

财政分权与环境污染

——对环境库兹涅茨假说的修正

李 猛*

摘要: 本文考察财税收入对地方政府环境监管行为的影响,在环境库兹涅茨假说的基础上提出了中国环境污染的新假说,并利用中国省际面板数据进行验证。研究表明,中国环境污染程度与人均地方财政能力之间呈现显著的倒 U 型曲线关系,现阶段几乎所有省份的人均财政能力与倒 U 型曲线拐点值相去甚远。面对这种情况,需要中央政府改善财税激励以优化地方政府的环境监管行为,实现经济发展方式的根本转变。

关键词: 地方财政能力 环境污染 库兹涅茨新假说

一、引言

中国经济自改革开放以来保持了持续的高速增长,被世人誉为“经济增长奇迹”。同时,中国生态环境所面临的形势也趋于严峻,环境质量与经济发展之间的两难冲突日益受到关注。Thomas(2007)的研究表明,如果单位国内生产总值(GDP)排放的CO₂数量保持在2001年的水平,那么到2018年全球排放的CO₂总量将增长69%,而中国的CO₂总量将增长218%,远远高于任何其他国家。

研究环境质量与经济发展之间的两难冲突、分析环境污染与人均收入之间的关系,是环境经济学领域的一个基本话题。Grossman和Krueger(1991)利用简化回归模型实证分析发现了环境污染与人均收入之间存在倒 U 型的关系:当人均收入超越4 000~5 000美元时,环境污染程度随着经济发展而趋向于减轻。在Grossman和Krueger(1991)之后,众多文献运用各国截面、时序或者面板数据对环境质量与人均收入之间的关系进行了进一步检验,对是否存在环境库兹涅茨曲线进行了广泛研究。对于中国的环境问题,陈华文和刘康兵(2004)运用上海市环保局1990-2001年度有关空气质量的环境指标数据,通过一个简化回归模型检验了人均收入与环境污染之间的关系。他们发现对于多数指标而言环境库兹涅茨曲线假说成立,并且不同的环境污染指标有着不同的转折点。彭水军和包群(2006)分析了经济增长与环境质量之间的双向反馈机制,他们运用包含6类环境质量指标的中国省际面板数据,通过构建包括产出方程与污染方程在内的联立方程组,经验证实了中国环境库兹涅茨倒 U 型曲线的存在,他们还分析了环境政策、贸易开放和技术进步等因素的作用。

《中国环境状况公报》(2002-2006年各期)的数据显示,中国特大和重大环境污染事件在2002年共发生11起,2003年发生17起,2004年发生67起,2005年发生75起,2006年发生161起。从环境污染事件数据上可以看出,与其他国家相比中国的环境污染事件也具有“中国特色”。如何理解环境质量与经济发展两难冲突的“中国特色”?蔡昉等(2008)认为,中国目前环境问题的根源,是现行经济发展方式的结果,而这种经济发展方式又源于独特的政府行为。中国改革开放以来的高速经济增长,在很大程度上是靠地方政府追求GDP和财税收入推动的,要从根本上改善中国的生态环境质量,就必须改善地方政府的激励。周黎安(2007)认为,晋升锦标赛在限制政府官员被固定或狭隘利益集团捕获而导致地区增长迟滞的同时,也使得环境污染等民众迫切关心的问题被地方政府忽略了。

* 李猛,南京大学经济学院,邮政编码:210093,电子信箱:lim@smail.nju.edu.cn。

本文得到国家社会科学基金重大招标项目“贯彻落实科学发展观与加快转变经济发展方式研究”(批准号07&ZD009)、教育部哲学社会科学创新基地“南京大学经济转型和发展研究中心”子课题“经济增长与结构转型研究”的资助。

蔡昉、都阳和王美艳(2008)的研究认为,中国CO₂排放量的数字是有争议的,除了官方不认可国外所发布的排放数字之外,还存在一个转移污染排放的问题,即许多高污染、高耗能、高排放的产业被转移到中国,而很多相关的消费品却在海外。

中国的环境问题带有深深的体制烙印。因此,要根本改善中国的生态环境质量,不仅仅要建立健全相关的环境保护政策,更为重要的是从制度层面改善地方政府的激励、改善地方政府保护环境的能力。本文从地方政府财税收入角度,分析中国生态环境问题的制度根源,在环境库兹涅茨假说的基础上提出中国环境污染的新假说,并用省际面板数据对新假说进行验证。

二、理论分析

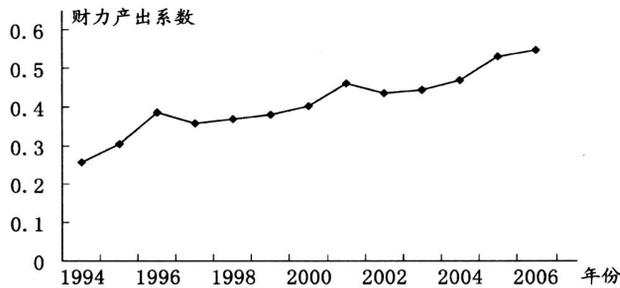
本部分考察环境库兹涅茨假说的微观基础,并分析在环境库兹涅茨假说基础上提出中国环境污染新假说的可行性。

考虑一个动态最优化模型,该模型是环境库兹涅茨假说的基本模型。假定经济体中存在一个社会计划者,社会计划者的目标是通过选择资本存量、居民消费量和污染治理支出以实现全社会效用最大化。产出 Y 、环境污染 P 和资本存量 K 均为时间 t 的函数,即 $Y = Y(t)$, $P = P(t)$, $K = K(t)$ 。社会计划者的效用取决于产出 $Y(t)$ 和环境污染 $P(t)$,其效用函数可表示为: $U(t) = U[Y(t), P(t)]$ 。产出 $Y(t)$ 除了受资本存量 $K(t)$ 的影响,还取决于社会的环境监管严厉程度。在既定的技术条件下,环境监管越严厉,污染排放量越低,产出也越低。产出函数可表示为: $Y(t) = Y[K(t), P(t)]$ 。污染物通过损坏原材料、机器等因素降低物质资本效能的发挥,通过损伤劳动者健康等因素降低人力资本效能的发挥。假定污染治理技术是非线性的,随着污染治理支出 $E(t)$ 的增加,每一单位污染治理支出对环境污染的降低量是递减的。环境污染函数可表示为: $P(t) = P[K(t), E(t)]$ 。社会计划者面临的问题是在无限期界内最大化其效用函数: $M(t) = \int_0^{\infty} U[Y(t), P(t)] \exp(-\rho t) dt$ 。根据各个变量导数的性质,在均衡解时,环境污染 $P(t)$ 和产出 $Y(t)$ 之间便形成了一条倒 U 型曲线。

社会计划者的目标是环境污染与人均收入之间是否具有倒 U 型关系的关键。当存在公众“用手投票”和“用脚投票”的机制时,社会计划者成为联系环境质量与人均收入水平之间关系的桥梁。在人均收入水平较低时,公众倾向于用牺牲环境质量的方法来换取收入水平的提高。随着人均收入的增加,公众对环境质量的需求会逐渐提高,环境质量需求收入弹性会逐渐变大。当环境质量需求收入弹性大于 1 时,公众会放弃牺牲环境质量以换取收入的做法。公众的偏好通过选票等途径作用于社会计划者,从而实现公众与社会计划者目标一致。当公众与社会计划者目标一致时,随着公众的环境质量需求收入弹性的改变,环境污染与人均收入之间形成了库兹涅茨倒 U 型曲线关系。

中国的分权式改革给地方政府提供发展经济的激励,使得地方政府演变为相对独立的经济主体。李义平(2004)认为,中国的分权式改革使得地方政府在推动本地经济增长过程中不恰当地扮演了市场主体的角色。地方政府在参与经济调节运行过程中扮演着社会计划者的角色,通过环境监管行为影响企业投资、生产行为,并进而改变环境质量。环境监管行为包括行政审批、土地征用、贷款担保、环境规制以及各项政策优惠等。地方政府作为环境的监管者,其目标取向对环境质量起着至关重要的作用。在解释地方政府行为目标的文献中,政治集权下的官员晋升机制(Blanchard and Shleifer, 2001)以及财政分权给地方政府带来对财政收入的剩余控制权(Shah, 1994)是两条主线。晋升激励无疑构成地方政府行为的一个重要动力,作为处于行政金字塔之中的政府官员,显然关心其在“官场”升迁的机遇。然而,地方政府的激励不仅源于政治晋升,还源于财税关系。对于那些预期晋升无望抑或预期位子不保的地方官员来说,政治晋升已难以作为其内在动力。此外,从组织理论角度来看,组织中的个体偏好往往是异质的,政府的行政首长并不能将其意志完全贯穿于每一位政府成员,异质的偏好难以带来统一的愿景。我国各级政府和部门做出大量的“创收”行为见证了地方政府对经济资源的追求。因此,在用政治晋升理解地方政府面临的政治激励的同时,由财税关系改善所带来的经济激励显得同样重要。

中国的分权式改革所带来的财税激励,使得 GDP 和财税收入同时进入地方政府的目标函数成为可能,这是本文在环境库兹涅茨假说基础上提出中国环境污染新假说的基础。为了更直观地说明 GDP 和财税收入同时进入地方政府的目标函数的可行性,本文列示了中国地方政府财力产出系数图(图 1)。地方财政能力产出系数是地方财政能力与地方总产出的比值,地方财政能力用各省一般预算内收入表示。从图 1 可以看出,一方面,地方财力产出系数均为正,这意味着地方财力和地方总产出具有正相关关系。地方财力产出系数最大值为 2006 年的水平,此时的系数为 54.58%;地方财力产出系数最小值为 1994 年的水平,此时的系数为 25.77%。另一方面,中国地方财力产出系数总在不断变化之中,GDP 与地方财税收入之间不存在固定的关系。本文认为这种情况可能有两个原因:一是地方政府通过税收减免或者变相的税收减免等政策优惠措施影响企业进出该地区;二是在相同产值时,高污染项目往往能够带来更高的利税。由于地方财税收入和 GDP 之间不存在完全可替代性,我们构造的地方政府目标函数可以同时选取地方财政能力和 GDP 作为自变量。



数据来源:《中国统计年鉴》、《中国财政年鉴》和《新中国五十五年统计资料汇编》。

图 1 1994 - 2006年中国地方财力产出系数图

绿色和平组织(2008)的一项调查报告显示,78.6%的在华跨国公司在环保措施上采取了双重标准:在国外实行零排放,在中国却成为污染大户。某些地方政府也将“廉价排污成本”视为与“廉价劳动力”一样宝贵的招商引资“优势”来大加利用。污染企业不仅可以增加辖区的GDP,还能带来可观的财税收入,污染企业“扎堆”的地方,政府部门财源滚滚。由财税激励所带来的地方政府行为扭曲,使得地方政府改善环境监管的目标由二元变为三元,即从“GDP和环境质量”变为“GDP、财税收入和环境质量”。

三、环境库兹涅茨“新假说”

基于第二部分的分析,本部分构建一个包含财税激励的社会计划者目标函数,在该函数中,自变量为环境污染 $P(t)$ 、地方财政能力 $R(t)$ 和地方总产出 $Y(t)$ 。新的社会计划者目标函数为:

$$W(t) = \int_0^G U[Y(t), R(t), P(t)] \exp(-\rho t) dt$$

其中, G 代表地方政府任期, t 代表时间, ρ 代表利率的时间偏好。在产出函数和污染函数的导数设定上,本文参照了Stokey(1998)的假定:随着产出的增加,社会计划者的效用以一个递减的速率增加;随着环境污染的增加,社会计划者的效用以一个递增的速率减少;随着资本的积累,环境污染以一个递增的速率增加;污染治理技术是非线性的,随着污染治理支出 $E(t)$ 的增加,每一单位污染治理支出对环境污染的降低量是递减的。

社会计划者环境监管的手段主要有两类:一类是行政手段,即通过行政指令、干预、政策优惠以及变相的政策优惠影响污染项目进入和退出,行政手段将直接影响资本积累和地方总产出,而这又会反映为地方财政能力 $R(t)$ 的变动;另一类手段是经济手段,即通过改变政府投资和污染治理支出占总支出的比重来影响地方财政能力、GDP与环境质量水平。

假设社会计划者奉行的是平衡预算准则,收支相抵。地方财政支出主要有三部分:消费支出、投资支出、污染治理支出。消费支出比例为 α ,污染治理支出比例为 ϕ ,则投资支出比例为 $(1 - \alpha - \phi)$, $R(t)$ 和 ϕ 可

以作为目标函数的控制变量。令 $K(t)$ 为共态变量, $\lambda(t)$ 为拉格朗日乘子。令 $\dot{K}(t)$ 、 $\dot{P}(t)$ 、 $\dot{E}(t)$ 、 $\dot{R}(t)$ 和 $\dot{\phi}(t)$ 分别为 $K(t)$ 、 $P(t)$ 、 $E(t)$ 、 $R(t)$ 和 $\phi(t)$ 对时间 t 的导数,则汉密尔顿函数可表示为:

$$H_C = U[Y(t), R(t), P(t)] + \lambda [Y(t) - R(t) - C - E(t)] + \mu [E(t) - \phi R(t)]$$

$$s.t.: \begin{cases} \dot{K}(t) = Y(t) - R(t) - C - E(t) - \rho K(t) \\ E(t) - \phi R(t) = 0 \end{cases}$$

方程存在均衡解的充分必要条件是:

$$\frac{\partial H_C}{\partial R(t)} = 0; \frac{\partial H_C}{\partial \phi} = 0; \frac{\partial H_C}{\partial \phi} = 0; \dot{\lambda} = \frac{\partial H_C}{\partial K(t)}; \lim_{t \rightarrow T} P(t) \exp(-\rho t) = 0$$

我们可以根据环境污染方程把环境污染程度对时间的导数 $\dot{P}(t)$ 表示为 $\dot{K}(t)$ 和 $\dot{E}(t)$ 的函数:

$$\dot{P}(t) = P_K \cdot \dot{K}(t) + P_E \cdot \dot{E}(t)$$

根据方程均衡解的条件和环境污染方程,运用Kuhn-Tucker定理可以求出一个角点解。令该角点解对应的 $R(t)$ 值为 R^* 。当 $R(t) < R^*$ 时, $\dot{P}(t) > 0$ 。这意味着,当地方财政能力小于 R^* 时,当地的环境质量是逐渐恶化的。

根据方程均衡解的条件,我们可以求出均衡解成立时的 $\dot{P}(t)$ 值:

$$\dot{P}(t) = [(\phi + \phi) \cdot (U_{YY} \cdot Y_K + U_Y \cdot Y_{KK}) \cdot \dot{Y}(t) - U_{RR} \cdot \dot{R}(t)] / [(\phi \cdot (U_{PP} \cdot P_E + U_P \cdot P_E^2))]]$$

根据自变量函数的导数设定可知： $\dot{P}(t) > 0$ 。令此时的 $R(t)$ 值为 R^* 。这意味着，当 $R(t) < R^*$ 时，当地的环境质量是逐渐好转的。

基于上述分析，本文用图 2 表示中国环境污染的动态趋势。纵坐标表示环境污染程度 ($P(t)$)，横坐标表示地方财政能力 ($R(t)$)。本文在描述环境污染时不使用 GDP 而是使用地方财政能力这一指标，有两个主要原因：一是如本文第二部分所示，地方财政收入与 GDP 之间没有固定关系，不具有完全可替代性；二是地方财政能力指标更能反映分权式改革的实质，更能反映财税激励对地方政府行为的影响。

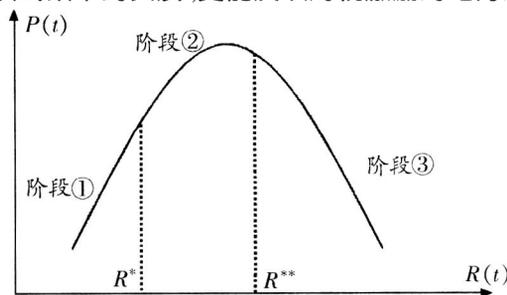


图 2 环境污染动态趋势

如图 2 所示，环境污染程度与地方财政能力水平之间呈现倒 U 型关系。由此，本文在环境库兹涅茨假说的基础上提出了中国环境污染的“新假说”：随着人均地方财政能力水平的提高，中国的环境污染程度先经历一个持续上升的阶段，当到达人均地方财政能力拐点值后，环境污染程度将趋于下降。

四、基于中国省际面板数据的验证

本部分运用 1994 - 2006 年中国省际面板数据对环境库兹涅茨新假说进行验证，并考察当前环境污染的阶段性特征。

(一) 计量模型与数据说明

环境污染、地方财政能力与 GDP 共同影响地方政府的效用，三个变量之间也相互作用。因此，本文运用联立方程系统对环境污染与经济发展的反馈机制进行估计。联立方程系统如下所示：

$$\ln P_{it} = A_i + \beta_1 \ln R_{it} + \beta_2 (\ln R_{it})^2 + \beta_3 \ln Y_{it} + \beta_4 \ln N_{it} + \beta_5 \ln P_{i(t-1)} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

$$\ln R_{it} = B_i + \gamma_1 \ln P_{it} + \gamma_2 \ln Y_{it} + \gamma_3 \ln R_{i(t-1)} + \eta_{it} \quad (2)$$

$$\ln Y_{it} = C_i + \delta_1 \ln P_{it} + \delta_2 \ln K_{it} + \delta_3 \ln H_{it} + \delta_4 \ln Y_{i(t-1)} + \zeta_{it} \quad (3)$$

(1) 式为环境污染方程，其中 P_{it} 代表第 i 个省份在第 t 年的环境污染程度； $P_{i(t-1)}$ 代表第 i 个省份在第 $t-1$ 年的环境污染； R_{it} 代表第 i 个省份在第 t 年的人均地方财政能力水平； Y_{it} 代表第 i 个省份在第 t 年的 GDP； A_i 为第 i 个省份特定的截面效应； N_{it} 代表第 i 个省份在第 t 年的产业结构程度。(2) 式为地方财政能力方程，其中 Y_{it} 代表第 i 个省份在第 t 年的 GDP； $R_{i(t-1)}$ 代表第 i 个省份在第 $t-1$ 年的人均地方财政能力水平； B_i 为第 i 个省份特定的截面效应。(3) 式为 GDP 方程，其中 K_{it} 代表第 i 个省份在第 t 年的人均物质资本存量； H_{it} 代表第 i 个省份在第 t 年的人均人力资本存量； $Y_{i(t-1)}$ 代表第 i 个省份在第 $t-1$ 年的 GDP； C_i 代表第 i 个省份的特定截面效应。

本文选取两个环境污染指标：工业二氧化硫和工业废水中化学需氧量。相关数据来源于《中国统计年鉴》、《中国环境年鉴》、《中国财政年鉴》和《新中国五十五年统计资料汇编》。

(二) 联立方程估计

中国各省之间经济发展程度存在很大差异，为了校正经济发展的异质性带来的估算偏差，本文使用截面固定效应面板模型进行估计。估计方法选用了 GMM - Cross section (White cov.)。括号内为 t 值，*、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。

以工业二氧化硫排放量为环境污染指标的联立方程估计结果为：

$$\ln P_{it} = -1.579 + 1.041 \ln R_{it} - 0.063 (\ln R_{it})^2 - 0.141 \ln Y_{it} + 0.094 \ln N_{it} + 0.979 \ln P_{i(t-1)} \\ (-2.703^{**}) (3.47^{***}) (-3.668^{***}) (-1.993^{**}) (1.849^*) (81.537^{***})$$

彭水军和包群 (2006) 运用包含两个方程的联立方程系统估计了中国经济增长和环境污染的双向反馈机制。

$$\begin{aligned} \text{Adjusted } R^2 &= 0.987 & D. W. &= 2.4 \\ \ln R_{it} &= -0.347 + 0.007 \ln P_{it} + 0.065 \ln Y_{it} + 0.969 \ln R_{it(t-1)} \\ &(-3.286^{***}) (1.902^*) & (2.853^{**}) & (56.642^{***}) \\ \text{Adjusted } R^2 &= 0.986 & D. W. &= 2.217 \\ \ln Y_{it} &= -0.07 - 0.004 \ln P_{it} + 0.012 \ln K_{it} + 0.023 \ln H_{it} + 0.912 \ln Y_{it(t-1)} \\ &(-1.411) (-1.442) & (1.034) & (3.38^{***}) & (83.083^{***}) \\ \text{Adjusted } R^2 &= 0.989 & D. W. &= 1.677 \end{aligned}$$

以化学需氧量排放量为环境污染指标的联立方程估计结果为：

$$\begin{aligned} \ln P_{it} &= 0.156 + 0.996 \ln R_{it} - 0.06 (\ln R_{it})^2 - 0.161 \ln Y_{it} + 0.335 \ln N_{it} + 0.904 \ln P_{it(t-1)} \\ &(0.154) (1.768) & (-2.075^{**}) & (-1.164) & (3.572^{***}) & (33.121^{***}) \\ \text{Adjusted } R^2 &= 0.919 & D. W. &= 2.515 \\ \ln R_{it} &= -0.321 + 0.003 \ln P_{it} + 0.069 \ln Y_{it} + 0.968 \ln R_{it(t-1)} \\ &(-2.989^{***}) (-0.687) & (2.789^{**}) & (50.209^{***}) \\ \text{Adjusted } R^2 &= 0.986 & D. W. &= 2.204 \\ \ln Y_{it} &= -0.048 - 0.001 \ln P_{it} + 0.011 \ln K_{it} + 0.026 \ln H_{it} + 0.923 \ln Y_{it(t-1)} \\ &(-0.987) (-0.564) & (0.407) & (3.747^{***}) & (65.598^{***}) \\ \text{Adjusted } R^2 &= 0.989 & D. W. &= 1.687 \end{aligned}$$

(三) 转折点估计及结果讨论

本文主要关注环境污染与人均地方财政能力之间是否存在倒 U 型曲线关系, 系数是否显著, 以及相应的转折点。估计结果表明, 在本文所选取的两类环境污染指标与人均地方财政能力之间的关系均符合倒 U 型曲线关系, 倒 U 型曲线分别在 1% 和 5% 的水平下显著。

对于转折点估计, 本文通过求解两个环境污染方程得出转折点。选取工业二氧化硫作为污染指标时, 环境污染转折点出现在人均地方财政能力为 3 874 元人民币的水平; 当选取工业废水中化学需氧量作为污染指标时, 环境污染转折点出现在人均地方财政能力为 3 134 元人民币的水平。

表 1 为中国各省份经济发展与环境污染主要变量的统计描述, 其中, 人均地方财政能力和人均 GDP 的单位为元, 以 1994 年为价格基期; 工业二氧化硫和工业化学需氧量排放量的单位为吨。历史地看, 人均地方财政能力、人均 GDP、工业二氧化硫和化学需氧量排放均呈现不断上升的趋势, 且各省份之间的经济发展差异、环境污染差异越来越大。根据表 1 的数据看, 中国绝大多数省份的人均财力水平远低于倒 U 型曲线拐点值, 这也意味着在地方政府现有的激励下, 环境污染仍然将会经历一个持续上升的过程。

表 1 中国各省份 2006 年地方财政能力与环境污染基本情况

变量	最大值	最小值	2006 年均值 (标准差)	1994 - 2006 年均值 (标准差)
人均地方财政能力	6 250	373	1 205 (1 333)	572 (772)
人均 GDP	41 105	4 376	13 515 (8 809)	7 324 (5 794)
工业二氧化硫	1 833 000	1 000	744 400 (504 938)	543 895 (416 874)
化学需氧量	679 000	1 000	180 133 (150 846)	189 309 (208 601)

五、结论

中国的分权式改革给地方政府带来的财税激励, 深刻地影响了其环境监管行为, 进而影响了辖区的生态环境。由不完善的财税激励所带来的扭曲, 使得地方政府改善环境监管的前提条件由二元变为三元, 即从“GDP 和环境治理”变为“GDP、财税收入和环境治理”。

地方政府通过行政审批、土地征用、贷款担保、环境规制以及各种政策优惠措施影响企业的投资和生产行为。从另一方面看, 企业的投资和生产行为既影响了地方政府的财税收入, 也影响了当地的污染物排放量。为了更好地体现财税收入对地方政府环境监管行为的影响, 本文用“人均地方财政能力”取代环境库兹涅茨假说中的“人均收入”变量。通过理论推导, 本文从财政分权角度修正并提出了中国环境污染趋势的新假说: 随人均地方财政能力水平的提高, 环境污染程度先经历一个持续上升的阶段, 当人均地方财政能力水平超越倒 U 型曲线拐点值后, 环境污染程度将趋于下降。

利用 1994 - 2006 年中国省际面板数据, 通过构建联立方程系统并运用 GMM 估计法, 本文验证了环境库兹涅茨新假说。从我们的实证分析结果看, 目前绝大多数省份的财力水平仍然处于倒 U 型曲线的左半段, 且与拐点值相去甚远, 这意味着在现有的机制设计下, 这些省份仍将经历“先污染后治理”的模式。要摒

弃这种模式,就必须从激励层面改善地方政府的环境监管行为:一方面要在完善政绩考核的基础上,通过机制设计使得地方政府在环境监管过程中进行信息和决策公开,并赋予公众享有充分的话语权;另一方面,要进一步优化我国的财政体制,使得地方政府在承担事权的同时享有更多的财权。针对部分落后地区在招商引资过程中的“宁肯毒死也不愿饿死”的倾向,应完善对落后地区的转移支付制度,为落后地区提供必要的财力保障,更有效地进行污染治理,实现经济发展方式的根本转变。

参考文献:

1. 蔡昉、都阳、王美艳:《经济发展方式与节能减排内在动力》,载《经济研究》,2008(6)。
2. 陈华文、刘康兵:《经济增长与环境质量:关于环境库兹涅茨曲线的经验分析》,载《复旦学报》(社会科学版),2004(2)。
3. 国家统计局:《中国环境状况公报》(2002 - 2006年各期),载 http://www.china.com.cn/environment/2009-02/02/content_17211688.htm。
4. 李义平:《当前制度框架中地方政府的行为分析》,载《当代经济科学》,2004(5)。
5. 绿色和平组织:《跨国公司污染信息公开存双重标准》,载 <http://env.people.com.cn/GB/1072/7171512.html>,2008-04-27。
6. 彭水军、包群:《经济增长与环境污染——基于面板数据联立方程的估计》,载《世界经济》,2006(11)。
7. 周黎安:《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,载《经济研究》,2007(7)。
8. Blanchard, O. and Shleifer, A., 2001. "Federalism with and without Political Centralization: China versus Russia" MF Staff Papers, Vol 48, pp. 171 - 179.
9. Grossman, G M. and Krueger, A. B., 1991. "Environmental Impacts of the North American Free Trade Agreement" NBER Working Paper, No. 3914.
10. Shah, A., 1994. "The Reform of Intergovernmental Fiscal Relations in Developing and Emerging Market Economies" World Bank Policy Research Series Paper, No. 23.
11. Stokey, N. L., 1998. "Are There Limits to Growth?" International Economic Review, Vol 39(1), pp. 1 - 31.
12. Thomas, Mike, 2007. "Climate Change and the Stern Review." Available at <http://www.climatecooperation.org/index.php?title=stern-review/mike-thomas-2>

(责任编辑:彭爽)

(上接第 17 页)

最后需要指出的是,本文虽然初步说明了我国通货膨胀率的机制转换与中央银行的货币政策机制的变化之间的联系,但是没有进一步应用计量方法进行验证,这是一个值得进一步研究的课题。因为如果货币政策机制变化能够解释通货膨胀机制转换的部分原因,那么进一步研究对于如何减少政策的不确定性以至在制度安排上或者是具体程序操作上给出建议方面无疑是有益的,同时对于明晰货币政策机制变化在通货膨胀 - 通货膨胀不确定性关系中所扮演的角色也不无裨益。

参考文献:

1. 胡日东、苏桔芳:《中国通货膨胀与通货膨胀不确定性的非线性关系》,载《数量经济技术经济研究》,2008(2)。
2. 刘金全:《我国通货膨胀率动态波动路径的结构性转变特征与统计检验》,载《中国管理科学》,2006(2)。
3. 龙如银、郑挺国、云航:《Markov区制转移模型与我国通货膨胀波动路径的动态特征》,载《数量经济技术经济研究》,2005(10)。
4. 赵留彦:《中国通胀预期的卡尔曼滤波估计》,载《经济学(季刊)》,2005(4)。
5. 赵留彦、王一航、蔡婧:《中国通胀水平与通胀不确定性:马尔柯夫域变分析》,载《经济研究》,2005(8)。
6. Ball, L. and Cecchetti, S., 1990. "Inflation and Uncertainty at Short and Long Horizons" Brookings Papers on Economic Activity, Vol 21, pp. 215 - 245.
7. Bredin, D. and Fountas, S., 2006. "Inflation, Inflation Uncertainty, and Markov Regime Switching Heteroskedasticity: Evidence from European Countries" Money Macro and Finance Research Group Conference, No. 125.
8. Castillo, P. et al., 2007. "Monetary Policy, Regime Shifts, and Inflation Uncertainty in Peru (1949 - 2006)." Central Reserve Bank of Peru Working Papers, No. 2007 - 005.
9. Evans, M., 1991. "Discovering the Link between Inflation Rates and Inflation Uncertainty" Journal of Money, Credit, and Banking, Vol 23, pp. 169 - 84.
10. Evans, M. and Wachtel, P., 1993. "Inflation Regimes and the Sources of Inflation Uncertainty" Journal of Money Credit and Banking, Vol 25, pp. 475 - 511.
11. Friedman, M., 1977. "Nobel Lecture: Inflation and Unemployment" Journal of Political Economy, Vol 85, pp. 451 - 472.
12. Kim, C. J. and Charles, R. N., 1999. State - Space Models with Regime - Switching: Classical and Gibbs - Sampling Approaches with Applications The MIT Press, pp. 139 - 167.

(责任编辑:陈永清)