

# 地方官员晋升激励与河长制演进： 基于官员年龄的视角<sup>\*</sup>

金 刚 沈坤荣

**内容提要：**已有研究认为当前中国环境治理收效甚微，主要原因在于地方政府消极执行中央政府的环境政策，相对忽视了地方政府在环境治理政策上的自主行为。深入探究地方自主性环境治理政策演进的内在机制，对于破解环境治理难题具有重要意义。本文以河长制这一地方自主性水污染治理政策为研究对象，将 2004—2010 年手工整理的河长制演进数据、地级市官员数据与国控断面水质监测数据进行匹配，从地方官员年龄角度，研究河长制演进的官员激励机制。研究发现：地方官员年龄与河长制推行概率呈正相关关系。随着地方官员年龄的增长，晋升概率的下降，污染的边际回报也随之降低，但在中央政府加强环境事件问责的背景下，潜在惩罚成本却不断增加，从而使年长的地方官员更有动力推行河长制政策，以避免潜在的惩罚成本。因此，加大官员晋升考核中的环境指标权重，并将环境违规问责常态化是破解地方环境治理难题的不二法门。

**关键词：**官员激励 官员年龄 河长制 水污染

**作者简介：**金 刚，南京大学经济学院助理研究员、博士，210093；

沈坤荣，南京大学商学院院长、经济学院教授、博士，210093。

**中图分类号：**F062.2 **文献标识码：**A **文章编号：**1002-8102(2019)04-0020-15

## 一、引 言

在党的十九大报告中，习近平总书记强调，当前中国社会的主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分发展之间的矛盾。优质环境作为人民美好生活的重要方面，是坚持以人民为中心发展思想的关键抓手。毋庸置疑，当前中国正面临严重的环境污染问题。根据环保部发布的《2016 中国环境状况公报》，全国 338 个地级及以上城市中，多达 254 个城市环境空气质量超标，占 75.1%。全国 6124 个地下水水质监测点中，水质为较差级及以下的监测点占比高达 60.1%。严重的环境污染亟须有效治理。通过考察地方政府环境治理政策演进的内在机制，不断优化环境治理政策的设计，对于实现生态环境根本好转，消除社会主要矛盾，具有非常重要的理

<sup>\*</sup> 基金项目：国家社会科学基金重大项目“我国经济增长潜力和动力研究”（14ZDA023）。作者感谢匿名审稿人和编辑部提出的宝贵意见，当然文责自负。

论意义和现实价值。

中国环境治理低效的现象由来已久,地方官员围绕 GDP 增长展开的晋升锦标赛往往被视为诱发这一现象的关键因素(周黎安,2007)。2003 年以后,中央政府提出“科学发展观”,强调可持续发展。相应地,在官员晋升考核中逐渐增加环境指标的权重(冉冉,2013)。在 2005 年颁布的“十一五”规划中,更是对环境治理不达标的地方官员实施“一票否决”制(Kahn 等,2015)。但是,环境治理效果能否影响地方官员的晋升,在现有文献中仍未达成共识。一些学者认为约束性的环境指标已经成为决定地方干部晋升与否的重要标准(Heberer 和 Senz,2011;Landry,2008)。Zheng 等(2014)和孙伟增等(2014)甚至提供了环境改善显著提升市长晋升概率的经验证据。另一些学者则认为,环境指标仍然不是影响官员晋升激励的重要因素。市级官员加大环境治理投资,并不会显著提升自身的晋升概率(Wu 等,2013)。

尽管中央政府逐渐加大环境指标的考核力度,但 GDP 增长仍然是官员晋升考核最为重要的指标。并且,不同于 GDP 增长对官员晋升的正面激励效应,当前中央政府的环境考核往往以“惩罚”形式出现。只有辖区环境出现重大污染事件,地方官员才会受到严厉问责,“一票否决”才真正有效。当辖区环境污染保持在可控区间时,环境考核对地方官员的约束较小。对于理性的地方官员而言,其环境治理行为取决于晋升收益与惩罚成本之间的权衡。晋升收益因人而异,因此具有不同晋升激励的地方官员在环境治理上会付诸不同程度的努力。给定潜在的惩罚成本,对于晋升激励强的地方官员而言,忽视环境治理带来的晋升收益大于潜在的惩罚成本,因而会消极对待辖区环境治理。只要能够避免辖区出现重大环境污染事件,着力推动经济高速增长仍然是这些地方官员赢得晋升锦标赛的占优选择。相比之下,对于晋升激励弱的地方官员而言,忽视环境治理带来的晋升收益很小,因而更加重视环境治理不力可能带来的惩罚成本。为了在退休或者退居二线时仍然保持较好的名声,并继续享受优渥的物质待遇,这类官员往往会着力加大辖区环境治理力度。因此,本文想检验的核心问题是:当面临晋升收益和惩罚成本的权衡时,具有不同晋升激励的地方官员会表现出怎样不同的环境治理行为。

具体地,本文以水污染治理领域的一项地方性环境政策——河长制为研究对象,从地方官员激励的视角考察河长制在各地区渐进性演变的内在机制。首先构建一个简单的理论模型,结合中国官员选拔的标准,以年龄刻画地方官员的晋升激励,提出研究假设。其次,通过匹配手工整理的河长制演进数据、地级市官员年龄数据以及国控监测点水污染数据,对研究假设进行实证检验。研究发现:年长的地方官员更加倾向于推行河长制。其内在逻辑在于,地方官员的年龄越大,晋升激励越小,环境污染带来的边际收益越低,同时因环境事故遭受处分的惩罚成本越大,因而在晋升收益与惩罚成本的权衡中更加重视后者。上述关系仅适用于市长,并不适用于市委书记。并且,在初始污染水平严重的地区,官员年龄与河长制推行概率之间的关系更为明显,但是二者之间的关系并未受到行政边界因素的影响。

与本文最为相关的一篇文献是 Jia(2017),同样讨论官员晋升激励对辖区环境治理决策的影响。但是,本文与 Jia(2017)存在两点根本不同。一是本文讨论的地方官员晋升激励来源于内部,与官员的自身年龄相关,而 Jia(2017)研究的官员晋升激励来源于外部,取决于地方官员是否与中央委员具有密切关系。二是 Jia(2017)通过考察官员晋升激励与辖区环境污染的关系,间接说明官员晋升激励如何影响地方政府在环境治理与经济增长之间的权衡,而本文直接考察了官员晋升激励对地方政府环境治理决策的影响。

本文的研究贡献是:(1)以政绩考核和官员晋升为切入点讨论地方政府环境治理决策的内在

机制,并且基于地方官员晋升激励异质性的角度解释地方政府环境治理行为存在差异的客观事实,拓宽地方政府环境治理决策的研究视角。(2)以是否自主推行河长制刻画地方政府的环境治理力度,一方面弥补了现有研究偏重于考察中央政府自上而下式环境政策的不足,另一方面能够更为纯粹地刻画地方政府的环境治理行为,使得地方政府环境治理力度无论从时间还是从截面维度上都更具可比性。(3)目前关于河长制的研究大多停留于定性分析。沈坤荣、金刚(2018)虽然定量评估了河长制的污染治理效应,但是并未探究这一政策演进的内在机制。河长制作为近年来一项重要的水污染治理政策,是地方环境自主治理的积极信号。深入分析河长制政策的内在机制,可能为破解长期以来地方环境治理的难题提供崭新思路。

## 二、理论分析与研究假说

为了避免“政治公地悲剧”,推动地方政府扮演“协助之手”而非“掠夺之手”,中国地方政府的行政权力往往集中于少数领导(周黎安,2007)。这决定了地方政府的施政方向,在很大程度上取决于地方政府领导的自身偏好(耿曙等,2016)。因此,深入探究中国地方政府的环境治理决策,需要从地方主要官员的个体效用入手。这部分将通过简单的理论模型来分析在中央政府对恶性污染事件进行严厉问责的背景下,地方官员的晋升激励如何影响地方政府的环境治理政策。

对于地方政府而言,环境治理决策选择  $c \in \{0, 1\}$ 。定义  $c = 0$  表示地方政府推行河长制政策,而  $c = 1$  表示地方政府不推行河长制政策。在样本期内,中国经济增长仍然依赖于投资驱动,体现为粗放型经济发展模式,因此在短期内,是否推行河长制政策会对辖区经济增长速度产生显著影响。令辖区经济增长速度  $g = g_0 + c\delta$ 。其中  $g_0$  表示初始经济增长速度,  $\delta > 0$  表示当不推行河长制时,经济增长速度会更快。

本文假定每个地方官员的目标是最大化其效用,而效用取决于促进经济增长带来的晋升收益和忽视环境治理带来的惩罚成本。研究表明,辖区经济增长的相对绩效是官员晋升的关键因素(Li 和 Zhou, 2005; Xu, 2011; 周黎安, 2004),因此当地方官员的晋升激励较强时,牺牲环境带来的边际晋升收益较大,地方官员倾向于促进经济增长而忽视环境治理(黄滢等, 2016; Jia, 2017)。而当地方官员的晋升激励较弱时,牺牲环境带来的边际晋升收益较小,在中央政府对恶性污染事件进行严厉问责的情况下,地方官员往往求稳怕乱,倾向于加强辖区环境治理。

首先,讨论地方官员的晋升收益。改革开放以来,知识化、专业化、年轻化以及革命化是中国地方官员选拔的重要参考标准。《中共中央关于建立老干部退休制度的决定》(中发[1982]13号)废除了领导干部职务终身制,明确指出官员在 65 岁以后不得继续任职。这决定了,年龄成为影响地方官员仕途晋升的关键因素(Li 和 Zhou, 2005; 林挺进, 2007; 张军、高远, 2007)。相对而言,年轻的官员有更好的仕途前景,晋升激励更大(刘冲等, 2017; 王贤彬等, 2009; 徐现祥、王贤彬, 2010)。因此,晋升收益与地方官员的年龄呈反比。与此同时,地方官员能否得到晋升还取决于辖区的经济增长速度,晋升收益与辖区经济增速存在正向关系(Li 和 Zhou, 2005)。参考 Bai 和 Kung (2014),设定地方官员晋升收益的数学表达式如下:

$$\pi = \alpha + \ln \frac{g}{g + a} \quad (1)$$

其中,  $g$  表示辖区经济增长速度,  $a$  表示地方主要官员的年龄。通过对式(1)求一阶导可得,

$\partial \pi / \partial g > 0, \partial \pi / \partial a < 0$ 。

其次,讨论地方官员的惩罚成本。进入 21 世纪以来,中央政府逐渐加强地方官员的环境指标考核。尽管环境指标在官员晋升考核体系中是否占据重要地位仍然存在争议,但有目共睹的是,中央政府往往对辖区出现重大环境事件的地方官员进行严厉问责。因此,重大环境事件发生的概率会显著影响地方官员面临的惩罚成本。令重大环境事件爆发的概率为  $p$ ,当环境重大事件爆发后,地方官员的惩罚成本为  $\kappa_0 + \kappa_1 a$ ,与地方官员的年龄相关,且  $\kappa_1$  为一个无穷大的正数。相比之下,未爆发重大环境事件,地方官员的惩罚成本仅为  $\kappa_0$ 。这样设定的逻辑在于,一旦因辖区重大环境事件受到惩罚(如停职审查),地方官员多年来的积累将付诸东流。年龄越大,拥有得越多,损失得也越多。并且,中国地方官员处于一个非常封闭的内部劳动力市场,一旦被罢免或开除,地方官员在仕途内外将面临巨大的落差(周黎安,2007)。因此,对于地方官员而言,一旦因恶性环境事件受到惩罚,所承担的成本是极大的。

进一步,辖区是否会爆发恶性环境事件,既与辖区是否推行河长制政策相关,也与辖区初始污染水平相关。因此,令恶性环境事件爆发的概率为  $p = p_0 + c\theta$ ,其中  $\theta > 0$  表示辖区的初始污染水平。

当地方官员在决策是否推行河长制时,其目标在于最大化自身的总效用,数学表达式如下:

$$\max V(c) = \alpha + \ln \frac{g_0 + c\delta}{g_0 + c\delta + a} - [(p_0 + c\theta)(\kappa_0 + \kappa_1 a) + (1 - p_0 - c\theta)\kappa_0] \quad (2)$$

对于地方官员而言,是否推行河长制,取决于  $V(c=0)$  和  $V(c=1)$  的差异。如果  $\Delta V = V(c=0) - V(c=1) > 0$ ,地方官员会推行河长制,否则便不推行。令是否推行河长制的效用差异为  $Y^* = \Delta V$ ,数学表达式如下:

$$Y^* = \Delta V = \ln \frac{g_0}{g_0 + a} - \ln \frac{g_0 + \delta}{g_0 + \delta + a} + \theta \kappa_1 a \quad (3)$$

事实上,是否推行河长制的效用差异无法被直接观察。能够被观察到的是,地方政府是否推行了河长制,即:

$$Y = \begin{cases} 1 & Y^* > 0 \\ 0 & Y^* \leq 0 \end{cases} \quad (4)$$

本文关注的是,随着地方官员年龄的变化,推行河长制与不推行河长制相比,地方官员的效用差异如何变化。因此,我们将式(3)对  $a$  求一阶导,得到:

$$\frac{\partial Y^*}{\partial a} = \frac{1}{g_0 + \delta + a} - \frac{1}{g_0 + a} + \theta \kappa_1 \quad (5)$$

其中,虽然  $\frac{1}{g_0 + \delta + a} - \frac{1}{g_0 + a} < 0$ ,但由于  $\kappa_1$  是一个无穷大的正数,且  $\delta$  并非无穷小的正数,可以判断  $\frac{\partial Y^*}{\partial a} > 0$ 。这意味着,地方官员的年龄越大,推行河长制与不推行河长制相比,其得到的效用差异越大,地方官员越倾向于推行河长制。因此,提出假说 1。

假说 1:地方官员的年龄越大,其所在的地方政府越可能推行河长制,即地方官员年龄与辖区

河长制推行概率呈正向关系。

在中国地方官员体系中,不同官员的职能分工存在差异。以地级市层面为例,市委书记主要负责人事工作,并负责大局性的决策,体现“党管干部”的特征。市长主要负责具体经济社会政策的制定和实施(陈艳艳、罗党论,2012;孙伟增等,2014)。正因为此,当上级组织部门进行官员考核时,辖区经济增长更多归因于市长的个人贡献。相比之下,在针对市委书记考核中,经济绩效的权重较低(姚洋、张牧扬,2013)。因此,市委书记即使与市长面临相同的晋升激励,相对而言也不太会关注辖区经济增长带来的晋升收益。不仅如此,从惩罚成本来看,当辖区出现重大环境事件后,上级政府多是惩罚行政官员,党委书记往往能置身事外(Kahn等,2015)。因此,提出假说2。

假说2:地方官员年龄与辖区河长制推行概率的关系仅适用于市长,与市委书记无关。

根据式(5),对 $\theta$ 求一阶导可以得到 $\frac{\partial Y^*}{\partial a \partial \theta} = \kappa_1 > 0$ 。这表明地方官员年龄与辖区河长制推行概率之间的关系取决于辖区初始污染水平。辖区初始污染水平越高,地方官员年龄与河长制推行概率之间的关系越强,即相同年龄的地方官员此时更可能推行河长制政策。因此,提出假说3。

假说3:辖区初始污染水平越高,地方官员年龄与河长制推行概率的关系更加明显。

在治理水污染时,普遍存在于世界各国的治理难题是地方政府以邻为壑的跨界污染行为。由于水污染具有区域流动特征,地方政府往往在行政边界附近降低环境规制程度,吸引污染企业在行政边界处集聚。这样既享受边界附近的企业为本辖区带来的GDP增长,又避免完全承担企业排放的水污染,降低污染治理成本(Cai等,2016;Duvivier和Xiong,2013;Sandler,2006)。跨界污染行为之所以产生,不仅由于水污染本身的区域流动性,更与跨界污染的问责主体不明有关。在水污染治理领域,涉水部门十分繁杂,牵扯众多职能部门,因而面临问责时各自推诿扯皮,难以形成真正有效的惩处。与过去水污染治理政策不同,河长制作为近年来地方政府环境治理政策的重要创新,将辖区污染治理的主体责任落实到地方核心官员,将污染外部性内部化,大大压缩了跨界污染的空间(沈坤荣、金刚,2018)。因此,提出假说4。

假说4:地方官员年龄与河长制推行概率的关系并不受到行政边界因素的影响。

### 三、实证模型、变量与数据说明

#### (一)模型设定

参考已有研究的做法(熊瑞祥、李辉文,2016;臧成伟,2017),采用如下的线性概率模型对上述研究假说进行检验:

$$Hezhangzhi_{it} = \alpha Age_{it} + X' \gamma + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, $Hezhangzhi_{it}$ 表示国控监测点*i*所在城市年份*t*是否推行河长制政策,当河长制被推行,该变量取值为1,否则取值为0。 $Age_{it}$ 表示地方官员的年龄, $X$ 表示控制变量集合。 $\eta_i$ 是地区固定效应, $\lambda_t$ 是时间固定效应, $\varepsilon_{it}$ 是误差项。

为检验官员年龄与河长制推行概率的关系是否受到辖区初始污染水平和行政边界因素的影响,在式(6)的基础上,设定模型如下:

$$Hezhangzhi_{it} = \alpha Age_{it} + \beta Age_{it} \times Pollution_i + \rho Age_{it} \times Boundary_i + X' \gamma + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中,  $Pollution_i$  表示监测点  $i$  的初始污染水平,  $Boundary_i$  表示监测点  $i$  是否位于或靠近省际行政边界, 其他变量的含义同式(6)。

## (二) 变量与数据

### 1. 被解释变量

河长制是否推行 (*Hezhangzhi*)。2016 年底, 中办和国办联合印发《关于全面推行河长制的意见》, 要求全国在 2018 年底前全面推行河长制。在此之前, 是否推行河长制政策完全是地方政府的自主性行为。因此是否推行河长制政策, 更为纯粹地反映了地方政府的环境治理力度差异。<sup>①</sup> 本文手工整理了各地渐进性推行河长制的年份信息。首先通过百度和北大法宝检索各地区官方文件, 得到各地推行河长制的年份。<sup>②</sup> 同时, 为了确保手工整理数据的准确度, 本文进一步通过中国知网检索关键字为“河长制”或“河长”的新闻报道, 根据这些材料再次整理各地区推行河长制的情况, 并与之前的结果进行比对。

### 2. 核心解释变量

核心解释变量包括三个。一是市长年龄 ( $M\_age$ ) 与市委书记年龄 ( $S\_age$ )。根据陈硕(2016)提供的地方官员出生日期计算得到。二是辖区初始污染水平。在研究中国环境问题时, 污染数据质量问题尤其值得关切 (Ghanem 和 Zhang, 2014)。地方年鉴中的污染排放数据可能难以准确反映辖区真实的污染水平, 为此, 采用国控断面监测点报告的水污染数据进行分析。<sup>③</sup> 在基准回归中, 采用化学需氧量 ( $Cod$ ) 衡量水污染, 并采用氨氮 ( $Nh$ ) 和汞 (*Mercury*) 作为水污染指标进行稳健性检验。三是边界变量。采用虚拟变量 ( $Boundary1$ ) 来表示监测点是否位于省际行政边界, 如果位于省际行政边界, 该变量取值为 1, 反之为 0。数据来自《中国环境年鉴》。并且, 采用监测点与最近省际行政边界的距离 ( $Boundary2$ ) 进行稳健性检验。监测点与最近省际行政边界的距离根据各监测点的经纬度坐标和中国省级行政区域地图计算得到, 其中省级行政地图来源于国家基础地理信息系统 1:400 万地形数据库。

### 3. 控制变量

参照相关文献 (沈国兵、张鑫, 2015; 于文超等, 2014), 加入如下控制变量。(1) 经济发展水平 ( $Gdp$ ), 定义为辖区人均 GDP 的自然对数。(2) 产业结构 ( $Struc$ ), 定义为第二产业占辖区生产总值的比重。(3) 对外开放程度 ( $Open$ ), 定义为城市实际利用外商直接投资占辖区生产总值的比重。(4) 财政自主度 ( $Fiscal$ ), 定义为城市本级预算内财政收入占本级预算内财政总支出的比重。(5) 人口密度 ( $Density$ ), 定义为单位行政面积年末总人口的自然对数。(6) 城镇登记失业率 ( $Unemp$ ), 定义为城镇登记失业人员占总人数的比重。(7) 职工平均工资 ( $Wage$ ), 定义为平均工资的自然对数。上述变量的数据均来自历年《中国城市统计年鉴》。

研究样本是 2004—2010 年 497 个国控断面监测点, 其中水污染数据是国控断面监测点层面的数据, 河长制是否推行、官员年龄以及控制变量的数据是监测点所在地级市的数据。为消除通胀影响, 价格型指标均采用城市层面 GDP 指数调整为 2004 年不变价, GDP 指数来源于历年《中国区域经济统计年鉴》和《中国统计年鉴》。实际利用外商直接投资经汇率调整为以人民币计价, 汇率数据来自国家统计局网站。<sup>④</sup>

① 限于篇幅, 河长制政策的制度背景等内容并未在正文中介绍, 留存备案。

② 例如, 根据《昆明市河道管理条例(征求意见稿)》确定昆明市在 2008 年推行河长制。

③ 国控监测点分布在全国主要的水系上, 包括长江、黄河、珠江、松花江、淮河、海河、辽河、西北诸河、西南诸河以及浙闽区河流。地方政府操纵国控断面监测点水污染数据的可能性很小, 因此, 数据质量不会对本文结论造成干扰。

④ 由于篇幅限制, 主要变量的统计性描述结果在正文中未列出, 留存备案。

四、实证结果及分析

(一)基准回归

表 1 报告了基准回归的结果。列(1)直接对河长制推行概率与市长年龄的关系进行检验。市长年龄的估计系数为 0.006,且在 1% 的水平下显著,说明市长年龄越大,辖区推行河长制的概率越高。列(2)进一步加入控制变量,发现市长年龄的估计系数仍然显著为正。这一结果表明,市长年龄与河长制推行概率之间存在正向相关关系,验证了研究假说 1。

列(3)和列(4)对河长制推行概率与市委书记年龄的关系进行检验。发现无论是否控制地区特征变量,市委书记年龄的估计系数均未通过至少 10% 水平的显著性检验。由此可见,市委书记年龄并不会显著影响辖区是否推行河长制的决策。这一结果验证了研究假说 2,与中国地方官员职能分工的现实特征紧密吻合。

由于市委书记年龄与河长制推行概率之间不存在显著的关系,下文的分析均以市长为研究对象。列(5)加入了市长年龄与初始污染水平的交叉项,发现交叉项的估计系数在 5% 的水平下显著为正,说明辖区初始污染水平显著强化了市长年龄与河长制推行概率之间的正向关系。换言之,当辖区面临严重的初始水污染时,对于年轻的市长而言,即使污染的边际晋升收益较高,也不得不顾忌可能爆发的环境污染事件以及随之而来的严厉惩罚,从而倾向于推行河长制政策。这一结果验证了研究假说 3。

列(6)加入了市长年龄与是否位于省际行政边界虚拟变量的交叉项,发现交叉项的估计系数并未通过至少 10% 水平的显著性检验,说明是否位于省际行政边界并未显著影响市长年龄与河长制推行概率之间的关系。由此可见,地方政府在自主推行河长制的进程中并未表现出以邻为壑的损人利己行为。这一结果验证了研究假说 4,也与沈坤荣、金刚(2018)的结论类似。列(7)同时加入上述两个交叉项,结果显示上文的结论依然成立。

表 1 基准回归结果

被解释变量: <i>Hezhangzhi</i> = 1/0	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>M_age</i>	0.006 *** (0.001)	0.005 *** (0.001)			0.003 ** (0.002)	0.005 *** (0.002)	0.004 ** (0.002)
<i>S_age</i>			- 0.001 (0.002)	- 0.002 (0.002)			
<i>M_age</i> × <i>Cod</i>					1.45e - 4 ** (0.64e - 4)		1.62e - 4 ** (0.67e - 4)
<i>M_age</i> × <i>Boundary</i> 1						- 0.002 (0.003)	- 0.003 (0.003)
控制变量	否	是	否	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
样本量	2986	2840	2886	2791	2798	2840	2798
R-squared	0.459	0.493	0.453	0.482	0.488	0.493	0.488

注:括号内为异方差稳健标准误;\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平下显著。下同。



## (二)内生性讨论

在本文样本期间,是否推行河长制由地方政府自主决策,因此,是否推行河长制不太可能决定官员的流动,从而影响在任官员的年龄。故反向因果导致的内生性偏误较小。但是,仍然可能存在遗漏变量带来的内生性问题。

一个重要的遗漏变量是地市级官员与中央官员的关系。一方面,地市级官员的年龄越大,阅历越广,越可能与中央官员建立密切的关系,即地市级官员年龄与中央官员的关系可能存在正相关。另一方面,地市级官员与中央官员的关系也会影响其在经济增长与环境治理之间权衡时的偏向,对是否推行河长制产生干扰。具体而言,有关系的地方官员相对不太可能受到惩罚,晋升的概率也更大,因此为获得更好的绩效表现,倾向于促进经济增长而忽视环境治理,即推行河长制的概率可能与两者的关系呈现负相关。因此,即使未控制地市级官员与中央官员的关系,也只会偏低估计官员年龄对河长制推行概率的影响。进一步控制地市级官员与中央官员的关系,只会使得本文发现的官员年龄与河长制推行概率的正向关系更强。

另一个重要的遗漏变量是地市级官员的从政经历。一方面,官员年龄与从政经历紧密相关;另一方面,官员的从政经历也可能会影响其在经济增长与环境治理之间的权衡。由于无法明确判断遗漏这一变量是否偏低估计了官员年龄与河长制推行概率之间的正向关系,本文进一步收集相关数据进行检验。具体地,构建两个指标刻画地级市市长的从政经历:一是是否在团委工作过,如果在团委工作过,则该变量取值为 1,否则为 0;二是是否担任过秘书长、副秘书长、办公室主任或者办公室主任助理等职务,如果担任过,则该变量取值为 1,否则为 0。相关数据来自陈硕(2016)。本文进一步控制这两个指标,发现上文的结论依然成立。限于篇幅,回归结果未列示,但留存备索。

## (三)稳健性检验

本文进一步展开如下稳健性检验。第一,剔除少数民族地区的样本。在少数民族地区,地方官员的首要任务可能并非促进经济增长,而是维护社会稳定(Lü 和 Landry,2014)。为了预防环境污染引发群体性事件,这些地区更可能推行环境污染治理政策。为了避免受到这一因素干扰,进一步剔除西藏、新疆以及宁夏三个地区的样本进行回归。结果见表 2 列(1),可以发现,上述结论仍然成立。第二,使用连续变量刻画边界效应。采用监测点与最近省界的距离(*Boundary2*)替换 0-1 型变量(*Boundary1*)进行回归。结果见表 2 列(2),可以发现结果与基准回归一致。第三,使用其他初始污染水平变量。采用氨氮(*Nh*)和汞(*Mercury*)作为水污染指标进行回归,结果分别见表 2 列(3)和列(4),结果仍与基准回归一致。第四,采用 Logit 和 Probit 模型进行检验,结果见表 2 列(5)和列(6)。可以发现,交叉项的估计结果仍与基准回归一致。虽然市长年龄的估计系数并不显著,与基准回归不同,但是在非线性回归中大量样本被丢失的情况下,市长年龄的系数仍然为正,表明本文基准结果很大程度上值得信赖。

表 2 稳健性检验结果

被解释变量: <i>Hezhangzhi</i> = 1/0	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>M_age</i>	0.003 * (0.002)	0.003 * (0.002)	0.004 ** (0.002)	0.004 ** (0.002)	0.023 (0.037)	0.012 (0.020)
<i>M_age</i> × <i>Cod</i>	1.66e - 4 ** (0.67e - 4)	1.46e - 4 ** (0.65e - 4)			0.004 ** (0.001)	0.002 ** (0.001)



续表 2

被解释变量： <i>Hezhangzhi</i> = 1/0	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>M_age</i> × <i>Boundary1</i>	− 0. 003 (0. 003)		− 0. 002 (0. 003)	− 0. 001 (0. 003)	− 0. 047 (0. 062)	− 0. 029 (0. 033)
<i>M_age</i> × <i>Boundary2</i>		1. 44e − 6 (0. 25e − 4)				
<i>M_age</i> × <i>Nh</i>			4. 18e − 4 ** (0. 20e − 3)			
<i>M_age</i> × <i>Mercury</i>				0. 014 ** (0. 007)		
<i>Boundary1</i>					2. 055 (3. 191)	1. 341 (1. 678)
<i>Cod</i>					− 0. 182 ** (0. 077)	− 0. 095 ** (0. 039)
控制变量	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	2761	2798	2798	2798	1174	1174
( Pseudo ) R-squared	0. 489	0. 488	0. 488	0. 487	0. 429	0. 414

注:第(1)~(4)列是 OLS 回归,第(5)和(6)列分别为 Logit 和 Probit 回归;第(5)和(6)列控制省份固定效应,其余列控制监测点固定效应。

(四)排除可能的竞争性解释

官员年龄也可能通过晋升激励之外的其他机制影响地方政府的环境治理决策,这对本文的结论构成挑战。一个可能的竞争性解释是,官员年龄越大,阅历越广,与上级官员的关系可能越紧密,从而越能够从上级政府得到有利于辖区经济增长的资源。相应地,地方官员为了推动辖区经济增长参与地区间生产要素竞争的激励越小,从而相对越可能推行河长制政策。

为了排除这一解释,本文参照 Jia(2017)的思路,检验官员年龄与辖区所获中央政府转移资源是否呈现正向关系。具体地,采用两个变量刻画地方政府从中央政府获得的资源:一是中央政府对地方政府转移支付的自然对数(*Transfer*),数据来源于历年《中国财政年鉴》;二是地级市当年是否获批经济特区的虚拟变量(*Sez*)。经济特区包括经济开发区、工业开发区、出口加工区、自由贸易区、共同自贸区、国家旅游度假区、边境经济合作区以及沿海经济开发区等,数据来自 Wang(2013)。

表 3 报告了相关的估计结果。可以发现,市长年龄的估计系数均不显著为正。因此,官员年龄通过影响辖区获得的上级政府资源,进而影响地方政府环境治理决策的竞争性解释并不成立。

表 3
 可能的竞争性解释结果

	Transfer			Sez				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>M_age</i>	-0.897e-3 (0.641e-3)	-0.638e-3 (0.589e-3)	-0.002*** (0.001)	0.003 (0.005)	0.001 (0.005)	-0.008 (0.007)	-0.059* (0.028)	-0.035* (0.020)
<i>M_age</i> × <i>Cod</i>			0.392e-4 (0.272e-4)			0.187e-3 (0.203e-3)	0.003* (0.002)	0.002* (0.001)
<i>M_age</i> × <i>Boundary1</i>			0.004*** (0.001)			0.020* (0.011)	0.031 (0.054)	0.018** (0.030)
<i>Boundary1</i>							-0.963 (2.747)	-0.590 (1.549)
<i>Cod</i>							-0.140 (0.090)	-0.077 (0.049)
控制变量	否	是	是	否	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	2986	2840	2798	1273	1217	1206	1203	1203
(Pseudo) R-squared	0.973	0.978	0.978	0.670	0.689	0.689	0.572	0.569

注:第(1)~(6)列是 OLS 回归,第(7)和(8)列分别为 Logit 和 Probit 回归;第(7)和(8)列控制了省份固定效应,其余列控制监测点固定效应。

五、进一步分析

(一)官员年龄的区间差异效应

前文仅考察了官员年龄影响地方政府环境治理决策的平均效应,为了进一步研究官员年龄的区间差异效应,本文按照市长年龄的四分位数分成子样本进行回归。表 4 列(1)显示,当市长年龄小于 47 岁时,市长年龄的系数在 10% 的水平下不显著,说明当市长年龄小于 47 岁时,随着市长年龄的增加,晋升激励并未明显减弱,因而污染的边际回报也未明显降低,故地方官员缺乏推行河长制的足够激励。表 4 列(2)显示,当市长年龄介于 47 岁与 51 岁之间时,市长年龄的系数显著为正,表明当市长年龄介于 47 岁与 51 岁之间时,随着年龄的增长,晋升激励逐渐减弱,污染的边际收益不断降低,地方官员在经济增长与环境治理的权衡中逐渐倾向环境治理,以避免可能发生的污染事件引致上级乃至中央政府的问责,使得前期积累的资本“功亏一篑”。

表 4 列(3)显示,当市长年龄介于 51 岁和 54 岁时,市长年龄的估计系数显著为负,似乎与基准结果相悖。但是,这一结果却不乏道理:在中国现有的官员选拔制度下,如果在年龄门槛来临之前官员未能得到升迁,则其获得升迁的概率会大大降低。研究表明,地市级官员晋升的年龄门槛约为 54 岁(纪志宏等,2014;刘冲等,2017)。因此,当地方官员预期到 54 岁以后晋升激励将大大降低,在接近 54 岁时,这些地方官员可能甘愿冒着突发环境事件带来的惩罚风险,过多偏向于推动经济增长而忽视环境治理,从而在职业生涯的实际末期进行奋力冲刺,以最大化自身的晋升概率。表 4 列(4)显示,当市长年龄大于 54 岁时,市长年龄的系数显著为正,与基准结果相一致。

表 4 基于不同年龄段的分样本回归

被解释变量 : <i>Hezhangzhi</i> = 1/0	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>M_age</i> < 47	47 < <i>M_age</i> < 51	51 < <i>M_age</i> < 54	<i>M_age</i> > 54
<i>M_age</i>	0. 005 (0. 014)	0. 033 *** (0. 011)	- 0. 040 *** (0. 012)	0. 010 ** (0. 005)
控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
样本量	528	812	737	763
R-squared	0. 659	0. 726	0. 819	0. 806

(二)官员任期对河长制推行概率的影响

在已有文献中,作为影响官员晋升激励的个体体征,官员任期相比官员年龄获得了更多的关注 (Lorentzen 等,2010;王贤彬、徐现祥,2008;王贤彬等,2009;张军、高远,2007)。那么,官员任期是否会引起类似的晋升激励变化,表现出官员任期与河长制推行概率之间的正向关系?为回答这一问题,将官员年龄替换为官员任期进行回归,结果见表 5。其中,列(1)~(3)报告了市长任期(*M\_tenure*)的回归结果,列(4)~(6)报告了市委书记任期(*S\_tenure*)的回归结果。研究发现,市长与市委书记任期均未对河长制推行概率产生显著的影响。究其原因可能在于官员任期对其环境治理决策存在两种截然不同的效应。一方面,为了避免“前人栽树,后人乘凉”,随着官员任期的增加,地方官员推动经济增长的激励逐渐减弱。相应地,更有可能推行河长制政策。另一方面,随着官员任期的增加,地方官员越来越可能与辖区污染企业建立牢固的合谋关系 (Gao 和 Liang,2016;梁平汉、高楠,2014)。由于合谋收益逐渐超过潜在惩罚成本,地方官员倾向于不推行河长制,以纵容辖区企业的排污行为。

表 5 官员任期对河长制推行概率的影响

被解释变量: <i>Hezhangzhi</i> = 1/0	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>M_tenure</i>	0. 004 (0. 003)	0. 002 (0. 003)	0. 001 (0. 004)			
<i>M_tenure</i> × <i>Cod</i>			- 0. 346e - 4 (0. 238e - 3)			
<i>M_tenure</i> × <i>Boundary</i> 1			0. 005 (0. 007)			
<i>S_tenure</i>				- 0. 001 (0. 003)	- 0. 002 (0. 003)	- 0. 004 (0. 004)
<i>S_tenure</i> × <i>Cod</i>						0. 458e - 4 (0. 215e - 3)
<i>S_tenure</i> × <i>Boundary</i> 1						0. 008 (0. 008)
控制变量	否	是	是	否	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是

续表 5

被解释变量： <i>Hezhangzhi</i> = 1/0	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	2753	2664	2625	2752	2663	2624
R-squared	0.459	0.499	0.493	0.459	0.499	0.493

(三)初始污染水平的非线性调节效应

前文在讨论初始污染水平对官员年龄与河长制推行概率关系的影响时,假设这一影响是线性关系。但是,随着初始污染水平的增加,污染事件爆发概率以及潜在惩罚成本可能呈现非线性增长趋势。可以预期,当初始污染水平较高时,官员年龄与河长制推行概率的关系尤为强烈。而当初始污染水平较低时,即使污染水平逐渐提升,官员年龄与河长制推行概率的关系可能也并不明显。

为了对此进行验证,将全部样本按照化学需氧量(*Cod*)的四分位数分成子样本,分别进行回归。结果见表 6,可以发现,仅当化学需氧量大于上四分位数时,市长年龄与初始污染水平交叉项的系数才在至少 10% 水平下显著为正。这说明只有当初始污染处于最高水平时,官员年龄与河长制推行概率的关系才明显受到辖区初始污染水平的影响。这一结果与上文的预期相符,也进一步验证了官员年龄与河长制推行概率之间的正向关系,根植于官员晋升收益与潜在惩罚成本之间的权衡。

表 6 基于不同初始污染水平的分样本回归

被解释变量: <i>Hezhangzhi</i> = 1/0	(1)	(2)	(3)	(4)
	0 < <i>Cod</i> < p25	p25 < <i>Cod</i> < p50	p50 < <i>Cod</i> < p75	p75 < <i>Cod</i> < p100
<i>M_age</i>	-0.002 (0.005)	0.017 (0.027)	0.002 (0.017)	-0.001 (0.004)
<i>M_age</i> × <i>Cod</i>	0.001 (0.003)	-0.002 (0.009)	0.494e-3 (0.003)	0.286e-3*** (0.825e-4)
<i>M_age</i> × <i>Boundary</i> 1	0.009** (0.005)	-0.002 (0.007)	-0.011* (0.006)	-0.012** (0.005)
控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
样本量	605	699	755	739
R-squared	0.405	0.529	0.467	0.588

(四)不同地区的差异

进一步将全部样本分为东、中及西部三个子样本,分别进行回归。回归结果见表 7,可以发现,基于东部地区样本的实证结果与基准结果一致,表明在本文的样本期间,东部地区的地方官员仍然面临经济增长与环境治理的取舍,产业结构升级与经济增长模式转型仍然存在深入拓展的空间。然而,基于中部和西部地区样本的实证结果与基准结果并不一致。市长年龄的系数均为负,且未通过显著性

检验。这一结果可能源于中西部地区较小的治污压力,尤其是西部地区,较低的污染水平并不足以促使地方官员为避免潜在的环境事件而偏向环境治理。

被解释变量: <i>Hezhangzhi</i> = 1/0	(1)	(2)	(3)
	东部	中部	西部
<i>M_age</i>	0.009 *** (0.003)	- 0.001 (0.002)	- 0.003 (0.004)
<i>M_age</i> × <i>Cod</i>	0.172e - 3 ** (0.860e - 4)	- 0.206e - 3 ** (0.980e - 4)	0.430e - 3 (0.315e - 3)
<i>M_age</i> × <i>Boundary1</i>	- 0.007 (0.005)	0.006 (0.004)	- 0.006 (0.007)
控制变量	是	是	是
地区固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
样本量	1083	1153	562
R-squared	0.595	0.481	0.497

六、结论与启示

现有研究普遍认为,中国地方政府消极执行中央政府制定的环境政策,是污染治理低效的重要根源。但事实上,秉持这一观点,强调地方政府在环境治理中的“不作为”,既与现实中不少地方政府积极执行环境政策的努力相悖,又无益于从地方政府的环境治理实践中挖掘出行之有效的政策经验,为丰富环境治理工具提供可靠的启示。作为近年来一项重要的水污染治理政策,河长制经历了由地方实践自下而上为国家行动的过程,是自主推行的地方性环境政策的典型案例。这一政策背后的官员激励机制值得学术界进行深入探讨。

本文基于 2004—2010 年河长制演进数据,识别官员年龄与辖区是否推行河长制的关系。研究发现:官员年龄越大,晋升的激励越小,污染的边际收益越低。为了避免恶性环境事件带来的巨大惩罚成本,年长的地方官员倾向于推行河长制政策。并且,官员年龄与河长制推行概率之间的正向关系仅适用于市长,而不适用于市委书记。在初始污染水平高的地区,官员年龄与河长制推行概率的正向关系更为强烈,但是这一关系不受辖区与省际行政边界距离的影响。本文研究结论对于实现生态环境根本好转具有重要的政策含义。

第一,中央政府要进一步增加地方官员绩效考核中环境指标的权重,深入践行习近平总书记提出的“绿水青山就是金山银山”的新时代发展理念。一方面,对于辖区爆发环境事件的地方官员实行严惩重罚,同时推动环境考核向常态化、制度化以及系统化转变,纠正地方官员尤其是年轻官员的 GDP 崇拜行为;另一方面,进一步落实环境保护党政同责,形成党委与政府共同治理环境污染的局面。

第二,进一步调整 and 改革地方官员治理体系。一方面,坚持干部选拔“革命化、年轻化、知识化、专业化”的标准,同时杜绝年轻官员的短视行为和自利倾向,避免面临年龄晋升门槛的官员出现“大干快上”的急切心态。另一方面,推动建立相对稳定的官员任期制度,对于经济发展阶段滞

后、环境治理压力较小的地区,上级部门应该未雨绸缪,积极推进官员治理考核标准的改革,避免重蹈以环境为代价发展经济的覆辙。

#### 参考文献:

1. 陈硕:《从治理到制度:央地关系下的中国政治精英选拔,1368—2010》,复旦大学经济系工作论文,2016 年。
2. 陈艳艳、罗党论:《地方官员更替与企业投资》,《经济研究》2012 年增刊 S2 期。
3. 耿曙、庞保庆、钟灵娜:《中国地方领导任期与政府行为模式:官员任期的政治经济学》,《经济学(季刊)》2016 年第 3 期。
4. 黄滢、刘庆、王敏:《地方政府的环境治理决策:基于 SO<sub>2</sub> 减排的面板数据分析》,《世界经济》2016 年第 12 期。
5. 纪志宏、周黎安、王鹏、赵鹰妍:《地方官员晋升激励与银行信贷——来自中国城市商业银行的经验证据》,《金融研究》2014 年第 1 期。
6. 梁平汉、高楠:《人事变更、法制环境和地方环境污染》,《管理世界》2014 年第 6 期。
7. 林挺进:《中国地级市市长职位升迁的经济逻辑分析》,《公共管理研究》2007 年第 5 卷。
8. 刘冲、郭峰、傅家范、周强龙:《政治激励、资本监管与地方银行信贷投放》,《管理世界》2017 年第 10 期。
9. 冉冉:《“压力型体制”下的政治激励与地方环境治理》,《经济社会体制比较》2013 年第 3 期。
10. 沈国兵、张鑫:《开放程度和经济增长对中国省级工业污染排放的影响》,《世界经济》2015 年第 4 期。
11. 沈坤荣、金刚:《中国地方政府环境治理的政策效应——基于“河长制”演进的研究》,《中国社会科学》2018 年第 5 期。
12. 孙伟增、罗党论、郑思齐、万广华:《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》,《清华大学学报(哲学社会科学版)》2014 年第 4 期。
13. 王贤彬、徐现祥:《地方官员来源、去向、任期与经济增长——来自中国省长省委书记的证据》,《管理世界》2008 年第 3 期。
14. 王贤彬、徐现祥、李郁:《地方官员更替与经济增长》,《经济学(季刊)》2009 年第 4 期。
15. 熊瑞祥、李辉文:《儿童照管、公共服务与农村已婚女性非农就业——来自 CFPS 数据的证据》,《经济学(季刊)》2016 年第 1 期。
16. 徐现祥、王贤彬:《晋升激励与经济增长:来自中国省级官员的证据》,《世界经济》2010 年第 2 期。
17. 姚洋、张牧扬:《官员绩效与晋升锦标赛——来自城市数据的证据》,《经济研究》2013 年第 1 期。
18. 于文超、高楠、龚强:《公众诉求、官员激励与地区环境治理》,《浙江社会科学》2014 年第 5 期。
19. 臧成伟:《市场化有助于提高淘汰落后产能效率吗?——基于企业进入退出与相对生产率差异的分析》,《财经研究》2017 年第 2 期。
20. 张军、高远:《官员任期、异地交流与经济增长——来自省级经验的证据》,《经济研究》2007 年第 11 期。
21. 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。
22. 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。
23. Bai, Y. , & Kung, J. K. , The Shaping of an Institutional Choice: Weather Shocks, the Great Leap Famine, and Agricultural Decollectivization in China. *Explorations in Economic History*, Vol. 54, No. 10, 2014, pp. 1 – 26.
24. Cai, H. B. , Chen, Y. Y. , & Gong, Q. , Polluting Thy Neighbor: Unintended Consequences of China's Pollution Reduction Mandates. *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 76, No. 3, 2016, pp. 86 – 104.
25. Duvivier, C. , & Xiong, H. , Transboundary Pollution in China: A Study of Polluting Firms' Location Choices in Hebei Province. *Environment and Development Economics*, Vol. 18, No. 4, 2013, pp. 459 – 483.
26. Gao, N. , & Liang, P. H. , Fresh Cadres Bring Fresh Air? Personnel Turnover, Institutions, and China's Water Pollutions. *Review of Development Economics*, Vol. 20, No. 1, 2016, pp. 48 – 61.
27. Ghanem, D. , & Zhang, J. J. , Effortless Perfection: Do Chinese Cities Manipulate Air Pollution Data? . *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 68, No. 2, 2014, pp. 203 – 225.
28. Heberer, T. , & Senz, A. , Streamlining Local Behavior through Communication, Incentives and Control: A Case Study of Local Environmental Policies in China. *Journal of Current Chinese Affairs*, Vol. 40, No. 3, 2011, pp. 77 – 112.
29. Jia, R. X. , Pollution for Promotion. 21st Century China Center Research Paper, No. 05, 2017.
30. Kahn, M. E. , Li, P. , & Zhao, D. X. , Water Pollution Progress at Borders: The Role of Changes in China's Political Promotion



Incentives. *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 7, No. 4, 2015, pp. 223 – 242.

31. Landry, P. F. , *Decentralized Authoritarianism in China: The Communist Party's Control of Local Elites in the Post-Mao Era*. Cambridge: Cambridge University Press, 2008.

32. Li, H. B. , & Zhou, L. A. , Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China. *Journal of Public Economics*, Vol. 89, No. 9 – 10, 2005, pp. 1743 – 1762.

33. Lorentzen, P. , Landry, P. , & Yasuda, J. , Transparent Authoritarianism? An Analysis of Political and Economic Barriers to Greater Government Transparency in China. APSA Annual Conference, 2010.

34. Lü, X. B. , & Landry, P. F. , Show Me the Money: Interjurisdiction Political Competition and Fiscal Extraction in China. *American Political Science Review*, Vol. 108, No. 3, 2014, pp. 706 – 722.

35. Sandler, T. , Regional Public Goods and International Organizations. *The Review of International Organizations*, Vol. 1, No. 1, 2006, pp. 5 – 25.

36. Wang, J. , The Economic Impact of Special Economic Zones: Evidence from Chinese Municipalities. *Journal of Development Economics*, Vol. 101, No. 1, 2013, pp. 133 – 147.

37. Wu, J. , Deng, Y. H. , Huang, J. , Morck, R. , & Yeung, B. , Incentives and Outcomes: China's Environmental Policy. NBER Working Paper, No. 18754, 2013.

38. Xu, C. G. , The Fundamental Institutions of China's Reforms and Development. *Journal of Economic Literature*, Vol. 49, No. 4, 2011, pp. 1076 – 1151.

39. Zheng, S. Q. , Kahn, M. E. , Sun, W. Z. , & Luo, D. L. , Incentives for China's Urban Mayors to Mitigate Pollution Externalities: The Role of the Central Government and Public Environmentalism. *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 47, No. 1, 2014, pp. 61 – 71.

## Political Incentives for Local Officials and the Diffusion of River Chief System: From the Perspective of Officials' Age

JIN Gang, SHEN Kunrong (Nanjing University, 210093)

**Abstract:** Previous studies find that the current environmental governance in China has little effect mainly because local governments are passive in implementing the environmental policy while neglecting their own initiative in environmental regulation. It is of great significance to explore the internal mechanism of the diffusion of local autonomous environmental regulation to improve the effect of environmental governance. Based on the River Chief System, a local autonomous practice to combat water pollution, this paper studies the relationship between incentives for officials and the diffusion of River Chief System from the perspective of officials' age by matching River Chief System diffusion data, prefectural officials' data and water quality monitoring data. The results show that there is a positive relationship between officials' age and the diffusion of River Chief System. The older the official is, the less the probability of promotion and the less of the marginal returns of pollution, but in the context of the central government's strengthening the accountability of environmental incidents, the older local officials are more motivated to promote the River Chief System in order to avoid the potential penalty costs. The conclusion still holds after considering a series of robustness tests and possible competitive explanations. The results show that increasing the weight of environmental indicators in the official promotion assessment and normalizing environmental accountability is the silver bullet to solve local environmental governance problems.

**Keywords:** Incentives for Officials, Officials' Age, River Chief System, Water Pollution

**JEL:** Q58, Q53, O13