

中国式环境联邦主义： 环境分权对碳排放的影响研究

张 华^{1,2}, 丰 超³, 刘贯春²

(1. 南京审计大学 工商管理学院, 江苏 南京 211815;

2. 复旦大学 经济学院 上海 200433; 3. 中南大学 商学院, 湖南 长沙 410083)

摘 要:中国式环境联邦主义内嵌于中国式分权体系,是对经典环境联邦主义理论的有益补充和完善。为了回答环境保护事务的集权与分权之争,文章着眼于碳减排事务,在考虑分权指标潜在内生性问题的基础上,构建静态、动态和动态空间面板数据模型实证检验了环境分权的碳排放效应。研究发现,环境分权对碳排放水平具有显著的正向影响,这意味着中国当前的环境分权体制不利于碳排放治理,为环境“垂直管理”体制提供了证据。文章进一步从中国环境管理体制的变迁历程、地方政府环保支出的激励不足与地方环保部门的独立性缺失三个方面,阐释了环境分权体制下碳减排困境的内在逻辑。为了构建碳排放长效治理的环境管理体制,中国式环境联邦主义应更多地体现集权的意志,优化“条块交叉”的属地管理体制,并形成“条条为主”的垂直管理与激励相容制度。

关键词:环境联邦主义;环境分权;碳排放

中图分类号:F061.3;F061.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2017)09-0033-17

DOI:10.16538/j.cnki.jfe.2017.09.003

一、引 言

IPCC 第五次报告确认了气候变暖的客观事实,并将这一事实的罪魁祸首归因于温室气体的排放与其他人为的驱动因子。为此,《巴黎协定》首次确立了全球温升控制目标为 2℃,并努力限制在 1.5℃内。毋庸置疑,二氧化碳成为众矢之的。BP 统计资料显示,碳排放总量从 1965 年的 116 亿吨增加到 2014 年的 355 亿吨,增幅高达 206%。具体到中国的实际情况(图 1),2000 年以后,碳排放量进入了快速上升通道并一直呈快速增长趋势。虽然《联合国气候变化框架公约》秉承“共同但有区别的责任”原则,中国作为发展中国家暂时还没有强制减排的义务,但是根据国情有序推进碳减排不仅是经济向绿色发展方式转型的内在要求,更是兑现国家自主减排承诺目标的重要支撑,充分彰显了中国在应对气候变化问题上负责任

收稿日期:2017-03-27

基金项目:江苏省社会科学基金项目(16GLC005);江苏高校哲学社会科学基金资助项目(2016SJB790019);中国博士后科学基金面上项目(2017M610218);国家自然科学基金项目(71601098)

作者简介:张 华(1988—),男,江苏东台人,南京审计大学工商管理学院讲师,复旦大学经济学院博士后;

丰 超(1989—),男,湖南湘西人,中南大学商学院博士研究生;

刘贯春(1990—),男,河南漯河人,复旦大学经济学院博士研究生。

的大国担当。然而,当前中国尚处在日趋深入的工业化、城镇化进程中,尤其在承诺峰值年后兑现绝对量的减排,面临着巨大的碳减排压力(涂正革和湛仁俊,2015)。为此,寻求碳减排路径一直是中国学界和政府共同关注的热点话题。现有文献(李锴和齐绍洲2011;Wang 等,2016;Zhang 等,2017)从碳排放的影响因素出发,发现了能源消费结构、产业结构、贸易开放、技术水平等重要变量。然而,与碳减排激励紧密相连的“制度”因素则被学者们忽视。那么,中国具有什么样的制度与环境管理体制呢?

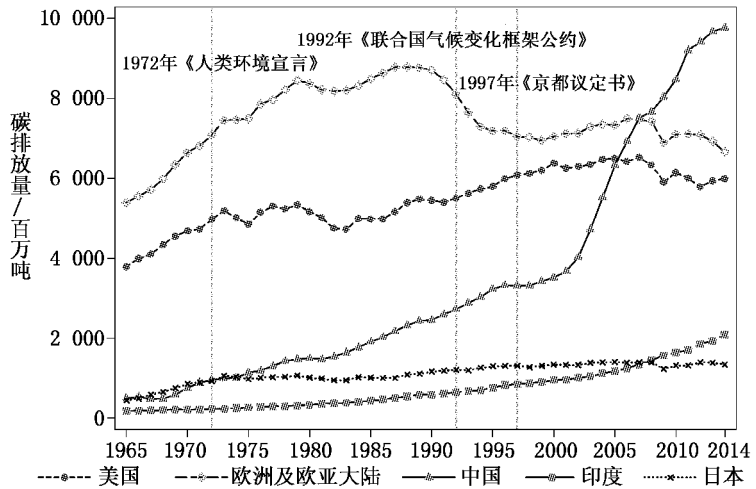


图 1 1965—2014 年世界主要国家和欧洲碳排放量

实际上,中国在政治制度上实施的是中央集权,而在经济制度上实施的是地方分权,并在 1950 年代以来形成了一种 M 型的组织结构(黄亮雄等,2015)。在 M 型组织结构下,地方政府同时受中央政府政治上和经济上的双重激励,主要表现为中央对政治、人事权的高度集权与在行政、经济控制权方面向地方高度放权相结合,解决了普通威权体制解决不了的激励问题(Xu,2011),这是中国学界在“中国特色的联邦主义”假说的基础上达成的共识(高楠和梁平汉,2014),也称之为“中国式分权”。其中,财政分权使地方政府成为具有独立经济利益目标的主体,政治集权则将地方政府官员置诸于“晋升锦标赛”中,是一种创新的“集权与分权相结合”的制度。

碳减排事务的环境管理体制涉及环境联邦主义(Environmental Federalism)理论,其兴起于 20 世纪 70 年代,旨在寻求政府层级之间环境管理权力的最优配置(Millimet,2013),主要研究议题为如何最优分配不同级次政府(中央政府和地方政府)之间的环境保护职能(Oates,2001)。具体到中国语境下探讨碳减排的环境管理体制,势必不能脱离中国特定的制度背景。正如张克中等(2011)所指出的,国外的环境联邦主义理论的基础不完全符合中国的国情,地方政府目标是公共服务的最优化这一假设在中国因失去政治基础而不复存在,而且激励机制基础也完全不同。因此,中国式分权赋予环境联邦主义理论特别的含义,使其贴上“中国”标签,本文称之为“中国式环境联邦主义”(Environmental Federalism, Chinese Style)。那么,我们不禁要问,在中国式环境联邦主义背景下,环境管理体制是否有利于碳排放治理?当前环境分权能否遏制碳排放?就碳减排事务而言,是应该集权还是分权?厘清上述问题,有利于准确评估当前环境管理体制的有效性,对完成 2020 年和 2030 年的碳强度下降目标和 2030 年的碳总量“达峰”目标,以及推进“十三五”规划要求的环境治理基础制度改革具有重要的理论和现实意义。

本文的探索体现在以下三个方面:第一,首次提出了“中国式环境联邦主义”一词,拓展了环境联邦主义理论的内涵和外延。相比于既有环境联邦主义文献(Fredriksson 等,2006; Farzanegan 和 Mennel,2012; Sigman,2014),本文结合中国特定的制度安排,为 Oates

(2001)环境联邦主义理论提供了实证证据,即当某一地区的环境质量取决于所有地区污染物的总和时,应由中央政府统一提供这种纯公共品。因此,就碳排放这种全国性气体而言,集权的环境管理体制更加有利于碳减排。对这一实证证据,本文从中国环境管理体制的变迁历程、地方政府环保支出的激励不足、地方环保部门独立性缺失等三个方面进行了详细解读。此外,尤其重要的是,关于“分权的环境效应”这一议题,既有文献(He, 2015; 李根生和韩民春, 2015; 李香菊和刘浩, 2016)大多从财政的角度刻画分权程度,并不能较好地捕捉环境管理体制的集分权水平。为弥补这一缺陷,本文遵循祁毓等(2014)的思路,将研究视角进一步深入到环境分权层面。第二,丰富了碳排放的相关研究。既有研究(何小钢和张耀辉, 2012)主要利用 *LMDI* 法和 *STIRPAT* 模型探讨碳排放的影响因素,这样的讨论固然痛快淋漓,但忽视了作为碳减排主体的地方政府的根本激励机制所在,不免有“治标”之嫌。而本文则从环境管理体制出发,溯本求源,挖掘碳减排的内在动力和外在约束因素,从而提供完整的经济逻辑链条与有针对性的政策建议,达到“治本”的目的。第三,关注了环境分权的内生性问题。既有文献对分权指标潜在的内生性问题缺乏必要的讨论(张克中等, 2011; 陆远权和张德钢, 2016),而本文则通过构造多种环境分权指标、动态面板数据模型和联立方程模型以缓解这一内生性问题,有助于得到环境分权对碳排放因果效应的一致估计。

二、环境联邦主义理论与文献综述

(一)环境联邦主义理论。环境联邦主义来源于联邦主义。联邦主义被定义为一种“金字塔”型的政府系统,处于顶端的是中央政府,下端是半自治的地方政府,其核心特点是分权(Bednar, 2011)。分权指的是,中央政府向地方政府下放经济、政治和行政权力,使得地方政府成为独立的公共服务提供者和决策者。以财政分权为核心的财政联邦主义亦是分权的产物,甚至有文献(李伯涛等, 2009)指出,环境联邦主义理论可以看作是财政联邦主义的一个分支。类似于财政分权,环境分权也可以理解为“事实分权”,即从环境保护事权上反映地方政府在环境管理事务中实际拥有的自主权和决策权。本质上,环境联邦主义或环境分权探讨的是多级政府体系下政府间环境保护的责权关系与环境治理问题。简言之,如何分配中央政府和地方政府之间环境保护的责权。所以,环境联邦主义关注的核心问题是:一国的环境管理应该是集权还是分权。

然而,环境保护事务的集权与分权之争,以及如何确定最优的环境分权度至今悬而未决。环境集权的拥趸者强调环境保护分权会由于地方政府间的竞争引致环境规制的“竞相到底”(race to the bottom),最终导致环境恶化。特别重要的是,环境公共品的溢出效应决定了由某一地方政府供给并不会达到社会最优。相形之下,环境分权主义者认为地方政府最接近于居民,更了解居民的环境偏好,并且环境公共品需求的异质性使得由地方政府提供环境服务更符合效率原则。兼之,地区性污染的规制责任适宜于由地方政府承担。可见,集权与分权的各自优势酿成了这场争论。对此, Besley 和 Coate(2003)认为,分权与集权的相对优势最终取决于公共品的外溢性与地区间的偏好异质性。所以,环境问题的复杂性和多样性使大多数环境经济学家达到了一项共识,即环境事务管理中由中央政府和地方政府共同承担责任、联合采取行动,建立多层次的规制结构。

那么,中国式环境联邦主义的特殊之处又体现在哪里呢?与西方分散的联邦主义不同,中国是一种向地方分权的威权主义,即上文提及的“中国式分权”制度。中国式分权异于西方联邦主义的显著特征是政治集权,意味着上级政府具有对下级政府官员任免的绝对权威,

通过对下级政府官员的评价、考核和升迁流动使其行为与上级政府的意志保持一致,形成一种典型的“压力型”政权体系。这种政治上的集权制度重新塑造了激励机制,引导了地方政府官员的价值取向,但也存在与生俱来的缺陷。具体而言,这种上级政府评价的“自上而下”机制导致了下级政府只唯上不唯下,缺乏一种“自下而上”的机制。因此,下级政府只存在“对上负责”的激励,而缺乏“对下负责”的约束,这种缺陷也为内嵌于中国式分权中的中国式环境联邦主义的弊端埋下了伏笔。

(二)分权的环境效应。本质上,环境是一种具有不可分割性、非竞争性和非排他性的纯公共品。因此,关于分权环境效应的研究可以追溯到经典的财政联邦主义理论,其主要关注公共品的供给问题,核心观点是分权可以提高公共品的效率。此观点源于 Tiebout(1956)的开创性贡献,Tiebout 模型假定居民在辖区间可以自由流动,那么“用足投票”机制可以反映居民的真实偏好,为了避免居民迁移到其他辖区,地方政府必须提供合意的公共品以满足居民的需求偏好,所以分权下的公共品供给更加有效。此后,Tiebout(1956)进一步提出了“分权定理”,即分权的福利效应并不依赖于居民的流动性,只要居民公共品的需求存在辖区间差异,那么不是由中央政府而是由地方政府供给就更能满足辖区间居民的异质性偏好。

然而,Tiebout 模型依赖于七个假设条件:(1)居民具有完全流动性和异质性偏好;(2)居民能够辨别地方政府提供公共品和服务的质量;(3)存在许多辖区,从而构成竞争单元;(4)就业不影响居民住宅选择,因为居民收入还来源于股息;(5)不存在辖区间的外部性;(6)每一个辖区拥有已知的最佳规模,即地方政府能够最小化公共品和服务的平均成本;(7)如果辖区低于最优规模,那么地方政府努力吸引新居民以增加辖区规模。但是,现实中地方政府是具有自身利益最大化的“理性人”,正如“利维坦假说”阐述的那样,地方政府追求的是税收收入的最大化,而不是社会福利(Millimet, 2013)。沿着这条思路,Oates 和 Schwab(1988)开拓了辖区间竞争模型,认为在辖区间竞争流动性资源的背景下,分权对公共品供给的影响既可能为正,也可能为负。随后的理论文献(Dijkstra 和 Fredriksson, 2010)进一步放松了 Oates 和 Schwab(1988)的模型假设条件,认为分权的环境政策制定将会导致环境标准无效,引发“竞次到底”效应。

以上研究表明,理论文献对分权的环境效应存在分歧,这促使学者从经验研究中寻找实证证据。相应地,现有实证文献主要从财政分权的角度考察分权与环境质量的关系,研究结论莫衷一是,分为促进论、抑制论、非线性关系论和无因果关系论。(1)促进论。李根生和韩民春(2015)以雾霾污染反映环境质量,发现财政分权可以激励地方政府加大对雾霾污染的治理力度,对环境质量具有正向的促进作用。(2)抑制论。Fredriksson 等(2006)从辖区竞争理论的角度解释了分权对环境质量的负面影响,利用世界银行 2004 年 90 个发展中国家的数据提供了实证证据。另外,基于 1970—2000 年 80 个国家的面板数据,Farzanegan 和 Menzel(2012)证实了财政分权会增加污染,但是更好的制度质量可以缓解这一不利效应,从而证实了分权下环境会产生“竞次到底”的现象。(3)非线性关系论。刘建民等(2015)利用中国 2003—2012 年地级市数据,研究发现财政分权对环境污染的影响存在显著的非线性效应,并且这种非线性效应依赖于外商直接投资和产业结构两种因素。相似地,李香菊和刘浩(2016)同样支持非线性论,认为财政分权的环境效应取决于人均收入,即随着人均收入的提高,地方政府治理污染的努力程度存在门槛效应。(4)无因果关系论。He(2015)基于 1995—2010 年中国省级面板数据,研究发现财政分权对人均废水、废气和固体废物无显著影响,并指出财政分权通过增加污染治理支出、排污费而有利于提升环境质量。

特别地,一些学者将污染物进行分类,发现了多种结论。Sigman(2014)运用 1979—1999 年 47 个国家的数据检验了分权对水污染的影响,并将水污染物分为两种: BOD 和粪便大肠菌,前者具有外溢效应,而后者是非外溢性污染物。结果发现,分权对 BOD 具有促进作用,但对粪便大肠菌并没有显著影响。由此总结出,在溢出情况下,分权可能导致环境政策的无效率。

梳理上述文献发现,现有研究主要落脚于财政联邦主义,但是环境保护事务的特殊性决定了财政联邦主义无法也不可能替代环境联邦主义(祁毓等,2014)。同时,绝大多数文献忽视了分权指标潜在的内生性问题。针对财政分权与环境质量同一因果关系,现有研究得到的结论并不一致,甚至南辕北辙。更为严重的是,相互矛盾的经验研究制约了分权环境效应研究的进一步发展,甚至影响到分权与公共品供给因果关系的探究,从而不利于学者理解其中的影响机制,而这对制定政策尤为重要。鉴于此,本文延续并扩展祁毓等(2014)的逻辑,重点考察了环境分权对碳排放的作用方向和程度,在缓解潜在的内生性问题之后,从回溯历史、立足现状和展望未来三方面解读了环境分权碳排放效应的结论,从而丰富了中国式环境联邦主义理论的内涵,为构建碳减排的环境管理体制提供政策参考。

三、研究设计

(一)计量模型设定。为了从碳排放的角度考察中国式环境联邦主义的环境效应,本文遵循 Sigma(2014)、祁毓等(2014)、He(2015)等有关分权与环境质量关系模型的思路,构建了静态面板数据模型、动态面板数据模型和动态空间面板数据模型检验环境分权与碳排放之间的关系。三类模型具体设定如下:

$$\ln PCO_{2it} = \alpha + \beta_1 ED_{it} + \xi X_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

$$\ln PCO_{2it} = \alpha + \tau \ln PCO_{2it-1} + \beta_1 ED_{it} + \xi X_{it} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln PCO_{2it} = \alpha + \tau \ln PCO_{2it-1} + \rho W \times \ln PCO_{2it} + \beta_1 ED_{it} + \xi X_{it} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

其中: i 和 t 分别表示省份和年度; $\ln PCO_{2it}$ 表示地区人均 CO_2 排放量; ED_{it} 表示环境分权程度; X_{it} 表示影响碳排放水平的其他控制变量; ϵ_{it} 为随机误差项。本文主要关注参数 β_1 的正负和大小,其刻画了环境分权影响碳排放的作用方向和程度。

上述三类模型中,方程(1)是静态面板数据模型,主要目的在于与其他两类模型进行参照。方程(2)在方程(1)的基础上引入了碳排放的滞后一期项 $\ln PCO_{2it-1}$,滞后系数 τ 表示前一期碳排放水平对当期的影响情况。主要目的在于考虑地区间碳排放的路径依赖特性,并可以解决潜在遗漏变量导致的估计偏误问题和潜在的内生性问题,从而充分考察模型中除被解释变量之外的其他因素对被解释变量的影响。

更进一步,考虑到碳排放的空间外部性可能会使某一地区的碳排放水平受相邻地区碳排放的影响,方程(3)将碳排放的空间滞后项 $W \times \ln PCO_{2it}$ 作为解释变量纳入回归模型,从而构成空间滞后模型(SLM),空间滞后系数 ρ 表示相邻地区的碳排放水平对本地区的影响程度。当然,碳排放的空间相关性也可能体现在不可观测的误差项上,从而构成空间误差模型(SEM)。具体到实证研究中,以拉格朗日乘法法则作为判别 SLM 和 SEM 的依据。 W 为空间权重矩阵,本文构造三类权重矩阵:(1)地理邻接型 W_1 ,设定方法为两地区拥有共同边界时,设定为 1,否则设定为 0;(2)地理距离型 W_2 ,权重元素的设定方法为 $w_{ij} = (1/d_{ij}) / [\sum_{j=1}^N (1/d_{ij})]$,其中 d_{ij} 为地区 i 和 j 之间的地理距离,本文以省会所在地之间

的最短铁路里程数进行衡量；(3) 经济距离型 W_s ，权重元素的设定方法为 $w_{ij} = (1/|\overline{pgdp}_i - \overline{pgdp}_j|) / [\sum_{j=1}^N (1/|\overline{pgdp}_i - \overline{pgdp}_j|)]$ ，其中 \overline{pgdp}_i 为地区 i 在样本年度的实际人均 GDP 的平均值。

(二) 潜在内生性问题的关注。具体来说，迄今尚没有文献能够证明环境分权是碳排放的前定变量，那么互为因果关系的联立性偏误就有可能存在于本文的模型中，即碳排放也会影响环境分权。究其原因，2007 年中央政府出台《主要污染物总量减排考核办法》(以下简称《办法》)，将其作为对地方政府官员考核的重要依据，严格实行问责制和“一票否决”制。具体到碳排放，包括“总量”和“强度”两类指标：“总量”上，中国承诺 2030 年左右碳排放达到峰值，且将努力早日达峰；“强度”上，2020 年单位 GDP 碳排放比 2005 年下降 40%—45%，2030 年比 2005 年下降 60%—65%。尤其是后者，指标量化并确定，且作为一种约束性指标。鉴于中央政府将“环境指标”纳入政绩考核体系中，地方政府将在这种“指挥棒”的作用下更加重视环境治理和环境保护，体现为“中央舞剑、地方跟风”(黄亮雄等，2015)。因此，如果一个地区的碳排放水平越高，那么地方政府越有投入更多人、财、物以减少碳排放的激励，从而导致碳排放与环境分权的联立性偏误。针对上述可能存在的内生性问题，本文拟构造联立方程模型，从而缓解碳排放与环境分权的联立性偏误问题。

(三) 样本与变量。囿于计算碳排放指标在城市层面的数据缺失，本文使用中国 2000—2013 年 30 个省市(西藏除外)的面板数据进行实证检验。本文对所有货币单位表示的指标均调整为以 2000 年为基期的不变价格。

1. 碳排放量。 CO_2 排放主要源自化石能源燃烧和水泥生产活动，其中化石能源包括煤炭、焦炭、原油、煤油、汽油、柴油、燃料油和天然气。能源碳排放系数的取值参照国际上通用的 IPCC《国家温室气体排放清单指南》的相关数据，而水泥生产的碳排放系数以及具体碳排放量的计算过程则参考李锴和齐绍洲(2011)。化石能源和水泥数据来自国家统计局。

2. 环境分权。如前所述，关于“分权的环境效应”这一议题，绝大部分文献主要从央地财政关系的角度探究财政分权对环境的影响，这意味着绝大部分文献潜移默化地将财政分权替代为环境分权，但是环境保护事务具有其自身的特殊性。因此，从财政分权角度进行研究缺乏逻辑自洽，需要直接构造环境分权指标。既有研究中，祁毓等(2014)认为机构和人员编制是政府提供公共服务和职能实现的载体，从而使用不同级次政府环境保护部门的人员分布来刻画环境分权程度，并将其进一步细分为环境行政分权、监察分权和监测分权。后续的相关研究(陆远权和张德钢，2016)亦采用了这一方法。据此，本文遵循上述思路，同时鉴于本文的主要工作是检验环境分权对碳排放的总效应，所以并不考虑具体细分的分权异质性。具体计算公式为： $ED_{it} = \left[\frac{Lep_{it}/Pop_{it}}{Nep_t/Pop_t} \right] [1 - (GDP_{it}/GDP_t)]$ ，其中 Lep_{it} 、 Pop_{it} 和 GDP_{it} 分别表示第 i 省第 t 年环境保护系统人数、地区人口规模和国内生产总值， Lep_t 、 Pop_t 和 GDP_t 分别表示第 t 年全国环境保护系统人数、全国总人口规模和全国国内生产总值。 $[1 - (GDP_{it}/GDP_t)]$ 为经济规模的缩减因子，可以剥离经济规模对实际环境分权程度的干扰。同时，本文将未使用缩减因子进行经济规模调整的环境分权作为备用指标，进行稳健性检验。 ED_{it} 值越大，环境分权程度越高。全国和地方环境保护系统人数数据来自《中国环境年鉴》，其他数据来自《中国统计年鉴》。

3. 其他变量。为了控制其他变量对碳排放的影响，本文参照 Cole 等(2013)、祁毓等(2014)和 Zhang 等(2017)的工作，引入如下控制变量：环保投入、地区治理环境、产业结构、

研发强度、外商直接投资、人均收入的一次方项和平方项。具体地，环保投入(*Inv*)以工业污染治理投资额占工业增加值的比重衡量；地区治理环境(*Corr*)以每百万人口中的贪污、受贿和渎职等案件数衡量；产业结构(*Indu*)以工业增加值占 *GDP* 的比重衡量；研发强度(*R&D*)以 *R&D* 经费支出占 *GDP* 的比重衡量；外商直接投资(*FDI*)以实际利用外商直接投资占 *GDP* 的比重衡量；人均收入(*lnpgdp*)以人均实际 *GDP* 的对数衡量，并参照“环境库兹涅茨曲线”，引入人均收入的平方项，以考察碳排放库兹涅茨曲线的存在性。考虑到2007年中央政府出台《办法》，将环境指标纳入政绩考核体系，释放了中央政府逐步弱化 *GDP* 权重、提升环保权重的信号，具有里程碑意义。为了考虑上述因素的冲击，遵循师博和沈坤荣(2013)的做法，在模型中引入虚拟变量 *Dum2007*，2007年之前取值为0，之后取值为1。腐败案件数来自《中国检察年鉴》，其他数据来自《中国统计年鉴》，并通过“中国经济与社会发展统计数据库”和 *Wind* 经济数据库进行补齐。所有指标的描述性统计特征见表1。

表 1 各变量描述性统计分析

变量类型	变量	变量定义	<i>Obs</i>	<i>Mean</i>	<i>Std.D</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>
被解释变量	<i>lnPCO₂</i>	人均 <i>CO₂</i> 排放量的对数	420	1.52	0.61	0.02	3.29
核心解释变量	<i>ED</i>	环境分权	420	0.98	0.36	0.41	2.29
	<i>ED₂</i>	未经调整的环境分权	420	1.01	0.37	0.42	2.34
控制变量	<i>Inv</i>	工业污染治理投资额/工业增加值	420	13.79	11.45	1.72	76.18
	<i>Corr</i>	腐败立案数/每百万人口	420	29.76	9.25	7.19	70.32
	<i>Indu</i>	工业增加值/ <i>GDP</i>	420	0.39	0.08	0.13	0.54
	<i>R&D</i>	<i>R&D</i> 经费支出/ <i>GDP</i>	420	1.33	1.15	0.15	7.65
	<i>FDI</i>	实际利用外商直接投资/ <i>GDP</i>	420	2.56	2.12	0.07	9.66
	<i>lnpgd</i>	人均实际 <i>GDP</i> 的对数	420	9.54	0.65	7.94	10.93
	<i>(lnpgdp)²</i>	人均实际 <i>GDP</i> 对数的平方	420	91.37	12.43	63.11	119.51
	<i>Dum2007</i>	2007年之前取值为0，之后取值为1	420	0.50	0.50	0.00	1.00

四、实证结果与分析

(一)基本回归(见表2)。具体地，第(1)列为静态面板数据模型的回归结果，*Hausman* 检验在1%的显著性水平上拒绝随机效应估计有效的原假设，因此本文选择固定效应模型。回归结果显示，环境分权的估计系数为正，但不显著，并没有足够的证据支持环境分权是碳排放的影响因素之一。考虑到环境分权指标可能存在的内生性问题，本文通过两种方法进一步分析：一是将所有解释变量滞后一期处理；二是参考郭峰等(2015)的思路，以环境分权的滞后一期和滞后两期作为其当期值的工具变量，进行两阶段最小二乘回归(2SLS)。表2第(2)列和第(3)列给出了相应的回归结果，可以发现，环境分权的估计系数为正，但前者不显著，而后者通过了10%的显著性水平检验。同时，*Hausman* 检验显著拒绝“所有解释变量均为外生变量”的原假设，应该使用工具变量法，初步表明中国当前的环境分权体制不利于碳排放治理，环境分权程度越高，碳排放水平越高。

表 2 环境分权与碳排放的基本回归结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>FE</i>	<i>FE-Lag</i>	<i>IV-FE</i>	<i>SYS-GMM</i>	<i>DSPM-W₁</i>	<i>DSPM-W₂</i>	<i>DSPM-W₃</i>
<i>lnPCO_{2t-1}</i>				0.6929*** (0.0772)	0.5313*** (0.0516)	0.5277*** (0.0500)	0.5546*** (0.0505)
<i>ED</i>	0.0266 (0.0748)	0.0536 (0.0873)	0.1966* (0.1062)	0.0715 (0.0576)	0.1441** (0.0726)	0.1919** (0.0745)	0.2061*** (0.0781)

续表2 环境分权与碳排放的基本回归结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	FE	FE-Lag	IV-FE	SYS-GMM	DSPM-W ₁	DSPM-W ₂	DSPM-W ₃
<i>Inv</i>	0.0018** (0.0008)	0.0006 (0.0009)	0.0020*** (0.0008)	-0.0012*** (0.0003)	-0.0004 (0.0008)	-0.0006 (0.0008)	-0.0006 (0.0008)
<i>Corr</i>	-0.0015 (0.0011)	-0.0026** (0.0012)	-0.0023** (0.0010)	-0.0024*** (0.0007)	-0.0025** (0.0011)	-0.0016 (0.0011)	-0.0022* (0.0011)
<i>Indu</i>	1.0953*** (0.2122)	0.8109*** (0.2327)	0.4661** (0.2071)	0.2824 (0.2148)	0.1039 (0.2356)	0.0272 (0.2339)	-0.0352 (0.2362)
<i>R&D</i>	-0.0518** (0.0258)	-0.0092 (0.0306)	-0.0903*** (0.0246)	-0.0465*** (0.0167)	-0.0577** (0.0256)	-0.0606** (0.0253)	-0.0421 (0.0258)
<i>FDI</i>	-0.0227*** (0.0067)	-0.0131* (0.0070)	-0.0115* (0.0067)	-0.0125*** (0.0050)	-0.0138* (0.0073)	-0.0084 (0.0074)	-0.0068 (0.0077)
<i>lnpgdp</i>	1.3282*** (0.3959)	2.7915*** (0.4230)	0.6507 (0.4425)	2.0607*** (0.5964)	1.8060*** (0.4909)	1.5539*** (0.4904)	1.7400*** (0.4909)
<i>(lnpgdp)²</i>	-0.0281 (0.0212)	-0.1060*** (0.0227)	0.0093 (0.0233)	-0.0943*** (0.0289)	-0.0801*** (0.0258)	-0.0682*** (0.0257)	-0.0811*** (0.0255)
<i>Dum2007</i>	0.0114 (0.0244)	-0.0481* (0.0250)	0.0222 (0.0209)	-0.0208*** (0.0053)	-0.0231 (0.0163)	-0.0304* (0.0164)	-0.0267 (0.0165)
<i>W × lnPCO_{2t}</i>					0.1709*** (0.0568)	0.2500*** (0.0645)	0.2476*** (0.0743)
<i>-cons</i>	-8.8957*** (1.8256)	-15.5746*** (1.9456)	-5.9603*** (2.0753)	-10.5183*** (2.9482)	-9.3899*** (2.2980)	-8.2369*** (2.2896)	-8.8738*** (2.3160)
<i>Hausman test</i>	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]				
<i>AR(1)</i>				[0.0248]	[0.0175]	[0.0223]	[0.0257]
<i>AR(2)</i>				[0.9414]	[0.9895]	[0.8792]	[0.9289]
<i>Sargan</i>				[0.9801]	[0.9872]	[0.9876]	[0.9774]

注：(1)***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著水平，系数下方小括号内数值为其标准误；(2)AR(1)、AR(2)分别表示一阶和二阶差分残差序列的 *Arellano-Bond* 自相关检验，*Sargan* 检验为过度识别检验，中括号内数值为统计量相应的 *p* 值，以下各表同；(3)表中各模型的含义：*FE*(固定效应模型)、*SYS-GMM*(采用系统 GMM 估计的动态面板数据模型)；*DSPM*(动态空间面板数据模型)；(4)模型 *IV-FE* 弱工具变量检验的 *Cragg-Donald Wald F* 统计量为 117.947($p < 0.01$)，过度识别检验的 *Sargan* 统计量为 1.521($p = 0.2174$)。

进一步，为了解决潜在遗漏变量导致的估计偏误问题，以及考虑环境分权的内生性和碳排放的动态依赖性，本文采用系统 GMM 方法估计方程(2)，估计结果见表 2 第(4)列。可以发现，环境分权的估计系数为正，但并没有通过显著性检验。同时，前期的碳排放和当期的碳排放显著正相关，表明碳排放存在明显的连续性和粘滞性，能够自我强化集聚，凸显碳排放的惯性依赖特征，并且这一结论得到李锴和齐绍洲(2011)、Zhang 等(2017)的支持。由于动态面板数据模型并没有考虑碳排放的空间外部性特征，可能导致遗漏变量偏差，所以，本文进一步使用动态空间面板数据模型进行检验，并根据拉格朗日乘数及其稳健形式的结果选择空间滞后模型，表 2 第(5)、第(6)和第(7)列报告了三种空间权重矩阵下的估计结果。容易看出，环境分权的估计系数依然为正且在统计上显著，表明中国当前的环境分权体制不利于碳排放治理。另外，与时期滞后系数的符号一致，空间滞后系数显著为正，表明相邻地区的碳排放水平促进了本地区的碳排放水平，折射出碳排放在时间和空间上均存在明显的路径依赖，容易形成“时空碳锁定”效应。

关于控制变量的估计结果，本文主要根据动态空间面板数据模型进行解读。(1)污染治理投资对碳排放的影响为负，但并不显著。这表明污染治理投资有利于遏制碳排放，但并没有如预期中那样扮演碳减排驱动力的重要角色，还需进一步加大污染治理投资，强化污染治理投资对碳减排的积极作用。(2)以腐败水平衡量的地区治理环境显著遏制了碳排放。经

济直觉上,腐败可以降低环境规制的监督和执行力度,从而损害环境规制执行质量(李后建, 2013),因此高腐败导致高污染。本文的结论虽与此相反,但这并非意味着腐败是碳减排的有效手段,未来需要厘清腐败影响碳减排的作用机制。(3)以工业比重衡量的产业结构对碳排放的影响不显著,但未来也应促进产业结构的高级化和绿色化,积极培育清洁产业为主的战略性新兴产业和高技术产业。(4)R&D经费支出对碳排放呈现出制约作用,符合经济直觉并与 Cole 等(2013)和张克中等(2011)的结论一致,蕴含通过 R&D 支出诱发低碳技术进步是遏制碳排放的重要抓手,有利于完成碳减排目标。(5)FDI 与碳排放呈负相关关系,没有证据表明 FDI 发挥了“污染避难所”的效应,这是因为承载先进技术的外资企业可以向东道国传播更为绿色清洁的生产技术,从而有利于降低东道国的碳排放,发挥“污染光环”效应。(6)人均 GDP 一次方项的估计系数显著为正,且平方项的估计系数显著为负,表明中国地区间存在显著的碳库兹涅茨倒 U 形曲线效应,这与 Zhang 等(2017)的结论相吻合。(7)Dum2007 的估计系数为负,但绝大部分模型并不显著,这说明 2007 年中央政府出台的《办法》有利于抑制碳排放,但当前效力还不够,还需要进一步加强和落实对地方政府碳减排的激励与约束措施。

(二)稳健性检验。为了减轻指标度量问题对实证结论的影响,本文对被解释变量和核心解释变量均使用其他度量指标进行稳健性检验。(1)使用碳强度指标。上文提到中国对碳减排目标设置了“总量”和“强度”两类指标,表 2 使用了“总量”指标,这里使用“强度”指标,具体以单位 GDP 的碳排放量来衡量,估计结果见表 3 第(1)、第(2)和第(3)列;(2)使用未经调整的环境分权指标。参照陆远权和张德钢(2016)构造环境分权指标的做法,不考虑经济规模的缩减因子,计算公式为 $ED_{2it} = (Lep_{it}/Pop_{it}) / (Nep_{it}/Pop_{it})$,相关指标含义与前文一致,估计结果见表 3 第(4)、第(5)和第(6)列;(3)使用环境分权的对数指标,估计结果见表 3 第(7)、第(8)和第(9)列。可以发现,环境分权的估计系数至少在 10%的水平上显著为正,表明“环境分权促进碳排放”这一基本结论不变。

另外,考虑 2007 年的《办法》与环境分权的交互作用。虽然前文 Dum2007 的估计系数不显著为负,但政绩考核体系的变化可能通过环境分权而对碳排放产生影响。为了考察这一可能性,本文在计量模型中引入虚拟变量 Dum2007 及其与环境分权的交叉项 $ED \times Dum2007$,估计结果见表 3 第(10)、第(11)和第(12)列。可以发现, $ED \times Dum2007$ 的估计系数不显著为负,这意味着政绩考核体系变化尚不能有效影响环境分权的碳排放效应,应进一步推动碳减排领域的环境管理体系的集权化。

表 3 稳健性检验的估计结果

解释变量	碳强度			未经调整的环境分权			环境分权的对数			Dum2007 与环境分权的交互		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	W ₁	W ₂	W ₃	W ₁	W ₂	W ₃	W ₁	W ₂	W ₃	W ₁	W ₂	W ₃
lnPCO _{2t-1}	0.7753*** (0.0413)	0.7685*** (0.0423)	0.7778*** (0.0420)	0.5329*** (0.0516)	0.5298*** (0.0499)	0.5571*** (0.0504)	0.5339*** (0.0518)	0.5288*** (0.0501)	0.5570*** (0.0507)	0.5232*** (0.0515)	0.5233*** (0.0500)	0.5510*** (0.0504)
ED	0.1383*** (0.0372)	0.1543*** (0.0374)	0.1408*** (0.0365)	0.1301* (0.0708)	0.1770** (0.0729)	0.1886** (0.0764)	0.1344* (0.0691)	0.1830*** (0.0711)	0.1958*** (0.0748)	0.1618** (0.0743)	0.2010*** (0.0759)	0.2178*** (0.0796)
Inv	-0.0009** (0.0004)	-0.0009** (0.0004)	-0.0009** (0.0004)	-0.0004 (0.0008)	-0.0006 (0.0008)	-0.0006 (0.0008)	-0.0003 (0.0008)	-0.0006 (0.0008)	-0.0005 (0.0008)	-0.0003 (0.0008)	-0.0006 (0.0008)	-0.0005 (0.0008)
Corr	-0.0065 (0.0006)	-0.0006 (0.0006)	-0.0097 (0.0006)	-0.0025** (0.0011)	-0.0016 (0.0011)	-0.0022** (0.0011)	-0.0025** (0.0011)	-0.0016 (0.0011)	-0.0021** (0.0011)	-0.0026** (0.0011)	-0.0017 (0.0011)	-0.0022** (0.0011)
Indu	-0.2909** (0.1447)	-0.2401* (0.1457)	-0.2941** (0.1418)	0.1003 (0.2361)	0.0210 (0.2345)	-0.0409 (0.2371)	0.1451 (0.2372)	0.0789 (0.2352)	0.0218 (0.2372)	0.1194 (0.2358)	0.0341 (0.2341)	-0.0236 (0.2368)
R&D	-0.0141 (0.0154)	-0.0160 (0.0155)	-0.0121 (0.0154)	-0.0583** (0.0256)	-0.0614** (0.0253)	-0.0431* (0.0259)	-0.0548** (0.0257)	-0.0576** (0.0253)	-0.0385 (0.0260)	-0.0667** (0.0266)	-0.0661** (0.0263)	-0.0478* (0.0268)
FDI	-0.0063 (0.0043)	-0.0091** (0.0043)	-0.0079* (0.0043)	-0.0139* (0.0073)	-0.0086 (0.0075)	-0.0071 (0.0077)	-0.0143* (0.0073)	-0.0092 (0.0075)	-0.0134* (0.0077)	-0.0075 (0.0073)	-0.0081 (0.0074)	-0.0064 (0.0077)
lnpgdp	0.1159 (0.2509)	0.1217 (0.2492)	0.2516 (0.2558)	1.8201*** (0.4911)	1.5673*** (0.4911)	1.7626*** (0.4911)	1.7658*** (0.4984)	1.4743*** (0.4998)	1.6631*** (0.5017)	1.5755*** (0.5291)	1.4232*** (0.5251)	1.5929*** (0.5255)
(lnpgdp) ²	-0.0048 (0.0134)	-0.0057 (0.0134)	-0.0124 (0.0137)	-0.0809*** (0.0258)	-0.0690*** (0.0257)	-0.0822*** (0.0255)	-0.0785*** (0.0261)	-0.0647** (0.0261)	-0.0777*** (0.0259)	-0.0677** (0.0279)	-0.0611** (0.0277)	-0.0731*** (0.0275)

续表3 稳健性检验的估计结果

解释变量	碳强度			未经调整的环境分权			环境分权的对数			Dum2007 与环境分权的交互		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	W ₁	W ₂	W ₃	W ₁	W ₂	W ₃	W ₁	W ₂	W ₃	W ₁	W ₂	W ₃
Dum2007	-0.0115 (0.0105)	-0.0130 (0.0106)	-0.0139 (0.0102)	-0.0225 (0.0163)	-0.0295* (0.0165)	-0.0256 (0.0165)	-0.0224 (0.0164)	-0.0295* (0.0165)	-0.0256 (0.0166)	0.0230 (0.0433)	-0.0039 (0.0429)	0.0047 (0.0435)
ED × Dum2007										-0.0470 (0.0411)	-0.0269 (0.0402)	-0.0316 (0.0408)
W × lnPCO _{2it}	0.1270 (0.1246)	-0.0199 (0.2081)	0.0929 (0.1584)	0.1702*** (0.0571)	0.2488*** (0.0650)	0.2439*** (0.0749)	0.1701*** (0.0572)	0.2526*** (0.0652)	0.2487*** (0.0752)	0.1802*** (0.0566)	0.2536*** (0.0643)	0.2502*** (0.0740)
_cons	-0.5886 (1.1640)	-0.5311 (1.1581)	-1.1405 (1.1935)	-9.4440*** (2.2998)	-8.2858*** (2.2938)	-8.9695*** (2.3184)	-9.0284*** (2.3566)	-7.6316*** (2.3654)	-8.2632*** (2.4041)	-8.3421*** (2.4658)	-7.6470*** (2.4401)	-8.2082*** (2.4645)
AR(1)	[0.0156]	[0.0224]	[0.0208]	[0.0204]	[0.0216]	[0.0256]	[0.0192]	[0.0234]	[0.0247]	[0.0412]	[0.0250]	[0.0251]
AR(2)	[0.5461]	[0.5173]	[0.6166]	[0.9919]	[0.8872]	[0.9291]	[0.9940]	[0.8766]	[0.0247]	[0.9151]	[0.9660]	[0.9760]
Sargan	[0.9990]	[0.9988]	[0.9889]	[0.9876]	[0.9925]	[0.9777]	[0.9824]	[0.9919]	[0.9780]	[0.9989]	[0.9943]	[0.9794]

(三)双向因果的内生性问题处理。如前所述,并没有证据表明环境分权是碳排放的前定变量,为了缓解两者可能存在的互为因果关系的联立性偏误问题,本文构造联立方程模型。这种做法的优势在于:联立方程系统中包含的多个外生变量将作为 ED 的工具变量,能更有效地缓解 ED 的潜在内生性问题。具体联立方程模型如下:

$$\begin{cases} \ln PCO_{2it} = \delta_0 + \delta_1 ED_{it} + \beta X_{it} + \alpha_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \\ ED_{it} = \xi_0 + \xi_1 \ln PCO_{2it} + \gamma Z_{it} + \alpha_i + \lambda_t + u_{it} \end{cases} \quad (4)$$

其中:Z 是影响环境分权的其他控制变量,包括人均收入、财政赤字、人口密度、失业率、产业结构和 FDI;α_i 和 λ_t 分别为个体固定效应和时间固定效应;u_{it} 为相应的误差项。其中,财政赤字(Deficit)以各地区财政支出和财政收入的差额占 GDP 的比重衡量;人口密度(lnPD)以各地区年末人口规模与辖区面积比值的对数衡量;失业率(UR)以各地区城镇人口登记失业率衡量。其他变量的度量与前文一致。

由表 4 估计结果可见,无论是 3SLS 的估计结果,还是 2SLS 的估计结果,环境分权的估计系数至少在 5%的水平上显著为正,依然支持上文结论。同时,人均碳排放量的估计系数为正,但没有通过显著性水平检验,说明本文并不需要担忧碳排放与环境分权的联立性偏误问题。总之,碳排放是一种全国性乃至全球性的温室气体,具有强烈的负外部性,所以需要中央政府统筹安排,建立跨区域联防联控的碳治理模式,这意味着地方政府在增加碳排放治理支出的同时,中央政府也应该持续跟进,并扩大职责和支出范围。

表 4 联立方程的估计结果

方程组 I	3SLS			方程组 II	2SLS		
	解释变量	lnPCO ₂	解释变量		ED	解释变量	lnPCO ₂
ED	0.9201** (0.4037)	lnPCO ₂	0.1411(0.2470)	ED	1.6945*** (0.6119)	lnPCO ₂	0.1180(0.2615)
Inv	0.0012(0.0009)	lnpgdp	-0.0108(0.1678)	Inv	-0.0009(0.0015)	lnpgdp	0.0401(0.1797)
Corr	0.0017(0.0013)	Deficit	0.0052*** (0.0015)	Corr	-0.0030(0.0022)	Deficit	0.0071*** (0.0020)
Indu	0.9526*** (0.2517)	lnPD	-0.6067*** (0.2153)	Indu	1.0569*** (0.3464)	lnPD	-0.5058** (0.2330)
R&D	-0.0361(0.0293)	UR	0.0031(0.0102)	R&D	-0.0462(0.0487)	UR	0.0145(0.0148)
FDI	-0.0233*** (0.0076)	Indu	-0.1957(0.2603)	FDI	-0.0242** (0.0104)	Indu	-0.1994(0.2750)
lnpgdp	-0.0663(0.8139)	FDI	0.0051(0.0080)	lnpgdp	-2.1317* (1.2803)	FDI	0.0056(0.0084)
(lnpgdp) ²	0.0326(0.0389)	_cons	5.0218*** (1.0734)	(lnpgdp) ²	0.1366** (0.0620)	_cons	3.8394*** (1.2925)
Dum2007	0.3282* (0.1689)			Dum2007	0.4426* (0.2343)		
_cons	-2.2246(4.0242)			_cons	7.4416(6.2041)		
R ²	0.9494	R ²	0.9462	R ²	0.9174	R ²	0.9471

五、中国当前环境分权体制下碳减排困境的内在逻辑分析

(一)中国环境管理体制的变迁历程。由图 2 可见,1949—1974 年,环境保护职能分散到各主管部委,处于高度分权的时代,具体表现为环境管理结构基本上处于临时性、非正式性和非独立性的状态。1974 年国务院成立环境保护领导小组标志着环境保护上升到国家战略。随后十年间,全国大部分省份成立了省市两级环境保护机构,为构建系统的环境管理体系奠定了良好基

础。随着环境重要战略地位的凸显,中央和地方的环保机构逐渐升级,环境事权和管理权也相应扩大。中央层面上,从1984年成立国务院环境保护委员会到1998年升级为正部级国家环境保护总局,再到2008年成立国家环境保护部——为国务院的职能部门之一。地方层面上,1993年设置省一级环境保护局,并于2009年由“局”升级为“厅”。由此不难推测,央地层面的环保机构升级事件映射出中国环境管理体制由高度分权趋向于集权。正如祁毓等(2014)所指出的,新中国成立以来,中国一直奉行高度的环境分权管理体制,直到1995年的“双重领导、以地方为主”管理体制才促使中央政府介入,环境管理才呈现出集权的趋势。见图2所示。

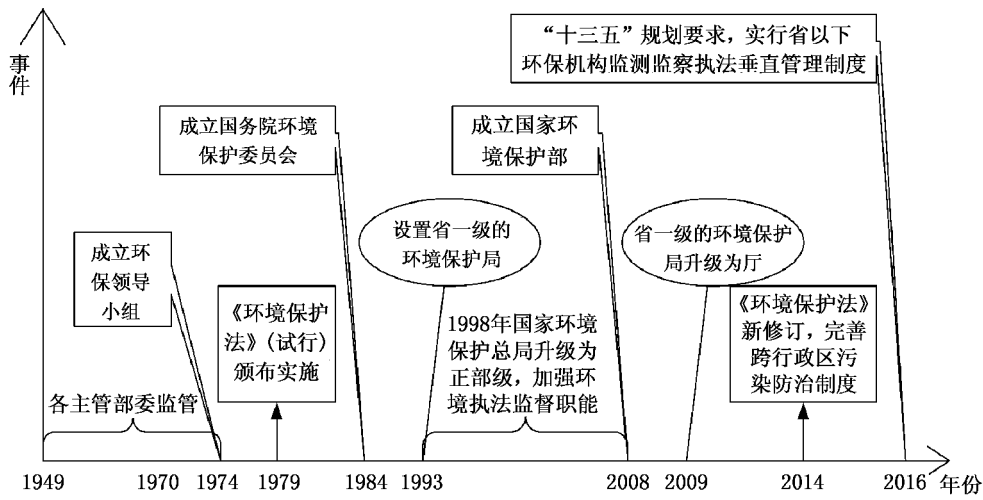


图2 新中国建立以来中国环境管理制度演变和重要事件

综观发达国家的环境管理体制,从分权到集权是一种普遍的趋势,尤其是为了解决区域性环境问题,环境集权更为有效。例如,美国于1970年成立联邦环保局(EPA),并设立十大环保分区,各区局长向联邦环保局长负责,协调州与联邦政府的关系;日本环境管理体制经历了从“分散式”到“相对集中式”的演变;英国以分散管理与统一管理相结合;法国设有环境跨部委员会。事实上,中国政府也意识到环境集权的重要性,特别是“十三五”规划要求实行省以下环保机构监测监察执法垂直管理制度,并辅以“党政同责”、“一岗双责”和“终身追究”等非常严格的控制措施。这不仅宣告了最严环保时代的来临,也表明了中国环境保护已经开启高度集权的治理模式。

(二)环保支出视角下的逻辑剖析。环境分权是通过什么机制来促进碳排放的呢?本文将从环保支出的角度进行回答。图3和图4分别描绘了2007—2013年环境分权与人均地方环保支出、环境分权与人均全国环保支出的关系。容易看出,随着环境分权水平的提高,人均地方环保支出与人均全国环保支出都显著下降。这意味着环境分权可能通过降低环保支出而促进碳排放。那么,为什么两者显示出显著的负相关关系呢?可能的原因在于:第一,环境分权带来环境管理事务的自由裁量权,更加助力地方政府的财政支出偏好于生产性投资,从而挤出环保支出。究其根源,在以财政分权和政治集权为核心的中国式分权下,谋利型的地方政府“为增长而竞争”,支出偏好被“为晋升”所支配,而环保支出作为一项“软性”公共品投资,其周期长、消费性的特征并不能直接进入地方政府官员任期内的生产函数,这意味着环保支出不能增加官员政治晋升的砝码。因此,地方政府官员为了在有限任期内显示其政绩与治理能力以提高政治晋升的机会,存在支出偏好与速度偏好,更加热衷于投入

快、见效快、具象可见的工程项目(于源和陈其林,2016)。所以,在足够的自由裁量权和环保监管约束机制缺失下,地方政府受制于有限的财政支出预算而忽视环保支出。第二,环境分权体制下,地方政府只对本辖区的环境质量负责,而碳排放的跨区域特性与属地管理相矛盾。具体地,碳排放问题与生俱来就是全国性乃至全球性问题,某一地区的碳排放可以迅速扩散到相邻地区,凸显碳排放的负外部性;同时,某一地区的碳排放治理也可以惠及相邻地区,产生溢出效应,表现为碳排放治理的正外部性。在此情形下,碳减排的收益与成本并不对称,致使地方政府缺乏增加环保支出的内在激励。正如 Sigman(2014)所指出的,在溢出情况下,分权可能导致环境政策的无效率。基于上述两点原因,环境分权不利于环保支出的增加。所以,如果将碳排放治理视为一种公共物品,那么由跨区域的全国性环保部门管理更符合效率原则,并且可以杜绝“搭便车”现象的发生。

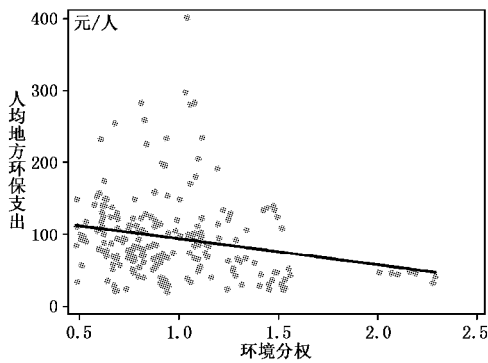


图 3 环境分权与人均地方环保支出

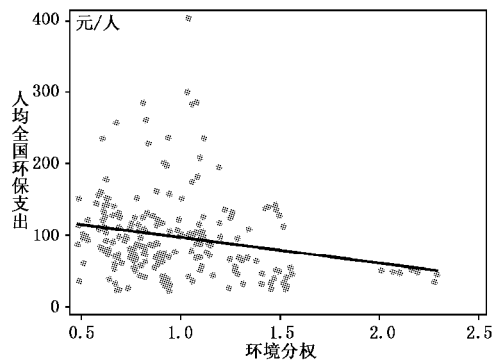


图 4 环境分权与人均全国环保支出

与此同时,图 3 和图 4 的相似性暗含了一个事实,即中央环保支出占全国环保支出的比重较小。为了更加详细分析这一事实以及更好理解本文的结论,本文绘制了人均环保支出和工业三废排放的演变趋势图,分别见图 5 和图 6。由图 5 可知,2007—2013 年,人均地方环保支出从 57.8 元/人增加至 113.0 元/人,增幅高达 95.5%,占人均全国环保支出的比重维持在 95.0%—98.0%;相形之下,人均中央环保支出则一直徘徊在 2.0—5.0 元/人的低水平区间内,仅占人均地方环保支出的 2.2%—5.0%。虽然前文表明中国环境管理呈现出集权的趋势,但就本文的研究区间看,地方政府承担了绝大部分的环保支出。溯及原因,1994 年推行的“分税制”财政管理体制改革显著向上集中了财政收入,却显著增加了地方政府的实际支出责任,导致了财权与事权不匹配的格局,迫使公共服务的供给责任转移给地方政府,“环境”这种公共品概莫能外。因此,中央政府在环保支出上扮演的角色较轻。数据证实,在样本区间的 2011 年,日本和英国的中央环保支出占比高达 45.0%和 40.0%(祁毓等,2014),而中国仅占 3.1%,未来需要提高中央政府的环保支出力度。

另外,图 6 显示,虽然全国环保支出呈现出上升趋势,但是工业三废并未有效减少,特别是工业固体废物和工业废气增长趋势强劲。也就是说,政府治理意愿与环境改善程度并未表现出很强的一致性(韩超等,2016)。前文的实证分析也表明,污染治理投资对碳排放的影响呈现出不稳定的状态。虽然环境问责压力会迫使地方政府出于风险规避的考量向上输入服从、整改等信号,然而实际治理效果并不尽如人意。正如席鹏辉和梁若冰(2015)所言,地方政府的环保举措并非出于真正改善地方环境的目的,而是为了迎合上级的考核评价。梁文靖和郑曼妮(2016)同样支持上述观点,并发现中国的环境污染治理投资并不能改善地区

空气质量。所以，在环保支出未能有效遏制环境污染的情况下，环境分权又降低了环保支出，碳减排工作“雪上加霜”，这有力解释了“环境分权促进碳排放”的结论。

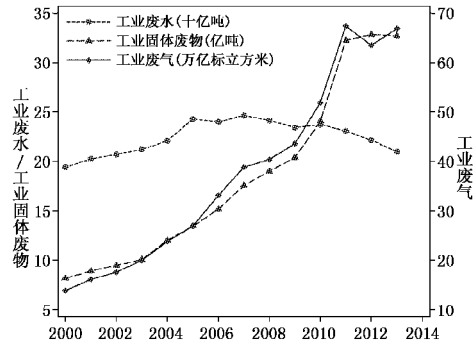
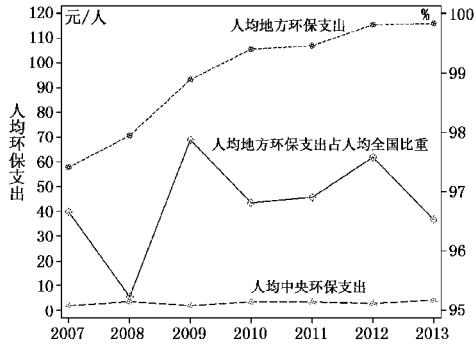


图5 2007—2013年人均环保支出演变趋势 图6 2000—2013年工业三废排放演变趋势

(三)路在何方？图7绘制了环保部门与政府的关系。这种关系分为两种：条条关系和块块关系。所谓“条”，指的是中央部委以及中央部委领导的垂直管理系统，如图7中“国家环保部—省环保厅—市环保局—县环保局”的纵向关系，对应于“垂直管理体制”；所谓“块”，指的是各级地方政府以及地方政府领导下的职能部门，如图7中“市政府—市环保局—市政府其他部门”的横向关系，对应于“属地管理体制”。不难发现，作为环境保护事务的具体实施机构，地方环保部门处于“条块”权力交叉的节点上(如市环保局)，从而导致其在政府组织结构中地位尴尬。这种尴尬体现为地方环保部门受地方政府和上级主管部门的“双重领导”，其中主管部门负责环保事务的“事权”，而地方政府负责“人、财、物”(尹振东,2011)。同时，“双重领导”也分“主次”，由于地方政府控制着环保部门的财政预算、人员编制和晋升流动，因此“块块”权力更为重要(周雪光和练宏,2011)。事实上，正如上文所言，自1995年起，中国环境管理采取的是“条块结合，以块为主，分级管理”的属地管理体制。而在这种体制下，地方环保部门面临独立性缺失的现实约束。

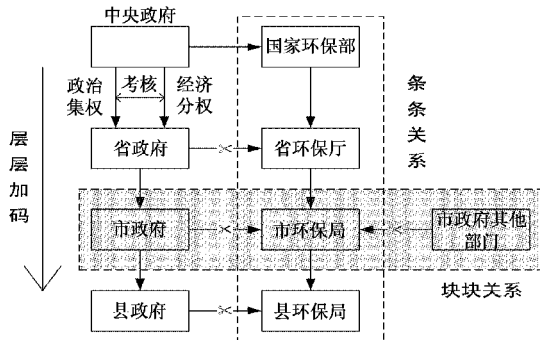


图7 环境管理体制由“条块交叉”向“条条为主”转变

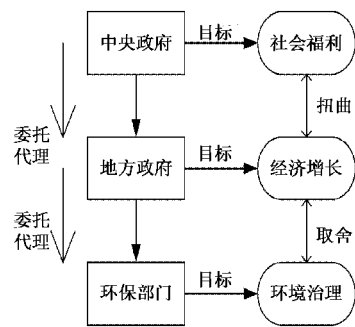


图8 环保部门独立性缺失的深层次原因

概念上，独立性是环保部门发挥职能作用的前提条件，它要求权力行使不受行政管理部门的干预(韩超等,2016)。图8描绘了环保部门独立性缺失的深层次原因——两级委托代理体系下的目标非一致性。具体而言：(1)中央政府与地方政府的委托代理关系。在这层关系中，中央政府是委托人，地方政府是代理人。由于中央政府的目标是社会福利最大化，所以赋予地方政府多项任务，既包括经济增长，也包括环境、医疗、教育等社会民生事业。然而，自改革之初释放的强增长信号形成了以GDP为核心的政绩考核体系，特别是以财政分

权和政治集权为核心的中国式分权体系下,经济增长指标从中央到地方政府“层层加码”的现象层出不穷(周黎安等,2015),经济增长一类的任务更能显示代理人的努力程度和能力(于源和陈其林,2016),从而诱发地方政府官员选择极大化 GDP、忽视环境等社会民生事业的局面,形成实质性的激励偏差(刘瑞明和金田林,2015),从而导致中央政府的“社会福利的多任务委托”被地方政府“过滤”成“经济增长的单维代理”,衍生“选择性代理”的扭曲现象。(2)地方政府与环保部门的委托代理关系。在这层关系中,地方政府是委托人,环保部门是代理人。环保部门主要负责污染物排放许可证发放、排污费征收、环境监督管理等具体环境管理工作,主要目标是完成环境治理任务。然而,当前中国经济发展和环境保护尚未实现协调发展,因此地方政府与环保部门之间的目标存在矛盾。由于环保部门在人事、经费等方面受制于地方政府(Cai 等,2016),所以其行为也受地方政府增长目标偏向的约束,导致环保部门的“环境治理任务委托”被地方政府扭曲为“服从经济增长下的环境治理任务代理”。总之,地方政府既是委托人,又是代理人,并依托于信息优势和属地管理体制,使其与中央政府、环保部门博弈时处于优势。所以,在中央和地方目标不一致时,地方环保部门在地方政府的影响下,被迫执行地方政府指令(尹振东,2011)。

以上分析表明,环保部门陷于“条块”权力交叉的囹圄中,缺乏独立性。由此不难理解,中国当前的环境分权体制不利于碳减排任务的完成。所以,为了构建有效碳减排的环境管理体制,有以下三条思路:(1)增强环境管理集权,扩大中央政府对包含碳减排投入在内的环保支出;(2)加强地方环保部门的独立性,切断地方环保部门与地方政府和其他职能部门的联系,促使环境管理体制由“条块交叉”向“条条为主”转变(如图 7 所示);(3)做对地方政府的激励与约束,组织“中央政府—地方政府—环保部门”激励相容的局面。

六、结论与政策启示

环境联邦主义理论旨在寻求政府层级之间环境管理权力的最优配置,存在环境保护事务的集权与分权之争。本文结合中国特定的制度背景,立足碳减排视角回答上述争论,以期拓展中国式环境联邦主义理论的内涵,为经济新常态下构建碳减排的环境管理体制提供一些洞见。基于 2000—2013 年中国省级面板数据,本文构建静态、动态和动态空间面板数据模型实证检验了环境分权对碳排放的影响。研究表明,中国当前的环境分权体制不利于碳排放治理,环境分权程度越高,碳排放水平越高。这一结论在考虑了环境分权指标的潜在内生性问题之后,依然成立。在当前的环境管理激励体制下,地方政府缺乏碳减排的动力,这意味着碳排放治理并不是环境分权体制的受益者。究其原因,中国式环境联邦主义深受财政分权和政治集权的影响,铭刻了“中国式分权”的烙印,具体表现为自上而下的“层层加码”型的环境治理方式,环境管理体制深陷“条块交叉”的泥淖,导致地方政府环保支出激励不足与地方环保部门独立性缺失,进而不利于碳减排等环境保护事务的顺利开展。因此,为了兑现 2020 年和 2030 年碳排放量化减排的目标,中国应努力推动环境管理体制改革。结合主要研究结论,本文给出如下政策启示:

(1)增强碳减排的环境管理集权。本文的核心结论显示,环境分权对碳排放产生了助力。因此,从央地环境管理事权入手,并考虑到碳排放的空间溢出特征,应发挥中央政府的主导作用,鞭策环境管理向上集权是遏制碳排放的主要切入点。一方面,鉴于碳排放的负外部性,为了避免地方政府“各自为政”、“相互推诿”和“搭便车”的趋利避害心理,应建立以碳排放交易权为核心的跨地区合作制度和污染补偿机制,并且强化共赢观念与合作思维,推行

跨区域联防联控的碳排放治理模式,形成“一损俱损,一荣共荣”的碳减排价值取向;另一方面,扩大中央政府在碳排放治理中的职责范围,通过将碳减排因素列入均衡性转移支付预算以加大支出范围,建立事权与支出责任相匹配的制度,并优化环保人员在不同层级政府间的配置以提高碳减排效率,促使中国式环境联邦主义更多体现集权的意志。需要注意的是,应避免陷入“集分权悖论”的陷阱,防止出现环境管理权力的“一抓就放、一抓就死”的现象。

(2)强化地方环保部门的独立性。地方环保部门在环境管理体制中地位尴尬,处于条块交叉的中心。这容易导致环境管理部门的“碎片化”,从而酿成“九龙治水”的混乱局面,不仅催生各部门在治理工作中相互推诿和扯皮的现象,并且进一步引发地方环保部门职能边界的萎缩,从而导致环境管理能力弱化甚至虚置,不利于碳排放治理工作。因此,应加强地方环保部门独立性,切实割裂地方环保部门与地方政府的关系,以弱化“块块关系”,形成“条条为主”的垂直管理体制。已有文献(尹振东,2011)证明,垂直管理体制能够解决属地管理体制下地方政府干扰监管部门执法的问题。恰逢其时,“十三五”规划要求实行省以下环保机构监测监察执法垂直管理制度。这一制度将压缩地方政府在环境政策上的自由裁量空间,并确保政令畅通和信息上传下达,有助于地方环保部门独立行使职能,从而切实避免环境政策“非完全执行”的现象。同时,《“十三五”生态环境保护规划》也指出,加快建立上下联动、沟通顺畅的各级环保部门联系机制。

(3)做对地方政府碳减排的激励与约束。地方环保部门独立性缺失的深层次原因在于两级委托代理体系下的目标非一致性,因此为了从根源上确保地方环保部门的独立性,需要保持中央政府、地方政府和地方环保部门三者目标的内在一致性,形成央地环境管理激励相容的局面。由于地方政府处于两级委托代理体系中的核心地位,连接着中央政府和地方环保部门,所以做对地方政府碳减排的激励与约束将起到举足轻重的作用。激励上,推动建设全国统一的碳排放交易市场,并考虑增加碳减排支出在专项转移支付中的比重,补偿正外部性;同时,对认真贯彻和执行碳减排工作的地方政府给予奖励。约束上,立足于构建绿色化的政绩考核体系,矫正地方政府的目标函数,以问责制和一票否决制强化地方政府碳减排的刚性约束,并延长官员碳减排绩效考核区间,以时间区间内的平均碳减排绩效替代时间点上的数据进行综合评价,避免出现“拉闸限电”等治标不治本的临时性节能减排措施(黎文靖和郑曼妮,2016),从而杜绝地方政府官员行为的短期化和“流寇”效应,促使地方政府工具理性的价值回归。

主要参考文献:

- [1]高楠,梁平汉. 晋升激励、市场化与地方财政预算周期[J].世界经济文汇,2014,(4):103-119.
- [2]郭峰,龙硕,胡军. 财政分权、政绩偏好和地方官员腐败研究[J].世界经济文汇,2015,(3):60-76.
- [3]韩超,刘鑫颖,王海. 规制官员激励与行为偏好——独立性缺失下环境规制失效新解[J].管理世界,2016,(2):82-94.
- [4]黄亮雄,王贤彬,刘淑琳,等. 中国产业结构调整的区域互动——横向省际竞争和纵向地方跟进[J].中国工业经济,2015,(8):82-97.
- [5]李伯涛,马海涛,龙军. 环境联邦主义理论述评[J].财贸经济,2009,(10):131-135.
- [6]李根生,韩民春. 财政分权、空间外溢与中国城市雾霾污染:机理与证据[J].当代财经,2015,(6):26-34.
- [7]李后建. 腐败会损害环境政策执行质量吗? [J].中南财经政法大学学报,2013,(6):34-42.
- [8]李锴,齐绍洲. 贸易开放、经济增长与中国二氧化碳排放[J].经济研究,2011,(11):60-72.
- [9]李香菊,刘浩. 区域差异视角下财政分权与地方环境污染治理的困境研究——基于污染物外溢性属性分析[J].财贸经济,2016,(2):41-54.

- [10]黎文靖,郑曼妮. 空气污染的治理机制及其作用效果——来自地级市的经验数据[J]. 中国工业经济, 2016, (4): 93—109.
- [11]刘建民,王蓓,陈霞. 财政分权对环境污染的非线性效应研究——基于中国 272 个地级市面板数据的 PSTR 模型分析[J]. 经济学动态, 2015, (3): 82—89.
- [12]刘瑞明,金田林. 政绩考核、交流效应与经济发展——兼论地方政府行为短期化[J]. 当代经济科学, 2015, (3): 9—18.
- [13]陆远权,张德钢. 环境分权、市场分割与碳排放[J]. 中国人口·资源与环境, 2016, (6): 107—115.
- [14]祁毓,卢洪友,徐彦坤. 中国环境分权体制改革研究: 制度变迁、数量测算与效应评估[J]. 中国工业经济, 2014, (1): 31—43.
- [15]师博,沈坤荣. 政府干预、经济集聚与能源效率[J]. 管理世界, 2013, (10): 6—18.
- [16]涂正革,湛仁俊. 排污权交易机制在中国能否实现波特效应? [J]. 经济研究, 2015, (7): 160—173.
- [17]席鹏辉,梁若冰. 油价变动对空气污染的影响: 以机动车使用为传导途径[J]. 中国工业经济, 2015, (10): 100—114.
- [18]尹振东. 垂直管理与属地管理: 行政管理体制的选择[J]. 经济研究, 2011, (4): 41—54.
- [19]于源,陈其林. 新常态、经济绩效与地方官员激励——基于信息经济学职业发展模型的解释[J]. 南方经济, 2016, (1): 28—41.
- [20]张可,汪东芳,周海燕. 地区间环保投入与污染排放的内生策略互动[J]. 中国工业经济, 2016, (2): 68—82.
- [21]张克中,王娟,崔小勇. 财政分权与环境污染: 碳排放的视角[J]. 中国工业经济, 2011, (10): 65—75.
- [22]周黎安,刘冲,厉行等. “层层加码”与官员激励[J]. 世界经济文汇, 2015, (1): 1—15.
- [23]周雪光,练宏. 政府内部上下级部门间谈判的一个分析模型——以环境政策实施为例[J]. 中国社会科学, 2011, (5): 80—96.
- [24]Bednar J. The political science of federalism[J]. Annual Review of Law and Social Science, 2011, 7: 269—288.
- [25]Besley T, Coate S. Centralized versus decentralized provision of local public goods: A political economy approach[J]. Journal of Public Economics, 2003, 87(12): 2611—2637.
- [26]Cai H, Chen Y, Gong Q. Polluting thy neighbor: Unintended consequences of China's pollution reduction mandates[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2016, 76: 86—104.
- [27]Cole M A. Corruption, income and the environment: An empirical analysis[J]. Ecological Economics, 2007, 62(3): 637—647.
- [28]Cole M A, Elliott R J R, Okubo T, et al. The carbon dioxide emissions of firms: A spatial analysis[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2013, 65(2): 290—309.
- [29]Dijkstra B R, Fredriksson P G. Regulatory environmental federalism[J]. Annual Review of Resource Economics, 2010, 2(1): 319—339.
- [30]Farzanegan M R, Mennel T. Fiscal decentralization and pollution: Institutions matter[R]. Magks Papers on Economics, 2012.
- [31]Fredriksson P G, Mani M, Wollscheid J. Environmental federalism: A panacea or pandora's box for developing countries? [R]. World Bank Policy Research Working Paper, 2006.
- [32]He Q. Fiscal decentralization and environmental pollution: Evidence from Chinese panel data[J]. China Economic Review, 2015, 36: 86—100.
- [33]Millimet D L. Environmental federalism: A survey of the empirical literature[R]. IZA Working Paper No.7831, 2013.
- [34]Oates W E, Schwab R M. Economic competition among jurisdictions: Efficiency enhancing or distortion inducing? [J]. Journal of Public Economics, 1988, 35(3): 333—354.
- [35]Oates W E. A reconsideration of environmental federalism[M]. Washington, DC: Resources for the Future, 2001.

- [36]Sigman H. Decentralization and environmental quality: An international analysis of water pollution levels and variation[J]. *Land Economics*, 2014, 90(1): 114—130.
- [37]Tiebout C M. A pure theory of local expenditures[J]. *The Journal of Political Economy*, 1956, 64(5): 416—424.
- [38]Xu C. The fundamental institutions of China's reforms and development[J]. *Journal of Economic Literature*, 2011, 49(4): 1076—1151.
- [39]Zhang K, Zhang Z, Liang Q. An empirical analysis of the green paradox in China: From the perspective of fiscal decentralization[J]. *Energy Policy*, 2017, 103: 203—211.

Chinese-style Environmental Federalism: A Study on the Effect of Environmental Decentralization on Carbon Emissions

Zhang Hua^{1,2}, Feng Chao³, Liu Guanchun²

(1.School of Business Administration, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China;

2.School of Economics, Fudan University, Shanghai 200433, China;

3.School of Business, Central South University, Changsha 410083, China)

Abstract: The Chinese-style environmental federalism, embedded in the system of the Chinese-style decentralization, is the useful supplement and improvement for the classic environmental federalism theory. For the sake of answering the debate of centralization and decentralization of environmental protection, this paper focuses on carbon emission reduction affair and empirically tests the effect of environmental decentralization on carbon emissions by employing static, dynamic and dynamic spatial panel data models based on a consideration of potential endogeneity of decentralization indicators. Empirical results show that environmental decentralization has significantly positive effect on carbon emissions, suggesting that China's current environmental decentralization system is not conducive to carbon emission governance. Therefore, the conclusion provides evidence for the “vertical management” of the environmental protection system. Furthermore, it elaborates the internal logic of carbon emission reduction dilemma under the environmental decentralization system in the following three aspects: the evolution history of China's environmental management system, the inadequacies of incentives for local governments' environmental protection expenditures and the lack of independence of local environmental protection departments. Therefore, in order to construct a long-acting environmental management system for controlling carbon emissions, the Chinese-style environmental federalism needs to intensify its will of centralization so as to optimize the territorial management system and form a vertical management and incentive-compatible system.

Key words: environmental federalism; environmental decentralization; carbon emission
(责任编辑 许 柏)