我国地方环境管制与全要素生产率增长
——基于地方立法和行政规章实际效率的实证分析

李　树[1,2]，翁卫国[1,2]
（1. 西南政法大学 经济学院，重庆 401120；2. 西南政法大学 制度经济学研究中心，重庆 401120）

摘　要：文章采用中国各省 1994－2004 年的统计数据，定量评估了地方环境管制对中国经济全要素生产率增长的影响。研究发现，地方环境规章显著提高了中国经济全要素生产率的增速，但地方环境法规对其不具有显著影响。上述发现意味着，中国实施严格的环境管制能够收获环境质量提高和生产率增长的双赢结果，且地方政府主导的环境行政管制的实际效力可能要远远优于地方环境法规。因此，在健全地方环境书面立法的同时，还需要重视对政府组织结构和激励机制的重构，以提高书面法律的实际执行效率。

关键词：地方环境立法；地方环境法规；地方环境规章；全要素生产率
中图分类号：F061.3；DF468　**文献标识码**：A　**文章编号**：1001-9952(2014)02-0019-11

一、引　言

1978 年改革开放以来，中国经济取得了堪称“奇迹”的增长绩效。1979－2010 年，中国经济连续 32 年以平均每年 9.9％的速度增长，经济规模增加了 20.5 倍，一跃成为全球第二大经济体。同期，中国的人均收入也由 1978 年的 182 美元增长到了 2010 年的 4 370 美元，一举跨过了中等收入国家的门槛。但是迄今为止，“高消耗、高排放”仍然是中国经济最主要的特征之一。因此，中国经济在收获了上述增长绩效的同时也付出了高昂的环境成本。资料显示，中国经济单位产值的能源消耗密度比 OECD 国家高出 20 个百分点，1/3 的淡水资源受到了严重污染（OECD，2006）。同时，中国也是世界上空气污染最严重的国家之一，每年仅因环境污染造成的损失高达 540 亿美元，占到了 GDP 总额的 8％（李树和陈刚，2011）。

在经济学家看来，环境是一种典型的公共物品，因此，保护环境和减少污染需要政府部门实行积极且有效的环境管制政策。但令许多人担忧的问题是，政府实施严格的环境管制可能会降低中国经济的增长速度，延缓中国的工业化进程。毕竟，中国目前还只是一个处于工业化中期的发展中国家，而实现国家的工业化和现代化则是中国近几代人的奋斗目标。上述担忧并非没有理论依据，因为环境管制可能会给企业施加额外的减排和治污成本，进而降低企业的生产率和市场竞争力（Jorgenson 和 Wilcoxen，1990）。但是也有理论对此保持乐观，Porter 和 Van der Linde（1995）指出，政府实施严格的环境管制政策也能激励企业创新低成本的生产技术和生产组织，这反而能够提高企业的生产率和市场竞争力。

那么，中国的环境管制是以降低生产率和经济增长为代价来换取环境的改善，还是在改善环境的

收稿日期：2013-11-28
作者简介：李　树（1964－），男，重庆人，西南政法大学经济学院教授，博士生导师；
翁卫国（1977－），男，广西象州人，西南政法大学经济学院副教授。

同时也收获了生产率增长——即获得了“双赢”(win-win)结果,这是一个具有重要意义的研究课题。在本文中,我们采用1994—2004年中国各省的经验数据,评估环境立法管制对中国经济生产率增长的影响。与现有文献相比,本文的主要贡献包括了三个方面:(1)本文可能是首篇基于地方环境立法管制的角度,研究环境管制影响中国生产率增长的文献。李树和陈刚(2013)曾以中国在2000年对《大气污染防治法》的修订为自然实验,研究了《大气污染防治法》的这次修订对中国工业全要素生产率增长的影响。但是要全面评估中国环境立法的管制效果,可能还需要将研究视角进一步锁定在地方环境立法层面,因为在中国,地方人大和地方政府分别享有依据当地的实际情况和需要,制定地方法规和行政规章的权力,[①]并且地方性环境法规和行政规章在中国的环境立法体系中占有举足轻重的地位(见第三部分)。(2)本文注意区分了地方性环境法规和地方性环境行政规章管制分别对生产率增长的影响,为比较二者的管制效果奠定了基础。在管制手段上,地方层面的环境管制主要包括法规管制和行政规章管制两个层次。其中,前者是由地方人大及其常委会依照立法程序,通过制定地方性法规而实施的管制;[②]后者是指地方政府在现有法律(法规)的框架下,通过制定地方行政规章而实施的管制。[③]由于地方法规和行政规章分别出自地方人大和地方政府,这可能会导致它们的实际效力有所不同。但是在现有文献中,地方法规和行政规章的管制效果是否存在差异却并未得到关注,本文则注意区分了地方环境法规和行政规章各自的生产率效应。(3)本文也是对有关中国书面法律重要性争议研究文献的有益补充。文献研究指出,制度是先于经济增长尤其是长期经济增长的基本源泉(如Acemoglu等,2004),作为最基础和最重要的制度安排,书面法律的重要性自然也是题中之意。但是现有文献对中国书面法律的重要性却持怀疑态度。例如,Allen等(2005)在考察中国的法与金融关系时指出,中国保护投资者的书面法律的完备程度介于英国普通法系和法国民法系之间,但是其执行效率几乎是世界上最差强人意的。中国之所以取得了高速的经济增长,主要是因为关系和声誉等非正式制度支撑了私有经济的崛起,正式的法律制度则显得不重要。本文的研究可以为上述争议提供新的来自中国地方层面的经验证据。

文章余下的结构安排为:第二部分是相关文献评述,第三部分介绍了中国的环境立法情况,第四部分是模型和数据说明,第五部分是计量分析及讨论,最后是总结。

二、文献综述

理论上,环境是一种典型的公共物品,因而保护环境需要政府实行积极的环境管制,以干预市场主体的生产经营活动。但是传统的经济学观点认为,政府实施严格的环境管制将会增加企业的治污和排污成本,侵蚀企业的生产性资源,从而降低企业生产率和市场竞争力。因此,实施严格的环境管制将付出降低生产率和经济增长速度的代价(Jorgenson和Wilcoxen,1990)。早期针对美国制造业(Gray,1987)和细分行业(造纸、化工、金属采掘、电力、造纸、石油、钢铁等行业)的经验研究支持了这个观点(Gollop和Roberts,1983;Barbera和McConnell,1990;Gray和Shadbegian,1995)。

但是上述观点受到了挑战。Porter和Van der Linde(1995)通过案例分析发现,污染排放实际上是一种资源浪费现象,企业减少污染排放和对污染物的循环利用会引致企业生产率的提高。政府的环境管制不仅能够引导企业关心资源使用中的非效率和潜在的创新机会,而且也给企业施加了技术创新和组织创新的压力。因此,严格且适宜的环境管制将引致企业创新,部分甚至是完全抵消环境管制施加给企业的成本,进而可能提高企业的生产率和竞争力。上述观点被后续的文献称为“波特假说”。

“波特假说”首次阐述了环境保护和经济增长之间存在“双赢”(win-win)格局的可能性,因此,这一假说一经提出,便受到了广泛的关注。虽然“波特假说”受到了来自经济学家的广泛质疑(如Palmer等,1995),但是也促使后续的研究文献重新审视环境管制的生产率效应。其中,Jaffe和Palmer(1997)采用

美国两位数和三位数的工业行业数据，检验了以排污费衡量的环境管制对行业 R&D 支出和专利申请数的影响，发现环境管制显著增加了 R&D 支出，但对专利申请数的影响则不显著。Berman 和 Bui(2001)对以排污费或治污设备投资来衡量环境管制的处理方式提出了质疑。他们以美国的石油冶炼行业为例，发现洛杉矶实行的更加严格的空气质量管制使当地石油冶炼业的生产率增速远远高于美国其他地区的石油冶炼业。尽管严格的环境管制增加了洛杉矶石油冶炼业的污染控制投资，但污染控制投资显著提高了生产率。其他文献采用墨西哥近海石油和天然气开采业数据(Managi 等，2005)、日本制造业数据(Hamamoto，2006)、加拿大魁北克省制造业数据(Lanoie 等，2008)和中国台湾工业数据(Yang，2011)的研究也发现了环境管制提高生产率的证据。但与此相反，Levinsohn 和 Petrin(2003)针对美国造纸业的分析发现，虽然美国造纸业的污染控制成本很高，但是造纸业的生产率长期处在一个低水平线上，这意味着严格的环境管制降低了美国造纸业的生产率。

近年来，随着中国经济的崛起以及环境问题的恶化，关于中国环境管制与生产率关系的讨论成为国内学术界的一个热门话题。相关研究大致上包括如下两类：第一，在考虑污染物的情况下，采用方向性距离函数核算中国的环境效率。例如，涂正革和肖耿(2009)采用中国 30 个省 1998－2005 年的工业数据研究发现，环境全要素生产率已成为中国工业高增长、污染减少的核心动力，而环境管制对中国工业增长尚未起到实质性抑制作用。陈诗一(2010)针对中国工业 38 个两位数行业数据的研究发现，中国自改革开放以来实行的一系列节能减排政策有效推动了工业绿色生产率的持续改善，初步彰显了环境政策的绿色革命成效。第二，采用回归分析评估环境管制对中国生产率增长的影响。例如，李胜文等(2010)采用中国 1986－2007 年省际数据，并以排污成本来衡量环境管制强度，发现环境管制仅仅提高了东部地区的生产率。沈能(2012)采用中国工业两位数行业数据的研究发现，以污染治理成本衡量的环境管制在短期降低了污染密集型行业的生产率，但在长期提高了生产率。

上述研究为合理评估中国环境管制与生产率之间的关系提供了极有价值的线索，但是这些文献尚存值得商榷之处。其中，对第一类文献来说，如果将污染排放量下降而带来的环境生产率提升归结为环境管制的结果，则可能高估环境管制的作用。因为污染排放量的下降也可能是企业为最大化收益而引入新技术组合的结果，而非完全是由环境管制造成的。对于第二类文献，以排污成本或污染治理成本来衡量环境管制强度则可能存在严重的测量误差问题(Berman 和 Bui，2001)。因为污染控制成本在实际中很难被清晰界定，如果企业购入具有更高生产率的新设备，进而提高了企业生产率、减少了污染物排放量，企业完全有可能将这些新设备费用计入污染治理成本账目，以应对其面临的环境管制政策。李树和陈刚(2013)的研究可能是唯一直接审视环境立法管制生产率效应的研究文献。他们基于倍差法研究发现，中国在 2000 年对《大气污染防治法》的修订显著促进了空气污染密集型行业全要素生产率的增长。但是，正如我们在前文指出的，研究中国环境立法管制的生产率效应可能需要将研究视角进一步锁定在地方的环境立法层面，这样才能得到关于这个问题的更全面认识。

三、中国的环境立法评述

中国自古就十分重视保护环境，如儒家主张的“天人合一”以及道家提倡的“道法自然”的思想都体现着朴素的环境保护观，深刻地影响了历代统治阶级的立法思想。新中国成立以来，由于受当时的经济赶超战略以及一些特殊历史原因的影响，中国政府的环境立法工作曾经在很长一段时期内进展缓慢。[④] 但是改革开放以后，随着中央政府经济发展战略的转变以及对生态环境保护重视程度的提升，中国的环境立法和环境执法工作步入了正轨，取得了很大成就。

1978 年召开的中共十一届三中全会深刻反思了“文化大革命”时期被全面破坏的社会主义法制，做出了加强法制建设的重大决定，宪法则第一次以根本大法的形式对环境保护问题做出了规定，这对

中国的环境立法工作产生了显著的促进作用。1979年第五届全国人大第十一次会议原则通过的《中华人民共和国环境保护法(试行)》标志着新中国第一部环境保护法律的诞生,[5]自此到1991年,我国一共制定了12部环境相关法律;随着1992年中国政府做出履行《21世纪议程》的庄严承诺,环境立法工作进一步提速,1992－2008年又陆续制定了15部资源节约和环境保护的相关法律,并根据形势的需要对之前制定的多部环境法律进行了修订和完善(见表1)。此外,中央政府在这一时期还出台了与环境相关的行政法规50余项、国家标准800多项。到目前为止,具有中国特色的环境与资源保护法律体系已经基本形成(孙佑海,2008)。

表1 中国制定的资源节约与环境保护的相关法律概况

相关生态环境保护法律	制定年份	相关生态环境保护法律	制定年份
1.《环境保护法》	1979	15.《电力法》	1995
2.《海洋环境保护法》(1999年修订)	1982	16.《环境噪声污染防治法》	1996
3.《水污染防治法》(1996年和2008年二次修订)	1984	17.《煤炭法》	1996
4.《森林法》(1998年修订)	1984	18.《节约能源法》(2007年修订)	1997
5.《草原法》(2002年修订)	1985	19.《气象法》	1999
6.《土地管理法》(1998年和2004年二次修订)	1986	20.《防沙治沙法》	2001
7.《矿产资源法》(1996年修订)	1986	21.《海域使用管理法》	2001
8.《渔业法》(2000年修订)	1986	22.《环境影响评价法》	2002
9.《大气污染防治法》(1995年和2000年二次修订)	1988	23.《清洁生产促进法》	2002
10.《野生动物保护法》	1988	24.《放射性污染防治法》	2003
11.《水法》(2002年修订)	1988	25.《可再生能源法》	2005
12.《标准化法》	1988	26.《城乡规划法》	2007
13.《水土保持法》	1991	27.《循环经济促进法》	2008
14.《固体废物污染环境防治法》(2004年修订)	1995		

资料来源:根据国家环保总局官方网站(www.zhb.gov.cn)提供的资料整理。

除了全国人大和中央政府的环境立法,中国各地方的环境立法工作也取得了长足进步。根据中国《地方各级人民代表大会和地方各级人民政府组织法》的相关规定,各省(自治区、直辖市)和国务院批准的较大市的人民代表大会及其常务委员会,以及各省人民政府所在地的市人民代表大会及其常务委员会都可以依据当地的实际情况和需要制定和颁布地方法规。[6]同时,各省人民政府和人民政府所在地的市,以及国务院批准的较大市的人民政府还可以制定和颁布地方行政规章。因此,除了全国人大和中央政府的环境立法,地方人大的环境立法管制以及地方政府的环境行政规章管制也是中国环境法律体系建设中的重要内容。

由于中央政府在20世纪90年代初将生态环境保护正式纳入到政府工作议程中,地方层面的环境立法工作随之活跃了起来。地方人大颁布的地方环境法规以及地方政府颁布的地方环境行政规章[7]是地方环境立法的主要表现形式,截至2004年底,各地方累计颁布的环境法规已有370余项,环境规章则高达1 800多项。其中,地方政府颁布的环境规章是否属于法的渊源在理论界依然是有争议的,但是行政规章同样属于"法"的范畴和具有法律效力却是被一致认可的(崔卓兰,1996)。[8]同时,地方政府颁布行政规章的主要任务是将法律、法规具体化、细则化,目的是为了更好地实施法律与法规。因此,中国各级地方政府颁布的行政规章同样是中国法律体系建设的重要基础(江红义和陶欢英,2008)。

地方层面的环境立法工作引人注目的另一个特点就是存在明显的地区差异。例如,浙江省是颁布环境法规最多的地区,截至2004年底已累计颁布了38项环境法规,而河南省则仅仅在1999年颁布了1项环境法规。山西省是颁布环境规章最多的地区,截至2004年底已累计颁布了139项环境规章,北京市则是颁布环境规章最少的地区,到2004年底累计颁布了6项环境规章(见图1)。

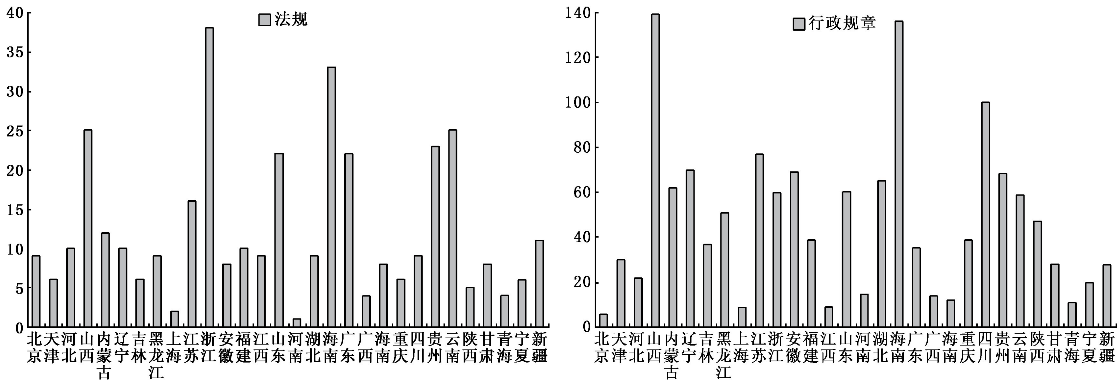

图 1　1993—2004 年各地方累计颁布的环境法规数和环境规章数

资料来源：根据 1993—2005 年《中国环境年鉴》中相关数据测算所得。[⑨]

四、变量与数据

除国家层面的环境法律和法规之外，地方性的环境法规和环境规章也是中国环境法律体系的重要基础。因此，我们可以利用中国各省颁布的环境法规和环境规章数在时间和空间维度上的变化来考察中国地方层面的环境立法对生产率增长的影响。同时，我们还能以此区分地方环境法规和环境规章各自对生产率增长的影响。我们将基准的回归方程设定为：

$$GTFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 AL_{it} + \beta_2 AR_{it} + \sum \beta_j X_{it} + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

其中，被解释变量 GTFP 是衡量全要素生产率增长的指标，解释变量 AL 和 AR 分别是各地方累计颁布的环境法规数和环境规章数，X 是其他影响全要素生产率增长的变量。

（一）全要素生产率增长。现有核算全要素生产率的方法已日趋成熟，其中经 Färe 等（1994）改造后的数据包络分析（DEA）核算框架的运用最广泛。但是，如果将生产过程中的污染物排放视为“坏”的产出，Färe 等（1994）定义的传统距离函数便无法计算全要素生产率。基于此，Chung 等（1997）提出了一种新函数——方向性距离函数，并在此基础上发展了一种可以测算生产过程中存在“坏”产出时全要素生产率的方法。

假设每个生产单元使用 N 种投入 $x=(x_1, x_2, \cdots, x_N)\in R_N^+$，得到 M 种“好”产出 $y=(y_1, y_2, \cdots, y_M)\in R_M{}^+$ 以及 I 种坏产出 $b=(b_1, b_2, \cdots, b_I)\in R_I{}^+$。生产可能性集 P(x) 为：

$$P(x)=\{(y,b):x \text{ 可生产}(y,b), x\in R_N^+\} \tag{2}$$

假设生产可能性集是一个闭集和有界集，“好”产出和投入是可自由处置的。在此基础上，进一步引入零结合公理（Null-jointness Axiom）和产出弱可处置公理（Weak Disposability of Output Axiom）（Chung 等，1997），[⑩] 则可以将第 k(k=1,2,…,K) 个生产单元在第 t(t=1,2,…,T) 期的环境技术表示为：

$$P^t(x^t)=\{(y^t,b^t): \sum_{k=1}^{K} z_k^t y_{km}^t \geqslant y_{km}^t, m=1,2,\ldots,M; \sum_{k=1}^{K} z_k^t b_{ki}^t, i=1,2,\ldots,I;$$
$$\sum_{k=1}^{K} z_k^t x_{kn}^t \leqslant x_{kn}^t, n=1,2,\ldots,N; z_k^t \geqslant 0, k=1,2,\ldots,K\} \tag{3}$$

z_k^t 表示每个横截面观测值的权重，非负的权重变量表示生产技术是规模报酬不变的。进一步地，引入基于产出的方向性距离函数：

$$\vec{D}_0(x,y,b;g)=\sup\{\beta:(y,b)+\beta g\in P(x)\} \tag{4}$$

其中，$g=(g_y,g_b)$是产出扩张的方向向量。此时，从 t 期到 t+1 期，度量全要素生产率变化的 Malmquist-Luenberger(ML)指数可表示为：

$$ML_t^{t+1}=\left\{\frac{[1+\overrightarrow{D}_0^t(x^t,y^t,b^t;g^t)]}{[1+\overrightarrow{D}_0^t(x^{t+1},y^{t+1},b^{t+1};g^{t+1})]}\times\frac{[1+\overrightarrow{D}_0^{t+1}(x^t,y^t,b^t)]}{[1+\overrightarrow{D}_0^{t+1}(x^{t+1},y^{t+1},b^{t+1};g^{t+1})]}\right\}^{\frac{1}{2}} \tag{5}$$

若该值大于1，说明从 t 期到 t+1 期全要素生产率是增长的；若该值小于1，说明从 t 期到 t+1 期全要素生产率是下降的。

在具体核算过程中，本文以 GDP 作为衡量"好"产出的指标，并以 GDP 平减指数调整为 2000 年不变价格；借鉴相关文献的普遍做法（涂正革和肖耿，2009），选择 SO_2 排放量作为衡量"坏"产出的指标。投入集中，本文纳入了资本存量 K、劳动力数量 L 以及人力资本存量 H 三个指标，因为已有研究发现，如果在测算全要素生产率时忽略了人力资本存量，将会存在严重的测量偏误（岳书敬和刘朝明，2006）。其中，各地区 2000 年资本存量 K 的数据摘自张军等（2004），我们按照张军等（2004）的测算方法推出以 2000 年不变价格衡量的样本区间内（1994－2004）各年的资本存量。[11] 劳动力数量 L 以各地区从业人员数来衡量，人力资本存量则以 6 岁以上人口的平均受教育年限来衡量。[12]

本文采用 MaxDEA Pro6.0 软件测算得到了 1995－2004 年中国 30 个省份（除西藏外）的 ML 指数（见图 2）。横向比较而言，1995－2004 年海南省的 ML 指数均值最高（1.117），贵州省的最低（0.943），其中 ML 指数高于 1 的省份有 23 个，余下 7 个省份的 ML 指数均低于 1；在纵向上看，中国 30 个省份的 ML 指数均值只有在 2000 年低于 1，其他年份均高于 1，说明中国经济的全要素生产率在样本区间内基本上呈稳定增长的态势。

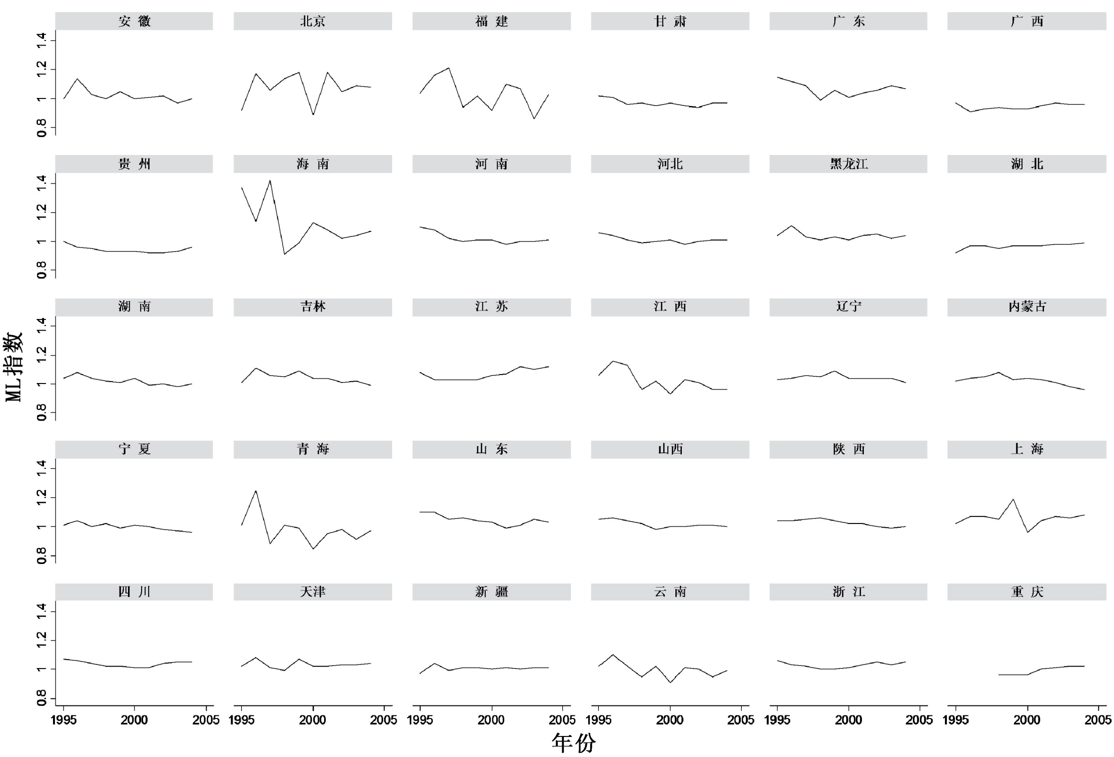

图 2　中国经济的 Malquist-Luenberger 指数测算结果（1995－2004 年）

（二）解释变量。解释变量中，衡量地方环境立法的两个变量 AL 和 AR 分别是各地区累计颁布的环境法规数和环境规章数。其中，变量 AL 主要衡量了地方环境立法管制，变量 AR 则主要反映了地方环境行政管制。各地区每年颁布的环境法规数和环境规章数摘自历年《中国环境年鉴》。

我们纳入的控制变量包括：（1）初期全要素生产率 TFP_0，用以反映各地区生产率在样本区间内的收敛情况。我们首先以 DEA 测算得到 1994 年中国各省全要素生产率的相对指数，然后累计乘上各省每年的 ML 指数，这样就能得到各省在每年的全要素生产率相对指数。（2）经济开放度（OPEN），以各地区进出口总额占 GDP 的比例来衡量，以控制经济开放对生产率增长的影响。（3）FDI，以各地区引进的外商直接投资占当地固定资产投资的比例来衡量，以控制外商直接投资对生产率增长的影响。（4）R&D 存量，以各地区的科技活动人员数占从业人数的比例来衡量，以控制各地区的 R&D 投入对生产率增长的影响。控制变量的原始数据摘自历年《中国统计年鉴》和《中国科技统计年鉴》。

五、计量分析

本文首先采用面板修正标准差法（PCSE）估计了回归方程，并进行了一阶自相关和异方差的修正。估计结果显示（见表 2 中列（1）和列（2）），地方环境法规数 AL 和地方环境规章数 AR 的回归系数分别为负和正，但均未能通过显著性检验。这个结果似乎说明，中国的地方环境法规数和环境行政规章数对全要素生产率增长的影响是不显著的。但是我们现在还很难得出上述结论，因为如果变量 AL 和 AR 是内生变量，它们的回归系数便不具有无偏性和一致性，此时变量的显著性检验也就变得毫无意义。

为了克服变量 AL 和 AR 的内生性问题，本文进一步采用系统 GMM 二步估计法重新拟合了回归方程。与 OLS 估计相比，系统 GMM 估计能够有效缓解方程的内生性偏误，从而可能得到更加稳健的估计结果。系统 GMM 二步估计结果显示（见表 2 中列（3）和列（4）），地方环境法规数 AL 的回归系数变为正，但仍未能通过显著性检验；地方环境行政规章数 AR 的回归系数却在 1%的显著性水平上为正。这说明，中国各地方的环境法规可能并未对全要素生产率增长产生实质性的影响，但是环境规章却能显著提高全要素生产率，地方政府颁布的环境规章每增加 1 项，大概能够使全要素生产率年均增速提高 0.07 个百分点。

地方环境法规之所以未能对中国生产率增长产生实质性的影响，可能的解释是：书面法律的效力主要取决于它们到底在多大程度上被严格执行，而“中国的环境执法工作实际上长期徘徊在很低的水平线上，从而造成了环境书面法令在整体上是缺乏效力和效率的”（OECD，2006）。造成中国环境执法和环境监管水平低下的因素可能源自两个方面：第一，地方政府对经济性指标的偏好（OECD，2006）。中国现有的政府组织结构是一个垂直控制的管理体制，各级地方政府主要是“对上”而非“对下”负责，上级政府在奖励和惩罚地方政府官员时具有绝对的权威。改革开放之后，全党的工作重心由阶级斗争转向经济建设，经济绩效也取代了过去一味的政治挂帅而成为中央政府考核地方官员的主要标准。地方政府官员为了赢得政治上的升迁，更高的经济绩效（如 GDP 增长率、财政收入、就业等）就成为他们任期内追求的主要政绩，而环境质量等未被纳入地方官员考核范围或者考核范围中这些相对不重要的因素在地方政府目标函数中的权重则微乎其微。第二，作为环境执法和环境监督主要责任主体的各级环保部门，其官员的任免、预算审批、资源配置等都受地方政府的管理和节制，它们实际上主要是对当地政府而非上级环保部门负责（Li，2005；Managi 和 Kaneko，2006）。地方政府的经济绩效偏好以及当地环保部门与其的实际隶属关系决定了各级环保部门的环境执法和环境监管行为也主要是以经济绩效而非环境质量作为导向的，地方环保部门将会视对地方经济的贡献程度而针对不同类型的企业采取差别对待的“选择性执法”策略。例如，对于能够为当地创造大量就业机会和税

收的企业,即使它们的生产活动造成了严重的环境污染,当地政府可能也不会处罚它们。许多文献也证实,中国的环境法规在实际执行过程中普遍存在"非完全执行"(incomplete enforcement)的情况(Wang 等,2003;Wang 和 Jin,2007)。

虽然地方环境规章享有的法律效力在理论上是低于环境法规的,但是它们的实际效力却可能要远远优于地方环境法规。主要原因是:地方行政规章是地方政府根据当地的实际情况和需要制定和颁布的规范性文件,在内容设计上主要反映了地方政府自身的利益诉求和偏好。因此,地方环境规章主要体现了地方政府的利益和意志,在实际中被执行的效率就可能远远高于地方环境法规。从这点上来说,地方环境规章对市场主体的生产经营行为产生了实质性的激励和约束效应,进而显著促进了生产率。

表 2 地方环境立法对生产率增长的影响

	PCSE 估计		系统 GMM 估计	
	(1)	(2)	(3)	(4)
AL	−0.0011		0.0005	
	(0.0009)		(0.0004)	
AR		0.0000		0.0007***
		(0.0002)		(0.0002)
L.GTFP			−0.0411	−0.1016
			(0.1185)	(0.1097)
TFP_0	−0.1219***	−0.1245***	0.0087	−0.0169
	(0.0403)	(0.0408)	(0.0546)	(0.0423)
OPEN	0.0976**	0.1003**	0.1059*	0.1149*
	(0.0444)	(0.0449)	(0.0618)	(0.0603)
FDI	−0.0204	−0.0240	−0.3451*	−0.3401*
	(0.0899)	(0.0915)	(0.2012)	(0.1903)
R&D	−4.3370**	−4.5596**	−0.1593	5.3390**
	(2.1887)	(2.2061)	(1.1073)	(2.5953)
省份哑变量	控制	控制		
年份哑变量	控制	控制	控制	控制
R^2	0.524	0.514		
AR(1) test(P)			0.041	0.058
AR(1) test(P)			0.563	0.247
Hansen test(P)			1.000	1.000
观测值	297	297	267	267

注:***、** 和 * 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平;括号内是稳健标准差;GMM 估计中,本文将初期全要素生产率增长率 L.GTFP 和初期全要素生产率 TFP_0 设定为前定变量,环境法规数 AL 和行政规章数 AR 设定为内生变量,其他变量都设定为外生变量。

其他控制变量的回归结果显示,初期全要素生产率变量 TFP_0 的回归系数并不显著,说明中国各省的全要素生产率在样本区间内并不存在显著的收敛趋势。经济开放变量 OPEN 的回归系数显著为正,说明经济开放显著促进了中国经济全要素生产率的增长,这与国内现有文献的研究结论是一致的。外商直接投资变量 FDI 的回归系数显著为负,这有点出乎意料,主要原因可能是变量 OPEN 与 FDI 的较高共线性[13]造成了变量 FDI 的回归系数与理论预期背离。R&D 投入变量的回归系数显著为正(见列(4)),说明 R&D 投入显著促进了全要素生产率增长,符合理论预期。

六、结论性评述

作为一个发展中大国,实施严格的环境管制不仅事关中国自身经济社会的可持续发展,而且对世界环境和气候的改善也具有重要影响。但是令许多人担忧的问题是,对中国这样一个发展中国家来说,实施严格的环境管制可能会减缓其工业化进程。因此,中国实施的环境管制是使中国经济付出了降低生产率和经济增长的代价,还是赢得了提高环境质量和生产率增长的"双赢"结果,这是一个具有

重要现实意义的课题。

本文采用中国各省1994－2004年的统计数据，定量评估了中国的地方环境法规和地方环境规章对生产率增长的影响。研究发现，地方环境规章显著提高了中国经济全要素生产率的增速，地方政府颁布的环境规章数每增加1项，全要素生产率的年均增速提高0.07个百分点左右。但是地方环境法规对中国经济全要素生产率的增长却并不具有显著的影响，原因可能是：地方环境执法和监管部门在执行地方环境法规时普遍存在“选择性执法”的情况，从而使地方环境法规的实际效力低下。地方政府制定和颁布的环境规章则主要反映了地方政府的偏好和意愿，使环境规章的实际效力可能要远远优于环境法规。

本文的研究说明，实施严格的环境管制可能不仅不会降低中国经济增长的速度，反而还可能使中国经济同时收获提高环境质量和生产率增长速度的“双赢”结果，但是在非严格实施的环境管制下就不能取得这种双赢效果。而且，由地方政府主导的环境行政管制的实际效力可能要远远优于环境法规管制。最后，中国的环境书面法律的实际执行效率可能是低下的，并限制了这些书面法律的实际效力。因此，在健全书面立法的同时，还需要重视对政府组织结构和政府激励机制的重构，以提高书面法律的实际执行效率。

注释：

①根据中国《地方各级人民代表大会和地方各级人民政府组织法》的相关规定，各省（自治区、直辖市）和国务院批准的较大市的人民代表大会及其常务委员会，以及各省人民政府所在地的市人民代表大会及其常务委员会都可以依据当地的实际情况和需要制定和颁布地方法规。同时，各省人民政府和人民政府所在地的市，以及国务院批准的较大市的人民政府还可以制定和颁布地方行政规章。

②法规是指国家机关制定的规范性文件，如我国国务院制定和颁布的行政法规，省、自治区、直辖市人大及其常委会制定和公布的地方性法规。省、自治区人民政府所在地的市以及经国务院批准的较大市的人大及其常委会也可以制定地方性法规，报省、自治区的人大及其常委会批准后施行。

③地方行政规章是指各省、自治区、直辖市的人民政府和省、自治区的人民政府所在地的市以及国务院批准的较大市的人民政府根据宪法、法律和行政法规等制定和发布的规范性文件。

④中国的环境立法虽然在新中国成立到改革开放这段时间进展缓慢，但并不意味着中央政府对生态环境问题的漠视，实际上这一时期颁布的《关于注意处理工矿企业排出有毒废水废气的通知》、《城市工业废水、生活污水管理暂行规定（草案）》、《关于保护和改善环境的若干规定（试行草案）》、《防止沿海水域污染暂行规定》等法规都体现了中央政府对生态环境问题的重视。关于改革开放前中国环境立法的更多介绍，可见王立：“我国环境立法评述与前瞻”，《2001年环境资源法学国际研讨会论文集》，2001年。

⑤“试行法”是具有中国特色的历史产物，实际上“试行法”与正式的法律具有同等的法律效力。《中华人民共和国环境保护法》最终在1989年12月26日正式颁布实施。

⑥参见《中华人民共和国地方各级人民代表大会和地方各级人民政府组织法》第七条、第四十三条、第六十条的相关规定，链接地址：http://www.gov.cn/ziliao/flfg/2005-06/21/content_8297.htm。

⑦为简化表述，后文中“环境行政规章”统称为“环境规章”，“地方环境行政规章”统称为“地方环境规章”。

⑧行政规章是指国务院各部委以及各省、自治区、直辖市的人民政府和省、自治区的人民政府所在地的市以及国务院批准的较大市的人民政府根据宪法、法律和行政法规等制定和发布的规范性文件。国务院各部委制定的称为部门行政规章，其余的称为地方行政规章。

⑨本文在测算各地区累计颁布的环境法规、环境规章以及环境标准数时是将各地区1993－2004年各年颁布数累加而得。

⑩零结合公理也叫负产出公理（Byproducts Axiom），其意味着一个生产单元如果没有“坏”产出，就不会有“好”产出；弱可处置公理意味着“好”产出和“坏”产出同比例减少，仍然在生产可能性集中。

⑪张军等（2004）对四川和重庆的数据进行了合并处理，我们假定这两个地区的资本产出比是一致的，并以此拆分这两个地区2000年的资本存量。推算各地区资本存量的原始数据摘自历年《中国统计年鉴》。

⑫我们在推算6岁以上人口平均受教育年限时设定小学受教育6年，初中和高中均为3年，大专及以上为4年。

⑬在本文的样本数据中，变量OPEN和FDI之间的简单相关系数高达0.6。我们认为，回归模型的统计性质固然重要，但是模型参数意义的经济学诠释更为重要。尽管变量FDI的回归系数与理论预期不符，然而从主要变量AL和AR的回归系数的统计性质及其与现实经济的较相符情况看，系统GMM估计结果总体上还是可信、可取的。

参考文献：

[1]陈诗一.中国的绿色工业革命：基于环境全要素生产率视角的解释(1980－2008)[J].经济研究，2010，(11)：21－34.

[2]崔卓兰.行政规章可诉性之探讨[J].法学研究，1996，(1)：140－144.

[3]李胜文，李新春，杨学儒.中国的环境效率与环境管制——基于1986－2007年省级水平的估算[J].财经研究，2010，(2)：59－68.

[4]李树，陈刚，陈屹立.环境立法、执法对环保产业发展的影响——基于中国经验数据的实证分析[J].上海经济研究，2011，(8)：71－82.

[5]李树，陈刚.中国环保产业发展与经济增长效率——基于TFP视角的实证检验[J].经济管理，2011，(12)：18－24.

[6]李树，陈刚.环境管制与生产率增长——以APPCL2000的修订为例[J].经济研究，2013，(1)：17－31.

[7]江红义，陶欢英.行政规章：变迁与反思[J].湖北社会科学，2008，(1)：160－162.

[8]沈能.环境效率、行业异质性与最优规制强度——中国工业行业面板数据的非线性检验[J].中国工业经济，2012，(3)：56－68.

[9]孙佑海.改革开放以来我国环境立法的基本经验和存在的问题[J].中国地质大学学报(社会科学版)，2008，(4)：41－50.

[10]涂正革，肖耿.环境约束下的中国工业增长模式研究[J].世界经济，2009，(11)：41－54.

[11]岳书敬，刘朝明.人力资本与区域全要素生产率分析[J].经济研究，2006，(4)：90－96.

[12]张军，吴桂英，张吉鹏.中国省际物质资本存量估算：1952－2000[J].经济研究，2004，(10)：35－44.

[13]Acemoglu D，Johnson S，Robinson J.Institutions as a fundamental cause of long-run growth[R].NBER Working Paper No.10481，2004.

[14]Allen F，Qian J，Qian M.Law，finance，and economic growth in China[J].Journal of Financial Economics，2005，77(1)：57－116.

[15]Berman E，Bui L.Environmental regulation and productivity：Evidence from oil refineries[J].Review of Economics and Statistics，2001，83(3)：498－510.

[16]Barbera A J，McConnell V D.The impact of environmental regulations on industry productivity：Direct and indirect effects[J].Journal of Environmental Economics and Management，1990，18(1)：50－65.

[17]Chung Y H，Färe R，Grosskopf S.Productivity and undesirable output：A directional distance function approach[J].Journal of Environment Management，1997，51(3)：229－240.

[18]Färe R，Grosskopf S，Lovell C A K.Production frontiers[M].Cambridge：Cambridge University Press，1994.

[19]Gray W B.The cost of regulation：OSHA，EPA and the productivity slowdown[J].American Economic Review，1987，77(5)：998－1006.

[20]Gray W B，Shadbegian R J.Pollution abatement costs，regulation，and plant-level productivity[R].NBER Working Paper No.4994，1995.

[21]Gollop F M，Roberts M J.Environmental regulations and productivity growth：The case of fossil-fueled electric power generation[J].Journal of Political Economy，1983，91(4)：654－674.

[22]Hamamoto M.Environmental regulation and the productivity of Japanese manufacturing industries[J].Resource and Energy Economics，2006，28(4)：299－312.

[23]Jorgenson D W，Wilcoxen P J.Environmental regulation and U S economic growth[J].Rand Journal of Economics，1990，21(2)：314－340.

[24]Jaffe A B，Palmer K.Environmental regulation and innovation：A panel data study[J].Review of Economics

and Statistics，1997，79(4)：610－619.

[25]Lanoie P，Patry M，Lajeunesse R.Environmental regulation and productivity：testing the porter hypothesis[J]. Journal of Productivity Analysis，2008，30(2)：121－128.

[26]Levinsohn J，Petrin A.Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J].Review of Economic Studies，2003，70(2)：317－341.

[27]Li W.A survey of institutional capacity of local EPBs in China[R].Paper Prepared for 2005 Urban China Research Network Annual Conference：Chinese Cities in Transition，2005.

[28]Managi S，Opaluch J，Jin D，et al.Environmental regulations and technological change in offshore oil and gas industry[J].Land Economics，2005，81(2)：303－319.

[29]Managi S，Kaneko S.Environmental policies in China[R].Faculty of Business Administration，Yokohama National University，Working Paper，2006.

[30] OECD. Environmental performance review of China [EB/OL]. http://www.oecd.org/dataoecd/38/60/37659805.pdf，2006.

[31]Porter M E，Van der Linde C.Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of Economic Perspectives，1995，9(4)：97－118.

[32]Palmer K，Oates E W，Portney P R.Tightening environmental standards：The benefit-cost or the no-cost paradigm[J].Journal of Economic Perspectives，1995，9(4)：97－118.

[33]Wang H，Mamingi N，Laplante B，et al.Incomplete enforcement of pollution regulation：Bargaining power of Chinese factories[J].Environmental and Resource Economics，2003，24(3)：245－262.

[34]Wang H，Jin Y.Industrial ownership and environmental performance：Evidence from China[J].Environmental and Resources Economics，2007，36(3)：255－273.

Local Environmental Supervision and Total Factor Productivity Growth in China：Empirical Analysis Based on Real Efficiency of Local Legislation and Administration Regulations

LI Shu[1,2]， WENG Wei-guo[1,2]

(1.*School of Economics*，*Southwest University of Political Science and Law*，*Chongqing* 401120，*China*；
2. *Research Center of Institutional Economics*，*Southwest University of Political Science and Law*，*Chongqing* 401120，*China*)

Abstract：Using the provincial data in China from 1994 to 2004，this paper quantitatively assesses the impact of local environmental supervision on total factor productivity (TFP) growth. It arrives at the conclusion that local environmental regulations significantly improve the growth speed of economic TFP in China，but the local environmental law has no significant effect on TFP growth. It implies that，strict implementation of environmental supervision can provide a double-win result，namely the improvement of environmental quality and TFP growth in China，and the real effect of local-government-oriented environmental administrative regulations is superior to the one of local environmental law. Therefore，with the perfection of written local environmental legislation，China may place emphasis on the reconstruction of government organization structure and incentive mechanisms to improve the real enforcement efficiency of written law.

Key words：local environmental legislation；local environmental law；local environmental regulation；total factor productivity

（责任编辑　许　柏）