数年份并不显著,所以本文在利用空间计量模型探讨反腐败力度对经济增长与碳排放的影响时,并未在模型中考虑反腐败力度的空间效应。

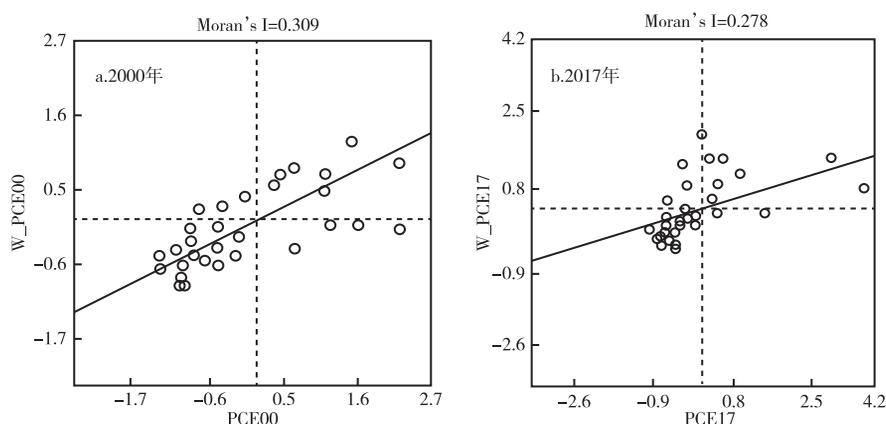


图 1 2000 年与 2017 年中国省域人均碳排放的 Moran 散点图

## (二) 反腐败力度、经济增长与碳排放的回归检验

依据前述的模型设定及相关数据,本文运用 Stata (MP 14.0) 软件对反腐败力度、经济增长对碳排放的影响进行实证分析。考虑固定效应模型在经济理论和统计性质上具有的优势,以及面板数据中当个体效应与解释变量相关时应采取固定效应模型这一原则,本文在进行 EKC 的实证分析时选用固定效应模型是合适的,并且 Hausman 检验的结果也证明了选择固定效应模型的合理性。

## 1. 国家层面的估计结果与分析

基于中国大陆 30 个省域的回归结果如表 3 所示。其中，模型 1 是只考虑时空滞后效应和核心解释变量而并未加入任何控制变量的回归结果；模型 2~6 是依次加入控制变量后的回归结果。回归结果显示，被解释变量的时间滞后项的系数  $\tau$ 、空间滞后项的系数  $\rho$  以及随机误差项的标准差的平方项 ( $\sigma^2_e$ ) 的系数在所有模型中均通过了 1% 的显著性检验。这说明中国省域人均碳排放存在显著的时空依赖效应，即省域碳排放在时间上具有动态连续性，上一年的碳排放会对下一年的碳排放产生影响；而在空间上，邻近省域的碳排放又具有显著的正向空间集聚效应。此外，比较模型 1~6 的回归结果，可以发现各模型的估计结果基本一致，说明模型具有较强的稳健性，而且 Log-likelihood 与  $R^2$  也较为合理。因此，整体而言，模型回归效果较好。下面仅以模型 6 为例，对各变量的回归结果进行分析。

表 3 国家层面反腐败力度、经济增长对碳排放影响的回归结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
L. CO <sub>2</sub> ( $\tau$ )	0.5539*** (22.21)	0.5398*** (21.77)	0.5332*** (21.33)	0.5332*** (21.33)	0.5058*** (19.59)	0.5079*** (19.64)
W * CO <sub>2</sub> ( $\rho$ )	0.3536*** (3.61)	0.3796*** (3.87)	0.3961*** (4.03)	0.3963*** (4.03)	0.3912*** (3.98)	0.3846*** (3.91)
Y <sub>r</sub> ( $\beta_0$ )	-0.0281** (-1.99)	-0.0153** (-1.32)	-0.0528*** (-2.78)	-0.0526*** (-2.77)	-0.0598*** (-3.17)	-0.0624*** (-3.28)
r ( $\beta_1$ )	0.2637** (2.10)	0.1908** (3.53)	0.1828** (3.47)	0.1823** (4.46)	0.1252** (2.01)	0.1259** (2.67)
ACE ( $\beta_2$ )	-0.0410 (-0.35)	-0.0114 (-1.22)	-0.0198 (-0.63)	-0.0220 (-1.16)	-0.0488 (-0.86)	-0.0410 (-0.35)
ACE <sub>r</sub> ( $\beta_3$ )	-0.0854** (-2.19)	-0.0689* (-1.79)	-0.0704* (-1.83)	-0.0699* (-1.82)	-0.0580* (-1.74)	-0.0591* (-1.55)
PD		-0.4065*** (-4.10)	-0.2741** (-2.22)	-0.2837** (-2.25)	-0.2031** (-1.98)	-0.1918** (-1.95)
RD			-0.0268* (-1.80)	-0.0262* (-1.75)	-0.0229* (-1.54)	-0.0248* (-1.66)
FDI				-0.0014 (-0.36)	-0.0033 (-0.85)	-0.0042 (-1.06)

续表 3

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
INDU					0.2104 <sup>***</sup> (3.64)	0.1860 <sup>***</sup> (3.00)
OPEN						0.0209 (1.09)
sigma2_e	0.0136 <sup>***</sup> (16.43)	0.0131 <sup>***</sup> (16.41)	0.0130 <sup>***</sup> (16.43)	0.0131 <sup>***</sup> (16.43)	0.0126 <sup>***</sup> (16.43)	0.0127 <sup>***</sup> (16.43)
Log-likelihood	394.98	403.25	404.86	404.93	411.48	412.07
R <sup>2</sup>	0.908	0.911	0.924	0.924	0.914	0.914
个体效应/ 时间效应	Y/Y	Y/Y	Y/Y	Y/Y	Y/Y	Y/Y
Number of obs.	540	540	540	540	540	540

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著，括号内数据为 z 值，W 表示地理邻接矩阵，Y 表示变量或效应被控制。下同。

可以看出，在模型 6 中， $\beta_0$  在 1% 的水平下显著为负，而  $\beta_1$  在 5% 的水平下显著为正。这一方面说明中国省域碳排放与经济增长之间呈明显的倒 U 型关系，完全符合收入与污染物之间呈现 EKC 曲线关系的假说；另一方面也说明当前中国经济增长对环境污染产生了显著的正向影响，即经济增长越快，碳排放量就越大（即 EKC 曲线的第一阶段）。究其原因，可能是中国的经济发展模式较为粗放，尤其是以制造业带动的经济增长在很大程度上依赖于化石能源的消耗。而当前以煤、石油和天然气为主导的能源消费结构在很大程度上决定了经济增长必然要付出一定的环境代价，从而加剧碳排放。ACE 对碳排放的影响系数  $\beta_2$  为负但不显著，即在其他控制变量不变的情况下，ACE 每提高 1%，平均意义上的碳排放量将减少 0.041%。究其原因，在于全国反腐败力度的加强可能会在一定程度上强化政府执行环境规制的严格性和有效性，从而促使企业合理配置资源并选用清洁型要素替代污染型要素，进而减轻环境污染（降低碳排放），但目前这种效应还没有得到充分体现。ACE 与经济增长的交互项系数  $\beta_3$  在 10% 的水平下显著为负，说明反腐败力度的加强在短期内会弱化经济增长对碳排放产生的正向作用，但这并不意味着反腐败会对经济发展产生长期的负面效应。这是因为，短期内反腐败对经济增长造成的负面影响可能与反腐败导致的“腐败消费”减少和“消极投资”增加有关。从长期来看，反腐败有利于营造更加公平的竞争环境和

规范政府官员行为，从而从根本上减少制度性交易成本，进而提高经济运行效率和促进经济增长。李菲雅基于贪污贿赂、渎职立案数据进行的关于反腐败与经济增长的实证研究为此提供了佐证。<sup>①</sup>此外，由于 $\beta_3 < 0$ ，根据Leitão的研究，<sup>②</sup>可以得出反腐败力度的加强会使中国碳排放EKC的拐点降低的结论，亦即反腐败会改变碳排放与经济增长之间的路径关系，中国碳排放的拐点在收入水平不是很高的条件下也能出现。

对于控制变量而言，表3显示，人口密度和研发强度对碳排放具有较明显的抑制作用。其中，人口密度每提升1%，将使当地的碳排放下降0.0248%。同样地，外商直接投资的系数为负，意味着外资引入带来的技术正效应大于规模负效应，从而减少了中国的碳排放，表明外商直接投资对中国碳排放的影响存在“污染光环”效应，但这种效应在统计意义上不显著，这可能是由各省域引入的外商直接投资的质量参差不齐所致。产业结构和贸易开放度对碳排放的影响为正。其中，产业结构的影响系数为0.1860，并在1%的水平下通过显著性检验，说明第二产业比重的上升会对碳排放增长产生显著的促进作用，即工业越发达的地区，环境污染越严重，碳排放就越多。贸易开放度对中国碳排放的影响虽然没有通过显著性检验，但与碳排放呈正相关，说明中国加大对外贸易开放度会加剧当地的碳排放程度，同时也印证了中国的对外贸易存在“碳泄漏”效应。至于贸易开放度提升会增加碳排放的原因，可能与贸易开放对碳减排的积极效应显著小于消极效应而导致贸易开放转移环境污染的负面功能有关。据报道，一些企业为提高产品竞争力，往往采取增加资源消耗和不处理污染物等方式牺牲环境质量，迫使环境污染物通过贸易开放从环境规制较强的区域转移到环境规制较弱的地区，而较宽松的环境规制通常会促进经济增长，进而产生更多的碳排放。<sup>③</sup>但是，中国的贸易开放对碳排放的影响较小，其系数仅为0.0209。

## 2. 地区层面的估计结果与分析

为了进一步分析在不同经济发展地区反腐败力度、经济增长对碳排放的影响是否存在差异，本文将中国大陆30个省域按东、中、西部地区进行划分，然后运用前述模型和方法对三大区域进行分析。表4中，模型1为只考

① 李菲雅：《反腐败与经济发展——基于检察院贪污贿赂、渎职立案数据的再检验》，《经济研究导刊》2019年第2期，第193~198页。

② Alexandra Leitão, Corruption and the Environmental Kuznets Curve: Empirical Evidence for Sulfur, *Ecological Economics*, Vol. 69 (11), 2010, pp. 2191 - 2201.

③ Jessie P. H. Poon, Irene Casas and Canfei He, The Impact of Energy, Transport and Trade on Air Pollution in China, *Eurasian Geography and Economics*, Vol. 47 (5), 2006, pp. 568 - 584.

虑反腐败力度、经济增长等核心解释变量对碳排放影响的回归结果，模型2则是将所有控制变量全部添加到模型中进行回归的结果。可以看到，在地区层面，东、中、西部地区的时空滞后项系数均显著为正，与国家层面得出的结论基本一致；不同的是时间滞后项系数表现为东部地区最大，其次是中部地区，再次是西部地区，而空间滞后项系数的变化却与之相反。这说明西部地区省域人均碳排放的空间依赖效应（即相邻省域对本省域碳排放的影响）要比东、中部地区更明显，但东部地区省域人均碳排放的惯性依赖特征（即上一期残留在大气中的碳排放会加剧本省域当期的碳排放）要比中、西部地区更显著。

表4 东、中、西部地区反腐败力度、经济增长对碳排放影响的回归结果

变量	东部地区		中部地区		西部地区	
	模型1	模型2	模型1	模型2	模型1	模型2
L. CO <sub>2</sub> (τ)	0.6569*** (16.40)	0.4918*** (11.03)	0.5278*** (9.14)	0.4898*** (8.07)	0.4095*** (9.96)	0.3589*** (8.46)
W * CO <sub>2</sub> (ρ)	0.2458** (1.97)	0.2883** (2.25)	0.3025** (2.22)	0.3002** (2.20)	0.5489*** (3.58)	0.5032*** (3.27)
Y <sub>r</sub> (β <sub>0</sub> )	-0.0125** (-2.38)	-0.0569** (-3.31)	0.0873 (1.10)	0.0885 (1.47)	0.0293** (2.41)	0.0385** (2.44)
r (β <sub>1</sub> )	0.6792*** (2.80)	0.4548** (1.42)	0.1243 (0.29)	0.1310 (0.90)	0.1959 (1.17)	0.0724 (0.43)
ACE (β <sub>2</sub> )	-0.0411** (-1.59)	-0.0703* (-1.30)	0.0338 (0.13)	0.0207 (0.74)	0.0303 (0.71)	0.0164 (0.35)
ACE <sub>r</sub> (β <sub>3</sub> )	-0.2162*** (-2.83)	-0.1762** (-2.49)	0.1415 (0.33)	0.1193 (0.88)	0.0695 (1.32)	0.0314 (0.60)
PD		-0.6212*** (-4.08)		-0.0150 (-0.36)		0.9526*** (3.51)
RD		-0.0538* (-1.78)		-0.0101 (-0.71)		-0.0015 (-0.18)
FDI		-0.0228 (-1.46)		-0.0073 (-1.16)		0.0129 (1.24)
INDU		0.2910** (2.48)		0.3038** (1.64)		0.4614*** (3.47)

续表 4

变量	东部地区		中部地区		西部地区	
	模型 1	模型 2	模型 1	模型 2	模型 1	模型 2
OPEN		0.0527 (1.26)		0.0126 (0.27)		0.0337 (1.31)
sigma2_e	0.0128 *** (9.95)	0.0105 *** (9.95)	0.0130 *** (8.49)	0.0124 *** (8.49)	0.0129 *** (9.95)	0.0119 *** (9.95)
Log-likelihood	150.40	170.52	108.29	111.78	149.87	158.14
R <sup>2</sup>	0.903	0.908	0.900	0.905	0.933	0.939
个体效应/ 时间效应	Y/Y	Y/Y	Y/Y	Y/Y	Y/Y	Y/Y
Number of Obs.	198	198	144	144	198	198

从经济增长的影响来看，东部地区的  $\beta_0$  显著为负、 $\beta_1$  显著为正，而中、西部地区的  $\beta_0$  和  $\beta_1$  均为正。这说明东部地区省域的人均碳排放与经济增长呈显著的倒 U 型关系；而在中、西部地区省域，则不存在这种倒 U 型关系，意味着碳排放随经济增长仍呈上升趋势（即处于 EKC 的第一阶段）。其原因可能是，随着经济的发展，尽管中、西部地区的环境规制也能够促进产业结构调整和技术要素的合理流动，但环境规制的政策效果有限。<sup>①</sup> 表 4 显示，受地区经济发展水平差异的影响，ACE 对碳排放的影响方向存在地区差异。在东部地区，ACE 的系数  $\beta_2$  显著为负，说明反腐败力度的加强会使该地区的碳排放显著下降，表明反腐败对东部地区的环境质量具有直接的改善作用；而在经济发展水平相对较低的中、西部地区，ACE 则会促进碳排放，但均未通过显著性检验。至于中、西部地区的 ACE 带来碳排放的增加，可能同地方政府为实现经济增长而在环境执法中采取的“触底竞争”或“不作为”等腐败行为有关。也就是说，在中、西部地区，反腐败虽然可以从理论上迫使地方政府或企业通过强化环境规制、严格执行环保政策等措施来实现经济与环境的协调发展，进而达到降低碳排放的目的，但由于中、西部地区经济发展相对滞后，地方政府对环境治理的偏好程度远低于对经济发展的重视程度。因而，在环境与 GDP 的取舍之间，地方政府受到 GDP 的“高能激励”而更多地优先发展经济，采取“触底竞争”行为，从而放松环境规制的执法力度。中、西部地区

① 郑晓舟、郭晗、卢山冰：《环境规制、要素区际流动与城市群产业结构调整》，《资源科学》2021 年第 8 期，第 1531 页。

是中国重要的能源、钢铁和重化工基地，经济增长很大程度上依赖于高含碳化石能源（如煤炭、石油）的消耗，进而导致碳排放增加。<sup>①</sup>此外，中、西部地区相对落后的经济和技术条件也使碳排放治理和环境改善缺乏充分的财政支持和技术支持，从而难以改善由腐败造成的恶性竞争问题以及碳排放增加问题。<sup>②</sup>这一结果也可以从ACE与经济增长率的交互项系数 $\beta_3$ 得到印证。表4显示，中、西部地区的ACE与经济增长率的交互项系数为正（即 $\beta_3 > 0$ ），说明反腐败促进了中、西部地区的经济增长，进而导致碳排放增加。这可以从中、西部地区的ACE与经济增长之间存在的正相关关系得到证实（见图2），同时也意味着反腐败将使中、西部地区碳排放EKC的拐点提高（即碳排放拐点需要在更高的经济增长水平下才能实现），但这种影响并不显著。而在东部地区，ACE与经济增长率的交互项系数显著为负（即 $\beta_3 < 0$ ），表明反腐败可能通过强化环境规制在短期内抑制了经济增长，从而显著抑制碳排放，并使碳排放EKC的拐点降低。

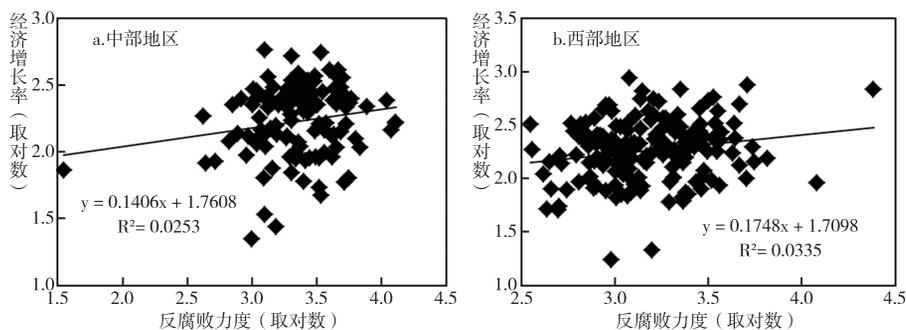


图2 中、西部地区经济增长与反腐败力度的关系

就控制变量而言，东、中部地区的人口密度与碳排放呈负相关关系，且东部地区在1%的水平下通过了显著性检验，而西部地区的人口密度与碳排放呈显著正相关关系，后者与Leitão的研究结论一致。<sup>③</sup>出现上述结果的原因可能与我国不同地区的制造业结构有关。在人口密度较高的东、中部地区，劳动密集型产业和技术密集型产业相对较多且发达，这类产业对高碳能源的需求较少；而在西部地区，高耗能的污染密集型产业较多，加上高

① 陈耀：《中西部跨越发展必须避免走“先污后治”老路》，《中国党政干部论坛》2014年第4期，第24~28页。  
② 张克中、王娟、崔小勇：《财政分权与环境污染：碳排放的视角》，《中国工业经济》2011年第10期，第71页。  
③ Alexandra Leitão, Corruption and the Environmental Kuznets Curve: Empirical Evidence for Sulfur, *Ecological Economics*, Vol. 69 (11), 2010, pp. 2191 - 2201.

人口密度对环境规制的强化作用并未显现，从而导致环境压力增大，碳排放程度加剧。东、中、西部地区的研发强度的系数符号与理论预期一致，即均为负号，但东部地区的研发强度对碳排放治理的贡献比中、西部地区更大，且在 10% 的水平下显著。这可能与东部地区研发经费充足、科技水平较高有关。外商直接投资的系数在东、中部地区为负，而在西部地区为正，但均未通过显著性检验。这说明引入外资对东、中部地区的碳排放治理起到了较为积极的作用，而对西部地区的碳排放治理则产生了消极作用。究其原因，可能是东、中部地区的环境规制较西部地区更为严格，在吸引外资时更注重清洁生产技术的引入，从而促进了企业技术创新，进而减少了碳排放；而在西部地区，为了吸引更多的外资流入，当地政府有可能不惜放松环境执法力度，而宽松的环境规制会导致能源消耗增加，环境污染（碳排放）加剧。这一结果也反映出西部地区的外商直接投资导致碳排放增加的情形需要引起重视。与国家层面的结果一致，东、中、西部地区的产业结构与碳排放均呈显著正相关关系，并呈地区阶梯状差异，即东、中、西部地区的产业结构的系数分别为 0.2910、0.3038 和 0.4614，且西部地区在 1% 的水平下通过了显著性检验。出现这种现象，可能是因为制造业是我国的支柱产业，工业化进程的加快意味着制造业在国民经济中的比重增加，加之制造业（特别是能源开采加工、石油化工和重工业制造）对能源的依赖程度较高，故而制造业发展规模的扩大将直接增加能源消耗，进而加剧碳排放。由于这种情况在西部地区比东、中部地区更加突出，故西部地区的产业结构对碳排放的影响更加显著。东、中、西部地区的贸易开放度与碳排放均呈不显著的正相关关系，这与 Rehman 等得到的贸易开放度能够通过贸易的技术溢出使环境污染减轻的结论不一致。<sup>①</sup>其原因可能是在东、中、西部地区，地方政府为了扩大进出口总额而放松了环境规制或扭曲了环境政策，进而导致环境污染加重和碳排放增加，但这种影响目前并不显著。

### （三）反腐败对碳排放影响的稳健性分析

为确认反腐败对碳排放影响的实证结果是否具有稳健性，本文首先用万名公职人员职务犯罪涉案人数替代万名公职人员贪腐、渎职立案数检验反腐败对碳排放影响的稳健性，相应结果见表 5 列（1）；然后在剥离经济因子影响的情况下，选取 2012—2017 年反腐败力度较大的这 6 年的数据，仍使用万名公职人员贪腐、渎职立案数重复前文检验，对应结果见表 5 列

<sup>①</sup> Faiz-Ur-Rehman, Amanat Ali and Mohammad Nasir, Corruption, Trade Openness and Environmental Quality: A Panel Data Analysis of Selected South Asian Countries, *The Pakistan Development Review*, Vol. 46 (4), 2007, pp. 673 - 688.

(2)。从结果看，各变量的系数符号及其显著性程度与表3的回归结果基本保持一致，并且核心变量ACE对碳排放的影响在10%的水平下达到了显著。尽管一些变量的回归系数有所变化，但变动方向均未发生逆转。上述结果说明，本文的回归结果在统计上是稳健的，同时也再次支持了前述理论模型。

表5 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)
L. CO <sub>2</sub> (τ)	0.5105 <sup>***</sup> (19.74)	0.5489 <sup>***</sup> (8.08)
W * CO <sub>2</sub> (ρ)	0.3834 <sup>***</sup> (3.89)	0.5442 <sup>***</sup> (4.29)
Y <sub>r</sub> (β <sub>0</sub> )	-0.0623 <sup>***</sup> (3.27)	
r (β <sub>1</sub> )	0.0634 <sup>***</sup> (3.04)	
ACE (β <sub>2</sub> )	-0.0435 <sup>*</sup> (-1.86)	-0.0256 <sup>*</sup> (-1.51)
ACE <sub>r</sub> (β <sub>3</sub> )	-0.0520 <sup>*</sup> (-1.64)	
PD	-0.2086 <sup>*</sup> (-1.65)	-0.2890 (-0.16)
RD	-0.0240 (-1.60)	-0.0489 <sup>*</sup> (-2.26)
FDI	-0.0045 (-1.11)	-0.0041 (-0.92)
INDU	0.1946 <sup>***</sup> (3.15)	0.1248 <sup>*</sup> (1.69)
OPEN	0.0201 (1.04)	0.0462 (1.40)
sigma2_e	0.0128 <sup>***</sup> (16.43)	0.0027 <sup>***</sup> (9.49)
Log-likelihood	410.87	275.84
R <sup>2</sup>	0.913	0.824

续表 5

变量	(1)	(2)
个体效应/时间效应	Y/Y	Y/Y
Number of obs.	540	180

## 五、结论与启示

本文基于反腐视角将地区腐败、经济增长与环境污染联系起来进行分析，通过构建一个包含反腐败力度、经济增长与碳排放的动态空间 EKC 模型，利用 2000—2017 年中国大陆 30 个省域的面板数据对地方反腐败会改善环境质量的假说进行了验证。研究发现，反腐败能通过切断企业的政治关联、降低企业的“寻租成本”或强化环境规制的执行效率而减少碳排放，也可能通过在短期内抑制经济增长而间接抑制碳排放，并通过降低 EKC 的拐点来影响经济增长与碳排放的关系。此外，反腐败对碳排放及其 EKC 拐点的影响存在区域异质性。在东部地区，碳排放与经济增长呈显著的倒 U 型关系，地区反腐败对碳排放具有显著的抑制作用，并使碳排放 EKC 的拐点降低；而在中、西部地区，碳排放则处在 EKC 的第一阶段，反腐败对碳排放暂时起促进作用但不显著，这意味着反腐败在短期内可能会提高碳排放 EKC 的拐点。

上述结论表明反腐败在改善环境质量方面总体上具有显著的积极意义。首先，反腐败切断了企业的政治关联，迫使企业通过创新提升自身的技术水平和核心竞争力，进而改善环境质量。因此，环保领域的反腐行动不但要坚持，而且打击力度还应加强。其次，反腐败对不同地区的经济增长与碳排放的影响存在差异。因此，针对东部和中、西部地区的反腐策略应有所区别。对于东部地区，可适当将环境执法权限向中央集中，建立有效的防范制度，强化制度反腐；而对于中、西部地区，可以减少政府控制的资源数量，改革对地方政府官员晋升的激励制度，改变过去以 GDP 为官员政绩考核的主要指标的做法，逐渐转变为以辖区内公众对环境的满意度为主要考核指标，从而真正实现地方政府官员晋升、经济增长与环境保护的良性互动。另外，中、西部地区的经济增长在很大程度上依赖于制造业，特别是污染密集型产业。因此，进一步转变经济增长方式，引导产业结构向低能耗方向发展（如关停“三高”产业、吸引技术密集型产业流入及加大对新能源产业的研发投入），也是落实节能减排目标的重要举措。

（责任编辑：任朝旺）