

# 污染排放、全要素生产率增长与环境规制效果评价

张纯洪<sup>1</sup>, 刘海英<sup>2</sup>

(吉林大学 1. 商学院; 2. 数量经济研究中心, 长春 130012)

**摘要:** 本文分别计算了 1989 至 2008 期间中国 30 个省际地区的曼奎斯特-伦伯格 (ML) 与传统曼奎斯特 (M) 全要素生产率指数, 实证研究表明如果考虑环境因素约束, 传统忽视污染排放的 M 全要素生产率增长被高估; 与大多数发展中国家一样, 中国经济 M 全要素生产率被高估的主要原因与环境规制水平直接相关; 通过三阶段 DEA 产出调整、ML 全要素生产率模拟和检验后, 发现中国环境规制的实施总体上是极其宽松的, 而严格的环境规制实施有利于中国经济 ML 全要素生产率的增长, 正是由于环境规制实施不严才导致中国经济 ML 全要素生产率对环境因素约束非常敏感。

**关键词:** 环境污染; 合意产出; 全要素生产率; 环境规制

**中图分类号:** F062.2

**文献标识码:** A

## 一、引言

目前, 随着中国生产总值 (GDP) 等合意产出 (Desirable Output) 的增加, 环境污染等非合意产出 (Undesirable Output) 也往往相伴而生。高质量的经济增长模式意味着合意产出结构比例相对较高, 同时非合意产出结构比例相对较低。在既定的经济结构和要素投入条件下, 中国生产总值 (GDP) 等合意产出的增加主要依靠经济增长中的全要素生产率提高来实现, 而环境污染等非合意产出的减少则主要依靠有效的环境规制。按照“波特效应”假说, 有效的环境规制将会使微观企业向节能减排方向改进技术, 促进技术创新, 从而提升经济效率 (Porter and van der Linde<sup>[1]</sup>, 1995)。

如果经济发展中“波特效应”假说成立, 则提高经济增长中的全要素生产率和降低环境污染这两个目标是内在一致的, 即环境因素约束不仅不会减少合意产出, 相反还能够促进高质量经济增长模式的确立。比如 Hailu and Veeman<sup>[2]</sup> (2001) 在分析了 1959 至 1994 年加拿大造纸行业的生产率后, 和考虑环境污染的传统生产率测度结果对比, 发现考虑污染排放的生产率相对更高。同样, Kumar<sup>[3]</sup> (2006) 对 21 发达国家的全要素生产率增长进行测度后, 和传统忽视非合意产出的全要素生产率相对比, 发现考虑二氧化碳排放的全要素生产率增长相对更高。

然而, 有学者也认为经济系统中的环境约束对全要素生产率并非都产生正向影响 (Brännlund et al.<sup>[4]</sup>, 1995; Boyd et al.<sup>[5]</sup>, 2002; Picazo-Tadeo et al.<sup>[6]</sup>, 2005), 在有些情况下提高全要素生产率和旨在降低污染排放的环境规制往往是相互矛盾的。一个合理的解释是环境规制会增加企业的污染减排成本, 使企业投入产出绩效下降, 最终将抑制经济增长中全要素生产率的提高。这一点在 Kumar (2006) 针对

收稿日期: 2013-03-18

作者简介: 张纯洪 (1978-), 女, 吉林九台人, 吉林大学商学院副教授, 研究方向: 环境规制与绿色技术创新; 刘海英 (1972-), 男, 吉林松原人, 吉林大学数量经济研究中心教授, 研究方向: 经济绩效评价与可持续发展。

基金项目: 国家社科基金项目, 项目编号: 12CJL057; 教育部重点研究基地重大项目“政治体制对经济发展的作用机制研究”资助; 吉林省高校优秀青年科研人才项目, 项目编号: 2012QY093; 吉林大学基本科研业务费项目, 项目编号: 2011QY035, 2011QG027。

发展中国家的经验研究也获得了相关证据,即与传统忽视非合意产出的全要素生产率增长相比,如果考虑二氧化碳排放,发展中国家的全要素生产率增长相对更低。

改革开放以来,中国经济规模不断膨胀,目前已经成为世界上第二大经济体。尽管如此,中国仍然属于发展中国家,其增长模式总体上仍属于要素投入驱动的粗放型增长。事实上,提高经济增长中的全要素生产率贡献份额、降低资源的过度消耗和环境污染,一直是中国政府多年来强调的经济发展方式转变的核心问题。如果考虑到环境污染排放受到约束这一前提,中国经济全要素生产率是否还能够保持相当程度的改善,现已经成为国内外学者研究的焦点。尽管在中国经济增长绩效测度方面考虑到了污染排放因素,但对于考虑污染排放前后中国经济增长绩效出现偏差的深层原因,尤其是环境规制效应评估等方面的探究则很少涉及。基于此,本文选择中国省际地区经济系统作为研究对象,以地区综合污染而非某种单一工业污染排放作为非合意产出,在此基础上测度考虑环境因素后的中国经济全要素生产率变化,并通过模拟两种极端环境规制条件下全要素生产率的变化,揭示中国经济发展过程中环境规制实施的真实效果。

## 二、考虑环境污染非合意产出的决策单元非参数绩效测度理论

有的学者将环境污染非合意产出纳入到传统非参数数据包络分析(Data Envelopment Analysis, DEA)测度决策评价单元(Decision Making Unit, DMU)相对技术效率的模型中,其处理方法大体上可以分为三种:第一种是将非合意产出当做投入来处理(Reinhard et al.<sup>[7]</sup>, 1999),这种处理方式满足了非合意产出越多,技术效率越低的理论假设,但是其不足之处是这类投入产出模型不能反映真实的生产过程。第二种方法是将非合意产出进行某种变换处理,具体来说这种方法又可以进一步分成两类:第一类是将非合意产出的数值转化成倒数(Lovell et al.<sup>[8]</sup>, 1995; Athanassopoulos and Thanassoulis<sup>[9]</sup>, 1995),也被Scheel<sup>[10]</sup>(2001)称之为“乘法转换”(multiplicative inverse);第二类是通过线性单调递减转换方法将非合意产出转化成为正的合意产出(Seiford and Zhu<sup>[11-12]</sup>, 2002, 2005)。和第一种方法相比,这种处理方法反映了真实的生产过程,但不足之处在于其不能保留非合意产出的原始数据。第三种方法是基于参考技术(weak disposable reference technology)处理非合意产出,也称为环境DEA技术(Färe and Grosskopf<sup>[13]</sup>, 2004)。由于这种参考技术方法保留了初始非合意产出数据,其在处理非合意产出方面的应用更为广泛(Zhou et al., 2007)<sup>[14]</sup>。在这一理论框架下,Färe et al.<sup>[15]</sup>(1989)采用倒数(双曲线路径)测度方法,在判断DMUs增加“好”(合意)产出的同时,减少投入和“坏”(非合意)产出的能力,其求解规划是非线性的;而Chung et al. (1997)<sup>[16]</sup>提出的方向性距离函数(Directional Distance Function)测度效率方法,不仅在给定方向上同时奖励(Credit)DMUs“好”(合意)产出增加以及“坏”(非合意)产出减少,而且其求解规划是线性的。和倒数(双曲线路径)测度效率的理论方法相比,应用方向性距离函数构造生产率指数等为更多学者近年来研究所采用。基于此,本文拟基于参考技术处理环境污染非合意产出,并采用方向性距离函数方法测算中国省际地区经济的全要素生产率指数。

### (一) 同时包含“好”产出和“坏”产出的模型技术

假设一个决策评价单元使用  $x \in R_+^N$  种投入,生产  $y \in R_+^M$  种“好”产出和  $b \in R_+^L$  种“坏”产出。 $P(x)$  是给定投入向量  $x$  的可行产出集,这样产出集技术可以描述成:

$$P(x) = \{(y, b) : x \text{ 可以生产 } (y, b)\} \quad x \in R_+^N \quad (1)$$

这里“好”产出和“坏”产出是“零零关联”(null-joint)的,即如果没有坏的产出,那么好的产出也无法生产出来(Färe et al., 2001)。定义如下:

$$(y, b) \in P(x) \text{ 如果 } b = 0 \text{ 则 } y = 0 \quad (2)$$

“好”产出或者合意产出是强可处置的,定义如下:

$$(y, b) \in P(x) \text{ 如果 } y' \leq y \text{ 意味着 } (y', b) \in P(x) \quad (3)$$

这表明如果一个观测的产出向量是可行的,那么比这个产出向量小的产出也是可行的。然而,非合意产出的减少是需要付出成本的(即非合意产出的弱可处置性),这样一来“好”产出和“坏”产出总的来说就是弱可处置的:

$$(y, b) \in P(x) \text{ 如果 } 0 \leq \theta \leq 1 \text{ 意味着 } (\theta y, \theta b) \in P(x) \quad (4)$$

公式(4)表明了对污染的处理是有成本的,减少非合意产出的行为将转移生产合意产出的资源,使得给定投入下的合意产出减少。假设对每一个时期  $t = 1, \dots, T$  有  $k = 1, \dots, K$  个观测单元的投入和产出  $(x^{k,t}, y^{k,t}, b^{k,t})$  满足公式(1) - (4)的产出可以构造如下产出集:

$$\begin{aligned} P^t(x^t) &= \{(y^t, b^t) : \sum_{k=1}^K z_k^t y_{mk}^t \geq y_m^t, m = 1, \dots, M \\ \sum_{k=1}^K z_k^t b_{ik}^t &= b_i^t, i = 1, \dots, I \\ \sum_{k=1}^K z_k^t x_{nk}^t &\leq x_n^t, n = 1, \dots, N \\ z_k^t &\geq 0, k = 1, \dots, K \end{aligned} \quad (5)$$

公式(5)中的  $z_k^t$  是构建生产可行前沿时,每一个观测单元的强度变量或者权重。合意产出  $y_m^t, m = 1, \dots, M$  的不等式约束以及非合意产出  $b_i^t, i = 1, \dots, I$  的等式约束分别体现了“好”产出和“坏”产出的强与弱可处置性。总的来说,“好”产出和“坏”产出是弱可处置的,即它们可以同比例减少,满足公式(4)。公式(5)当中投入变量的不等式约束表明投入是强可处置的,可以定义为(6)式,意味着如果投入增加,产出不会减少。

$$\text{如果 } x \geq x', \text{ 则 } P(x) \supseteq P(x') \quad (6)$$

强度变量  $z_k^t, k = 1, \dots, K$  的约束仅仅是非负的,说明生产技术是规模收益不变的(constant returns to scale, CRS)。这是因为 Färe and Grosskopf<sup>[17]</sup> (1996) 认为规模收益不变的技术,是保证所测算的生产率指数是全要素生产率的必要条件,据此可以定义为(7)式:

$$P(\lambda x) = \lambda P(x), \lambda > 0 \quad (7)$$

此外,(8)和(9)式说明每一个“坏”产出都会被一些决策评价单元  $k$  生产,同时每个决策评价单元  $k$  都至少生产一种非合意产出(Färe, R. et al., 2001)<sup>[18]</sup>。

$$\sum_{k=1}^K b_{ik}^t > 0, i = 1, \dots, I \quad (8)$$

$$\sum_{i=1}^I b_{ik}^t > 0, k = 1, \dots, K \quad (9)$$

(二) 方向性距离函数和曼奎斯特-伦伯格(Malmquist-Luenberger, ML)生产率指数

考虑非合意产出的谢泼德(Shephard)产出距离函数这样来描述技术,定义:

$$D_o(x, y, b) = \inf\{\theta : (y, b)/\theta \in P(x)\} \quad (10)$$

对于观测单元  $k'$  第  $t$  期的距离函数可以通过下面的线性规划问题求解得到。

$$(D_o^t(x^{t,k'}, y^{t,k'}, b^{t,k'}))^{-1} = \max \theta$$

$$\begin{aligned} \text{s. t. } \sum_{k=1}^K z_k^t y_{mk}^t &\geq \theta y_{mk}^t, m = 1, \dots, M \\ \sum_{k=1}^K z_k^t b_{ik}^t &= \theta b_{ik}^t, i = 1, \dots, I \\ \sum_{k=1}^K z_k^t x_{nk}^t &\leq x_{nk}^t, n = 1, \dots, N \\ z_k^t &\geq 0, k = 1, \dots, K \end{aligned} \quad (11)$$

可以看出 Shephard 产出距离函数能同比例扩张“好”产出与“坏”产出,并不因为观测单元减少“坏”产出而给予其更高的绩效评价。与 Shephard 产出距离函数不同,方向性距离函数能在“好”产出增加的同时降低“坏”产出,并以此作为相对较高绩效观测单元的评价准则。通过产出方向向量  $g = (y, -b)$  来刻画的方向性距离函数定义如下:  $\vec{D}_o(x, y, b; g) = \sup\{\beta : (y, b) + \beta g \in P(x)\}$  (12)

方向性距离函数的计算,可以通过求解如下线性规划问题而得到:

$$\begin{aligned} \vec{D}_o^t(x^{t,k'}, y^{t,k'}, b^{t,k'}; y^{t,k'}, -b^{t,k'}) &= \max \beta \\ \text{s. t. } \sum_{k=1}^K z_k^t y_{mk}^t &\geq (1 + \beta) y_{mk}^t, m = 1, \dots, M \\ \sum_{k=1}^K z_k^t b_{ik}^t &= (1 - \beta) b_{ik}^t, i = 1, \dots, I \end{aligned} \quad (13)$$

$$\sum_{k=1}^K z_k^t x_{nk}^t \leq x_{nk}^t, n = 1, \dots, N$$

$$z_k^t \geq 0, k = 1, \dots, K$$

传统曼奎斯特(Malmquist, M)指数是由不考虑非合意产出的 Shephard 产出距离函数构建的,  $ML$  生产率指数同传统  $M$  生产率指数的构建形式相似, 主要区别在于  $ML$  生产率是通过方向性距离函数而非 Shephard 产出距离函数计算出来的。因此, 第  $t$  期到  $t+1$  期的  $ML$  生产率指数可以定义为:

$$ML_t^{t+1} = \left[ \frac{(1 + \vec{D}_o^{t+1}(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t))}{(1 + \vec{D}_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1}))} \frac{(1 + \vec{D}_o^t(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t))}{(1 + \vec{D}_o^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1}))} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (14)$$

对于每一个观测单元来说, 但若要求构造动态跨期的  $ML$  生产率指数, 必须要求解四个线性规划。比如在  $t$  期技术下, 观测单元  $k$  在  $t+1$  时期的方向性距离函数可以通过求解下面的线性规划问题得到:

$$\vec{D}_o^t(x^{t+1, k}, y^{t+1, k}, b^{t+1, k}; y^{t+1, k}, -b^{t+1, k}) = \max \beta$$

$$s. t. \quad \sum_{k=1}^K z_k^t y_{mk}^t \geq (1 + \beta) y_{mk}^{t+1}, m = 1, \dots, M$$

$$\sum_{k=1}^K z_k^t b_{ik}^t = (1 - \beta) b_{ik}^{t+1}, i = 1, \dots, I$$

$$\sum_{k=1}^K z_k^t x_{nk}^t \leq x_{nk}^{t+1}, n = 1, \dots, N$$

$$z_k^t \geq 0, k = 1, \dots, K$$
(15)

这类混合期的线性规划问题有可能出现无可行解情况, 这是因为  $t+1$  期观测值  $(y^{t+1, k}, b^{t+1, k})$  可能不在  $t$  期技术下的产出集  $P^t(x^{t+1, k})$  之内, 反过来也是如此。在本文后续计算求解过程中确实出现了没有可行解情况, 具体处理方法将在第三部分研究中专门讨论。

公式(14) 当中的  $ML$  指数可以进一步分解成(16) 和(17) 两个组成部分乘积。

$$MLEFFCH_t^{t+1} = \frac{1 + \vec{D}_o^t(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)}{1 + \vec{D}_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})} \quad (16)$$

$$MLTECH_t^{t+1} = \left[ \frac{(1 + \vec{D}_o^{t+1}(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t))}{(1 + \vec{D}_o^t(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t))} \frac{(1 + \vec{D}_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1}))}{(1 + \vec{D}_o^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1}))} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (17)$$

第一个组成部分  $MLEFFCH$  测度的是两个时期之间的产出效率变化。第二个组成部分  $MLTECH$  测度的是技术变化, 反映生产前沿面的移动。公式(16) 当中的指数  $MLEFFCH_t^{t+1}$  给出的是观测单元在  $t$  期和  $t+1$  期距其各自前沿面距离的比值。如果  $MLEFFCH_t^{t+1} > 1$ , 表明观测单元在  $t+1$  期距离前沿面更近一些。如果  $MLEFFCH_t^{t+1} < 1$ , 则表明观测单元在  $t+1$  期距离前沿面更远了, 即该观测单元随着时间的推移更加“落后”了。公式(17) 当中的指数  $MLTECH_t^{t+1}$  测度的是生产“好”产出与“坏”产出的技术变化。如果  $MLTECH_t^{t+1} > 1$ , 那么生产可行性前沿面在朝着更多“好”产出和更少“坏”产出的方向移动。如果  $MLTECH_t^{t+1} < 1$ , 则技术变化是向着更少“好”产出和更多“坏”产出的方向移动。

### 三、考虑环境污染排放前后中国经济全要素生产率的对比

#### (一) 投入产出数据来源及其处理

本文的投入产出数据来源于1989至2008年期间中国30个省际地区的经济系统, 各地区的资本存量 and 劳动从业人员数作为投入, GDP 和综合环境因子(integrated environmental factor, IEF) 则分别用来代表合意产出以及非合意产出, 其中各地区的劳动从业人员数据来自于中国统计年鉴(1990至2009)。1989年到1998年的GDP数据来自于《新中国50年统计资料汇编》, 而1999至2008年的GDP数据则来自于中国统计年鉴(2000至2009)。1989至2006年中国各省际地区的资本存量数据来自于单豪杰<sup>[19]</sup>(2008)的研究, 其余两年的资本存量数据则根据永续盘存法公式计算得到:

$$\text{资本存量}(t \text{ 年}) = \text{资本存量}(t-1 \text{ 年}) * (1 - \text{折旧率}) + \text{新增固定资本}(t \text{ 年}) / \text{隐含平减指数} \quad (18)$$

GDP 和资本存量数据采用的是1952年不变价, 单位是亿元, 劳动力的单位是万人, 综合环境因子(IEF)数据来自于各地区各类主要污染物排放的综合因子得分。在各省际地区污染物排放的因子分析中, 三个因子( $f_1, f_2, f_3$ ) 得分及其特征值( $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3$ ) 通过SPSS 15.0 中的数据降维方式得到。各地区在污染物排放因

子分析中,三个因子( $f_1, f_2, f_3$ ) 得分及其特征值( $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3$ ) 通过 SPSS15.0 中的数据降维方式得到,加权

$$\text{环境因子 } f \text{ 值计算如下: } f = \frac{\sum_{i=1}^3 \lambda_i f_i}{\sum_{i=1}^3 \lambda_i} \quad (19)$$

由于某些环境因子  $f$  的值为负,在 1989 至 2008 年间所有的环境因子  $f$  上加上一个正的常数,就得到了无量纲的非合意产出数据——综合环境因子 (IEF)。

## (二) 数据的描述性统计

本文将 30 个省际地区分成 8 大经济区,所有投入产出数据的描述性统计结果见表 1,为了提供污染排放非合意产出的原始数据,本文选取了  $\text{SO}_2$  和废水排放总量作为代表。

表 1 变量的描述性统计(1989–2008)

| 经济区                          | 变量                     | 均值     | 标准差    | 最小值    | 最大值    |
|------------------------------|------------------------|--------|--------|--------|--------|
| 北部沿海综合经济区<br>(北京 天津 河北 山东)   | 劳动力增长率(%)              | 1.748  | 1.359  | 0.596  | 3.706  |
|                              | 资本存量增长率(%)             | 13.444 | 1.750  | 11.740 | 15.081 |
|                              | GDP 增长率(%)             | 12.118 | 0.984  | 10.879 | 13.215 |
|                              | $\text{SO}_2$ 排放增长率(%) | 0.184  | 2.779  | -3.733 | 2.501  |
|                              | 废水排放总量增长率(%)           | 2.719  | 2.128  | -0.327 | 4.208  |
| 东北综合经济区<br>(辽宁 吉林 黑龙江)       | 劳动力增长率(%)              | 0.594  | 0.450  | 0.105  | 0.991  |
|                              | 资本存量增长率(%)             | 12.080 | 2.656  | 9.223  | 14.475 |
|                              | GDP 增长率(%)             | 10.160 | 0.763  | 9.415  | 10.940 |
|                              | $\text{SO}_2$ 排放增长率(%) | 2.497  | 1.121  | 1.254  | 3.429  |
|                              | 废水排放总量增长率(%)           | -1.210 | 0.892  | -2.132 | -0.351 |
| 东部沿海综合经济区<br>(上海 江苏 浙江)      | 劳动力增长率(%)              | 1.339  | 0.639  | 0.950  | 2.077  |
|                              | 资本存量增长率(%)             | 15.441 | 1.644  | 13.544 | 16.467 |
|                              | GDP 增长率(%)             | 12.809 | 1.109  | 11.535 | 13.554 |
|                              | $\text{SO}_2$ 排放增长率(%) | 2.031  | 1.210  | 1.099  | 3.399  |
|                              | 废水排放总量增长率(%)           | 2.006  | 3.363  | -0.708 | 5.768  |
| 南部沿海综合经济区<br>(福建 广东 海南)      | 劳动力增长率(%)              | 2.432  | 0.644  | 1.754  | 3.035  |
|                              | 资本存量增长率(%)             | 16.003 | 0.851  | 15.128 | 16.828 |
|                              | GDP 增长率(%)             | 13.146 | 1.065  | 11.917 | 13.801 |
|                              | $\text{SO}_2$ 排放增长率(%) | 7.088  | 1.128  | 5.981  | 8.235  |
|                              | 废水排放总量增长率(%)           | 2.150  | 2.795  | -1.073 | 3.915  |
| 长江中游综合经济区<br>(湖北 湖南 江西 安徽)   | 劳动力增长率(%)              | 1.148  | 0.269  | 0.812  | 1.440  |
|                              | 资本存量增长率(%)             | 13.572 | 1.899  | 11.393 | 15.861 |
|                              | GDP 增长率(%)             | 11.196 | 0.457  | 10.516 | 11.498 |
|                              | $\text{SO}_2$ 排放增长率(%) | 2.749  | 1.931  | 0.937  | 5.461  |
|                              | 废水排放总量增长率(%)           | -0.551 | 0.925  | -1.856 | 0.252  |
| 大西南综合经济区<br>(云南 贵州 四川 广西)    | 劳动力增长率(%)              | 1.586  | 0.526  | 0.829  | 2.037  |
|                              | 资本存量增长率(%)             | 12.684 | 1.818  | 11.059 | 14.378 |
|                              | GDP 增长率(%)             | 10.264 | 1.023  | 9.338  | 11.511 |
|                              | $\text{SO}_2$ 排放增长率(%) | 4.754  | 2.362  | 2.623  | 8.022  |
|                              | 废水排放总量增长率(%)           | 1.453  | 2.789  | -2.302 | 4.429  |
| 黄河中游综合经济区<br>(陕西 山西 河南 内蒙古)  | 劳动力增长率(%)              | 1.348  | 0.457  | 1.036  | 2.023  |
|                              | 资本存量增长率(%)             | 14.212 | 3.457  | 11.045 | 18.949 |
|                              | GDP 增长率(%)             | 11.148 | 1.234  | 10.129 | 12.748 |
|                              | $\text{SO}_2$ 排放增长率(%) | 6.299  | 5.548  | 2.300  | 14.420 |
|                              | 废水排放总量增长率(%)           | 1.406  | 1.938  | -1.466 | 2.744  |
| 大西北综合经济区<br>(甘肃 青海 宁夏 西藏 新疆) | 劳动力增长率(%)              | 1.865  | 0.263  | 1.584  | 2.149  |
|                              | 资本存量增长率(%)             | 12.913 | 1.211  | 11.685 | 14.767 |
|                              | GDP 增长率(%)             | 10.050 | 0.637  | 9.553  | 11.120 |
|                              | $\text{SO}_2$ 排放增长率(%) | 7.731  | 3.525  | 2.804  | 12.494 |
|                              | 废水排放总量增长率(%)           | 10.907 | 17.031 | -0.903 | 40.761 |

注:由于环境年鉴缺乏 1996–1999 年废水总量数据,因此 1995–1996 年到 1999–2000 年的废水排放增长率是通过工业废水数据计算得到的。

表 1 投入产出数据描述性统计表明 1989 至 2008 年 GDP 增长速度,最快的经济区是南部沿海经济区

(13.15%)，而其中以广东省的 GDP 增速为最高 (13.8%)。SO<sub>2</sub> 排放的增长速度最快的经济区是西北经济区 (7.73%)，而 SO<sub>2</sub> 排放增速最快的省份则是黄河中游综合经济区的内蒙古 (14.42%)。在所有 30 个省区当中，只有北京在样本年中 SO<sub>2</sub> 排放出现负增长 (-3.73%)。废水总量排放增长速度最高的地区是西北综合经济区的西藏 (40.76%) 和宁夏 (8%)，包括北京、山西、辽宁、吉林、黑龙江、上海、安徽、江西、湖南、海南、贵州和甘肃等在内的 12 个省区在 1989 至 2008 年中废水总量排放增长率为负。

### (三) 实证研究结论

在公式 (12) 所定义的方向性距离函数基础上，根据公式 (14) 计算得到曼奎斯特 - 伦伯格 (以下简称 ML) 生产率指数的年平均值及其分解结果。为了进行对比分析，本文计算了传统曼奎斯特 (以下简称 M) 生产率指数及其分解，通过对比分析得出和传统忽略环境污染非合意产出的中国经济全要素生产率增长结果相比，考虑污染排放因素测度的中国经济全要素生产率相对更低。如果考虑到环境因素的约束，传统方法测度的中国经济全要素生产率增长存在高估的可能。为使上述研究结论更具可信性，下面将选择两组非参数检验 (Mann - Whitney U 和 Kolmogorov - Smirnov) 以及配对样本 T 检验，据此判别 ML 和 M 生产率指数以及它们的分解指标是否相同。如果 ML 和 M 生产率指数存在显著性不同，则说明上述研究结论是稳健的。

表 2 ML 和 M 生产率指数及其分解指标的检验结果

| 原假设              | Mann - Whitney U 检验 |      | Kolmogorov - Smirnov 检验 |      | 配对样本 T 检验         |      |
|------------------|---------------------|------|-------------------------|------|-------------------|------|
|                  | 统计量                 | 检验结果 | 统计量                     | 检验结果 | 统计量               | 检验结果 |
| ML = M           | -3.386<br>(0.001)   | 拒绝   | 2.324<br>(0.000)        | 拒绝   | -4.563<br>(0.000) | 拒绝   |
| MLEFFCH = MEFFCH | -1.627<br>(0.104)   | 不能拒绝 | 1.420<br>(0.035)        | 拒绝   | -2.463<br>(0.020) | 拒绝   |
| MLTECH = MTECH   | -3.533<br>(0.000)   | 拒绝   | 2.453<br>(0.000)        | 拒绝   | -3.579<br>(0.001) | 拒绝   |

注：括号中的数值代表的是 p 值。ML、M、MLEFFCH、MEFFCH、MLTECH 和 MTECH 的含义同表 2。

表 2 检验结果显示在 0.05 的显著性水平下拒绝了 ML 和 M 生产率指数相同的原假设，同样两种情况下的技术进步 MLEFFCH 和 MEFFCH 相同的原假设也被拒绝。对于效率变化来说，在 K-S 检验和配对样本 T 检验下拒绝了原假设，而在 Mann - Whitney U 检验下不能拒绝原假设。上述检验结果表明 ML 和 M 生产率指数确实存在显著性差异。本文以中国 30 个省区作箱体，绘制 ML 和传统 M 生产率指数的箱形图 (如图 1)。由图 1 可见在绝大多数年份中 ML 指数的中位数，上四分位数和下四分位数都比传统 M 生产率指数相对低一些 (只有 2007 至 2008 年的 ML 指数下四分位数比 M 指数高些)。箱形图的直观描述也说明如果在经济发展中考虑到环境污染排放对经济增长绩效的影响，那么只强调经济增长本身，忽略环境质量下降的传统全要素生产率增长确实是被高估的 (M > ML)。

按照“波特效应”理论，考虑污染排放的 ML 生产率在发达国家和发展中国家之所以表现出不同的趋势特征，其最根本原因在于经济增长过程中的环境规制效应。在经济增长的投入产出分析框架下，环境规制将使得经济系统重新配置用于生产“好”产出的资源，有些被直接转移到污染治理投入中，有些则间接通过鼓励企业采用清洁能源等减排技术手段，减少生产过程中的浪费以及污染排放，从而对工业企业的生产行为产生积极影响。如果没有环境规制，污染排放将会不受约束。正是因为传统 M 生产率忽视了环境规制所带来的污染减排和环境质量改善效应，以至于在测度过程中不能做到由于决策评价单元污染排放减少而赋予其更高的绩效评价。因此，对于环境规制效应显著的经济系统而言，不考虑环境污染的传统 M 生产率一定会被低估；相反，对于环境规制效果较差的经济系统而言，不考虑环境污染的传统 M 生产率则会被高估。

在通常情况下，和发达国家相比，发达国家在经济发展过程中对环境污染关注的程度相对更高，环境规制效应也更加明显。因此，在不考虑环境污染排放前提下，发达国家的全要素生产率被低估，而发展中国家则被高估。作为发展中国家，中国虽然一直专注于 GDP 的增长模式，但是对环境问题也一直

比较重视。中国 1979 年首次出台环境保护法,至 2010 年已经颁布了 29 部有关自然资源、能源、清洁生产以及自然保护等方面的法律。除此之外,中国地方政府也制定了大量的环境法规以及各类环境标准等具体规制措施,这至少在表面上说明中国环境规制已经处于较高水平。依据上文所述逻辑,环境规制水平高是传统全要素生产率  $M$  被低估 ( $M < ML$ ) 的原因,然而中国经济的  $M$  生产率却被高估 ( $M > ML$ ),这种“悖论”自然引发了对中国环境规制实施效果的探究。

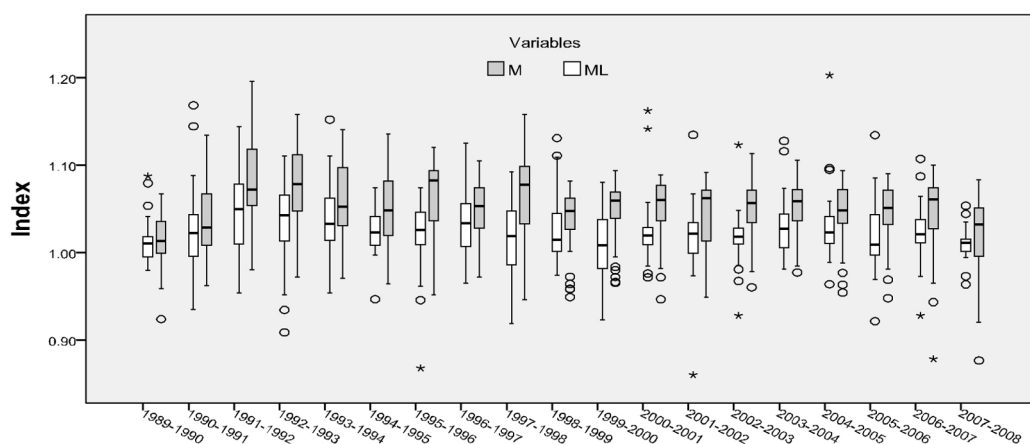


图 1 ML 和 M 生产率指数的箱形图对比

#### 四、环境规制实施对中国经济增长绩效的影响

##### (一) 环境规制实施严格程度的变量选择及研究设计

环境规制执行的严格程度与环境规制本身是完全不同的两个概念,后者关注的是环境规制内容,而前者强调的是环境规制实施过程中的有效性。用来度量环境规制实施严格程度的指标较多,但大多数学者习惯上使用污染治理投入来度量环境规制的实施 (Jaffe、Palmer<sup>[20]</sup>, 1997; Keller、Levinson<sup>[21]</sup>, 2002)。然而,由于用于污染治理投入的资金流向及最终的使用效果难以度量,这一指标并不适合度量环境规制实施的严格程度。

与污染治理投入相比,能源效率 (单位能源消耗生产的 GDP,即 GDP/能源消耗) 不仅能够有效地度量环境规制成本,而且还能够区分哪些地区采取了具体有效的环境规制措施,哪些地区的环境政策法规浮于理论而没有真正起到对企业的约束作用。本文拟选择能源效率 (GDP/能源消耗) 指标来度量环境规制实施的严格程度。

通常情况下,环境规制实施越严格,能源效率也越高。然而值得注意的是能源效率提高未必是由环境规制实施严格所导致,技术进步和产业结构升级也可能提升能源效率。所以,用能源效率指标表征环境规制实施的严格程度可能产生替代必要但不充分的问题。由于严格的环境规制能够产生更多技术创新以及创新补偿 (Porter、van der Linde, 1995),技术进步对能源效率的影响在一定程度上也反映了环境规制实施的严格程度。此外,本文在分析模型中引入的地区亚变量可以部分地消除产业结构对能源效率的影响。

在环境规制实施与经济增长绩效之间关系的研究中,传统的研究思路是将全要素生产率作为被解释变量,将环境规制实施严格程度作为众多解释变量之一,用计量手段从正面直接研究环境规制实施对全要素生产率的影响。本文研究思路与之相反,而是使用包含不可控变量 (uncontrollable variables) 的三阶段 DEA 方法 (Fried et al.<sup>[22-23]</sup>, 1999, 2002; Pastor<sup>[24]</sup>, 2002; Pastor and Serrano<sup>[25]</sup>, 2005; Yang and Pollitt<sup>[26]</sup>, 2009), 将环境规制实施严格程度设计为影响系统运营环境的不可控因素,通过将中国省际地区环境规制实施设置成最严格和最不严格两种极端,在此基础上调整合意和非合意产出,重新计算 ML 生产率指数。对比产出调整前后的 ML 生产率指数值,就能够揭示出环境规制实施严格程度对考虑污染排放的中国经济全要素生产率的影响。

##### (二) 环境规制实施严格程度对中国经济 ML 生产率影响的评估

本文采用能源效率 (GDP/能源消耗) 指标来度量环境规制执行的严格程度,能源消耗数据来自于

《新中国 60 年统计资料汇编》，单位是百万吨标准煤。此外，由于中国经济表现出比较明显的区位特征，处在同一经济区的各省份拥有相似的自然条件、资源禀赋以及产业结构等，而不同经济区之间差别却很大。因此，除了环境规制实施严格程度以外，本文将代表不同省际区域的亚变量也视为影响 DMU 运营环境的不可控因素。

1. 包含非合意产出的三阶段 DEA 调整。本文借鉴 Fried et al. (2002) 提出的三阶段模型方法，不同之处在于本文将非合意产出也纳入到了整个三阶段调整过程，包含非合意产出的 DEA 三阶段调整过程如下：

阶段一：根据每个决策评价单元的投入产出，运用公式 (13) 计算每个 DMU 的初始效率值，并根据公式 (20) 和公式 (21) 计算合意和非合意产出松弛。

$$S_{mk}^t = \sum_{k=1}^K z_k^t y_{mk}^t - y_{mk}^t, m = 1, \dots, M, k = 1, \dots, K \quad (20)$$

$$S_{ik}^t = b_{ik}^t - \sum_{k=1}^K z_k^t b_{ik}^t, i = 1, \dots, I, k = 1, \dots, K \quad (21)$$

阶段二：应用随机前沿分析 (stochastic frontier analysis, SFA) 对第一阶段产生的松弛分别进行回归，回归模型如下： $S_{mk} = f^m(\lambda_k; \delta^m) + v_{mk} + u_{mk}, m = 1, \dots, M, k = 1, \dots, K$

$$S_{ik} = f^i(\lambda_k; \delta^i) + v_{ik} + u_{ik}, i = 1, \dots, I, k = 1, \dots, K \quad (23)$$

模型 (22) 中的解释变量包含  $J$  个不可控变量  $\lambda_k = [\lambda_{1k}, \dots, \lambda_{jk}]$   $\delta^m$  是影响合意产出松弛的不可控变量待估系数。 $v_{mk} \sim N(0, \sigma_{vm}^2)$  反映了随机扰动对合意产出松弛的影响  $\mu_{mk} \sim N^+(\mu^m, \sigma_{um}^2)$  体现了管理无效率。

在 SFA 回归分析的基础上，对合意产出与非合意产出分别进行调整，以反映不可控变量与随机扰动的影响。假定将所有的 DMU 都置于观测样本当中最差的运营环境以及最坏的运气之下，则对于那些处在相对较好的运营环境以及运气较佳的 DMU 而言，合意产出向下调整，而非合意产出向上调整，具体调整形式如下：

$$y_{mk}^A = y_{mk} - [\max\{f^m(\lambda_k; \hat{\delta}^m)\} - f^m(\lambda_k; \hat{\delta}^m)] - [\max\{\hat{v}_{mk}\} - \hat{v}_{mk}] \quad (24)$$

$$b_{ik}^A = b_{ik} + [\max\{f^i(\lambda_k; \hat{\delta}^i)\} - f^i(\lambda_k; \hat{\delta}^i)] + [\max\{\hat{v}_{ik}\} - \hat{v}_{ik}] \quad (25)$$

假定将所有的 DMU 都置于观测样本当中最好的运营环境以及最好的运气之下，则对那些运营环境以及运气相对较差的 DMU 而言，合意产出向上调整，而非合意产出向下调整。具体调整的一般形式如下：

$$y_{mk}^A = y_{mk} + [f^m(\lambda_k; \hat{\delta}^m) - \min\{f^m(\lambda_k; \hat{\delta}^m)\}] + [\hat{v}_{mk} - \min\{\hat{v}_{mk}\}] \quad (26)$$

$$b_{ik}^A = b_{ik} - [f^i(\lambda_k; \hat{\delta}^i) - \min\{f^i(\lambda_k; \hat{\delta}^i)\}] - [\hat{v}_{ik} - \min\{\hat{v}_{ik}\}] \quad (27)$$

$y_{mk}^A$  和  $b_{ik}^A$  分别是调整后的合意产出和非合意产出。

阶段三：使用调整后的合意产出与非合意产出数值重新对 DMU 的效率进行评价。

2. 环境规制实施处于两种不同极端情形下的 ML 生产率评估。按照上述三阶段 DEA 产出调整逻辑，在规模报酬不变条件下，计算基于产出方向性距离函数测度的技术效率，并根据 (20) 和 (21) 式计算得出合意和非合意产出松弛，在此基础上运用 Frontier4.1 估计随机前沿分析 (SFA) 模型 (22) 和 (23) 的参数。估计结果表明能源效率的估计系数  $\delta^{GDP}$  和  $\delta^{IEF}$  均为负，这说明环境规制实施越宽松，产出松弛越大，地区投入产出的效率也越低；反之，环境规制实施越严格，产出松弛越小，地区投入产出的效率也越高。为了消除不同省际地区环境规制实施严格程度差异对效率测度的影响，下面模拟两种极端的情形来调整合意产出 (GDP) 以及环境污染非合意产出 (IEF)。

情形 1：所有地区环境规制实施都最为宽松。

宽松的环境规制实施对 DMUs 来说意味着不利的运营环境。如果参照环境规制实施最宽松的省际地区，则合意产出 GDP 和非合意产出 IEF 调整如下：

$$GDP_k^A = GDP_k - [\max_k(\lambda_k \delta^{GDP}) - \lambda_k \delta^{GDP}], k = 1, \dots, K \quad (28)$$

$$IEF_k^A = IEF_k + [\max_k(\lambda_k \delta^{IEF}) - \lambda_k \delta^{IEF}], k = 1, \dots, K \quad (29)$$

情形 2：所有地区环境规制实施都最为严格。

严格的环境规制实施对 DMUs 来说意味着更加有利的运营环境。如果参照环境规制实施最严格的省际地区，则合意产出 GDP 和非合意产出 IEF 调整如下：

$$GDP_k^A = GDP_k + [\lambda_k \hat{\delta}^{GDP} - \min_k(\lambda_k \hat{\delta}^{GDP})], k = 1, \dots, K \quad (30)$$

$$IEF_k^A = IEF_k - [\lambda_k \hat{\delta}^{IEF} - \min_k(\lambda_k \hat{\delta}^{IEF})], k = 1, \dots, K \quad (31)$$

这里  $\lambda_k$  是第  $k$  个 DMU 的能源效率值  $\hat{\delta}^{GDP}$  和  $\hat{\delta}^{IEF}$  分别是合意产出以及非合意产出能源效率的估计系数。在情形 1 下, 海南省在所有样本年调整之后的 GDP 都出现了负值。在情形 2 下, 天津 (9)、海南 (15)、云南 (1)、甘肃 (6)、青海 (20)、宁夏 (18) 和新疆 (12) 等省份也出现了负的 IEF 值 (括号中的数值表示负的 IEF 出现的年数)。此外, 西藏的能源消耗数据也无法获得, 故在重新计算之前删除上述地区, 最终获得在上述两种情形下其余 22 个省际地区的 ML 生产率指数 (情形 1 下为 ML1 和情形 2 下为 ML2), 具体见表 3。

表 3 情形 1 和情形 2 下调整后的 ML 生产率指数对比

| 地区  | ML     | ML1    | ML2    |
|-----|--------|--------|--------|
| 北京  | 1.0607 | 1.0295 | 1.0646 |
| 河北  | 1.0285 | 1.0335 | 1.0385 |
| 山西  | 1.0157 | 1.0174 | 1.0981 |
| 内蒙古 | 1.0111 | 1.0221 | 1.0685 |
| 辽宁  | 1.0366 | 1.0220 | 1.0542 |
| 吉林  | 1.0285 | 1.0219 | 1.0424 |
| 黑龙江 | 1.0287 | 1.0235 | 1.0546 |
| 上海  | 1.0530 | 1.0416 | 1.0545 |
| 江苏  | 1.0308 | 1.0430 | 1.0509 |
| 浙江  | 1.0379 | 1.0430 | 1.0566 |
| 安徽  | 1.0251 | 1.0227 | 1.0250 |
| 福建  | 1.0363 | 1.0347 | 1.0636 |
| 江西  | 1.0160 | 1.0130 | 1.0905 |
| 山东  | 1.0361 | 1.0527 | 1.0599 |
| 河南  | 1.0154 | 1.0228 | 1.0249 |
| 湖北  | 1.0290 | 1.0350 | 1.0684 |
| 湖南  | 1.0205 | 1.0201 | 1.0225 |
| 广东  | 1.0222 | 1.0343 | 1.0361 |
| 广西  | 1.0167 | 1.0144 | 1.0259 |
| 四川  | 1.0251 | 1.0297 | 1.0282 |
| 贵州  | 1.0087 | 1.0146 | 1.0448 |
| 陕西  | 1.0160 | 1.0176 | 1.0609 |
| 平均  | 1.0272 | 1.0277 | 1.0515 |

表 3 列出了模拟环境规制实施最宽松和最严格两种情形下的年平均 ML (情形 1 为 ML1; 情形 2 为 ML2) 生产率指数情况。通过对比初始未经调整的平均 ML 与 ML1, 发现 22 个地区的年平均 ML 和 ML1 生产率指数差异很小 (分别是 2.72% 和 2.77%), 而 ML 和 ML2 生产率指数则相差很大 (分别是 2.72% 和 5.15%)。除了安徽省之外, 其他所有地区的年平均 ML2 生产率增长都高于 ML。进一步对 ML 与 ML1、ML 与 ML2 是否相同做统计检验, 结果如表 4 所示。

表 4 初始和调整后的 ML 生产率指数的对比检验

| 原假设      | Mann - Whitney U 检验 |      | Kolmogorov - SmirnovZ 检验 |      | 配对样本 T 检验         |      |
|----------|---------------------|------|--------------------------|------|-------------------|------|
|          | 统计量                 | 检验结果 | 统计量                      | 检验结果 | 统计量               | 检验结果 |
| ML = ML1 | -0.235<br>(0.814)   | 不能拒绝 | 0.603<br>(0.860)         | 不能拒绝 | -0.214<br>(0.833) | 不能拒绝 |
| ML = ML2 | -3.815<br>(0.000)   | 拒绝   | 2.111<br>(0.000)         | 拒绝   | -4.931<br>(0.000) | 拒绝   |

首先, 模拟中国省际经济系统处于统一最不严格环境规制的条件下, 三种检验都不能拒绝 ML 与 ML1 二者相同的原假设, 在环境规制实施最为宽松的条件下, 中国各地区的 ML1 生产率改善与现实中未经调整的 ML 生产率并无显著差别 (ML1 = ML)。由此可以推断出中国环境规制的实施总体上是极其宽松的, 这一结论与 Managi and Kaneko (2006) 的研究有一定相似之处。其次, 模拟中国省际经济系统处于统一最严格环境规制的条件下, 三种检验都拒绝了 ML 与 ML2 二者相同的原假设, 说明二者之间存在显著差

异,而且这种差异表现为  $ML2 > ML$ ,这充分表明环境规制实施严格有利于环境因素约束下的中国经济全要素生产率增长。

## 五、研究结论和启示

本文运用方向性距离函数和 Shephard 产出距离函数方法,分别计算了 1989 至 2008 期间中国 30 个省级地区的曼奎斯特-伦伯格 (ML) 与传统曼奎斯特生产率指数。结果表明与传统忽略环境污染非合意产出的全要素生产率 (M) 相比,考虑污染排放的中国经济全要素生产率 (ML) 相对更低;如果考虑到环境因素的约束,传统方法测度的中国经济全要素生产率 (M) 被高估。与大多数发展中国家一样,中国经济全要素生产率 (M) 被高估的主要原因与环境规制水平直接相关。进一步通过三阶段 DEA 产出调整和 ML 生产率模拟检验后,发现中国环境规制水平较低的原因不在于环境规制本身,而在于环境规制的执行力问题。正是由于环境规制实施不严,才导致中国经济全要素生产率对环境因素约束非常敏感 ( $ML < M$ )。

与传统不考虑污染排放的 M 生产率相比,考虑环境污染非合意产出的 ML 生产率增长,综合反映了环境污染减少和 GDP 增加两个层面。中国经济 M 生产率指数高于 ML 指数,意味着中国经济全要素生产率的提高与污染排放降低的目标并不一致,至少在 1989 年以后的近 20 年间,中国经济发展始终没有摆脱对增长-污染-增长的路径依赖。尽管中国各级政府制定了大量的环境政策和法规,但在投资拉动 GDP 的诉求模式下,中国经济系统既没有机会,也没有时间通过清洁技术创新来实现结构升级,任何节能降耗和污染减排等环境政策,如果真正切实执行都必将成为刚性约束,从而制约 GDP 的增长<sup>①</sup>。从这个意义上说,中国经济高速增长中的“波特效应”并未出现。尽管严格的环境规制实施暂时将在一定程度上抑制经济增长,但是中国政府加强环境规制的执行力度仍显得尤为迫切。那种对于环境规制将给全要素生产率 (M) 带来负面影响的担心是不必要的,因为严格的环境规制实施不仅有助于促进中国“真正”的全要素生产率 (ML) 增长,而且能促使中国经济逐渐摆脱增长必须承受污染的路径依赖,实现国民经济可持续增长。

注释:

① 在“十一五”规划期末,为达成污染减排目标,很多地区不得不在规划期末采取了“拉闸断电”和“停止供暖”等极端措施。

参考文献:

- [1] Porter, M. E., van der Linde, C. Towards a new conception of the environment - competitiveness relationship [J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9: 97 - 118.
- [2] Hailu, A., Veeman, T. S. Non - parametric productivity analysis with undesirable outputs: An application to the Canadian pulp and paper industry [J]. American Journal of Agriculture Economics, 2001, 83: 605 - 616.
- [3] Kumar, S. Environmentally sensitive productivity growth: A global analysis using Malmquist-Luenberger index [J]. Ecological Economics, 2006, 56: 280 - 293.
- [4] Brännlund, R., Färe, R., Grosskopf, S. Environmental regulation and profitability: An application to Swedish pulp and paper mills [J]. Environmental and Resource Economics, 1995, 6: 23 - 36.
- [5] Boyd, G. A., Tolley, G., Pang, J. Plant level productivity, efficiency, and environmental performance of the container glass industry [J]. Environmental and Resource Economics, 2002, 23: 29 - 43.
- [6] Picazo - Tadeo, A. J., Reig - Martínez, E., Hernández - Sancho, F. Directional distance functions and environmental regulation [J]. Resource and Energy Economics, 2005, 27: 131 - 142.
- [7] Reinhard, S., Lovell, C. A. K., Thijssen, G. Econometric estimation of technical and environmental efficiency: An application to Dutch dairy farms [J]. American Journal of Agricultural Economics, 1999, 81: 44 - 60.
- [8] Lovell, C. A. K., Pastor, J. T., Turner, J. A. Measuring macroeconomic performance in the OECD: A comparison of European and non - European countries [J]. European Journal of Operational Research, 1995, 87: 507 - 518.
- [9] Athanassopoulos, A. D., Thanassoulis, E. Separating market efficiency from profitability and its implications for planning [J]. Journal of the Operational Research Society, 1995, 46: 20 - 34.
- [10] Scheel, H. Undesirable outputs in efficiency valuations [J]. European Journal of Operational Research, 2001, 132: 400 - 410.

- [11] Seiford, L. M., Zhu, J. Modeling undesirable factors in efficiency evaluation [J]. *European Journal of Operational Research*, 2002, 142: 16 – 20.
- [12] Seiford, L. M., Zhu, J. A response to comments on modelling undesirable factors in efficiency evaluation [J]. *European Journal of Operational Research*, 2005, 161: 579 – 581.
- [13] Färe, R., Grosskopf, S. Modeling undesirable factors in efficiency evaluation: Comment [J]. *European Journal of Operational Research*, 2004, 157: 242 – 245.
- [14] Zhou, P., Poh, K. L., Ang, B. W. A non – radial DEA approach to measuring environmental performance [J]. *European Journal of Operational Research*, 2007, 178: 1 – 9.
- [15] Färe, R., Grosskopf, S., Lovell, C. A. K., Pasurka, C. Multilateral productivity comparisons when some outputs are undesirable: A nonparametric approach [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1989, 71: 90 – 98.
- [16] Chung, Y. H., Färe, R., Grosskopf, S. Productivity and undesirable outputs: A directional distance function approach [J]. *Journal of Environmental Management*, 1997, 51: 229 – 240.
- [17] Färe, R., Grosskopf, S. *Intertemporal production frontiers: With dynamic DEA*, Kluwer Academic Publishers, Massachusetts, 1996.
- [18] Färe, R., Grosskopf, S., Pasurka, C. A., Jr. Accounting for air pollution emissions in measures of state manufacturing productivity growth [J]. *Journal of Regional Science*, 2001, 41: 381 – 409.
- [19] 单豪杰. 中国资本存量的再估算: 1952 – 2006 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2008( 10 ): 17 – 31.
- [20] Jaffe, A. B., Palmer, K. Environmental regulation and innovation [J]. *Review of Economics and Statistics*, 1997, 79: 610 – 619.
- [21] Keller, W., Levinson, A. Pollution abatement costs and foreign direct investment inflows to U. S. states [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2002, 84: 691 – 703.
- [22] Fried, H. O., Schmidt, S. S., Yaisawarng, S. Incorporating the operating environment into a nonparametric measure of technical efficiency [J]. *Journal of Productivity Analysis*, 1999, 12: 249 – 267.
- [23] Fried, H. O., Lovell, C. A. K., Schmidt, S. S., Yaisawarng, S. Accounting for environmental effects and statistical noise in data envelopment analysis [J]. *Journal of Productivity Analysis*, 2002, 17: 157 – 174.
- [24] Pastor, J. M. Credit risk and efficiency in the European banking system: A three – stage analysis [J]. *Applied Financial Economics*, 2002, 12: 895 – 911.
- [25] Pastor, J. M., Serrano, L. Efficiency, endogenous and exogenous credit risk in the banking systems of the Euro area [J]. *Applied Financial Economics*, 2005, 15: 631 – 649.
- [26] Yang, H., Pollitt, M. Incorporating both undesirable outputs and uncontrollable variables into DEA: The performance of Chinese coal – fired power plants [J]. *European Journal of Operational Research*, 2009, 197: 1095 – 1105.

## Pollutant Emissions, Total Factor Productivity Growth and Evaluation of Environmental Regulations Effect

ZHANG Chun – hong<sup>1</sup>, LIU Hai – ying<sup>2</sup>

( 1. *Business School, Jilin University, Changchun 130012, China;*

*2. Center for Quantitative Economics, Jilin University, Changchun 130012, China)*

**Abstract:** The paper calculates the Malmquist – Luenberger ( ML ) and the traditional Malmquist ( M ) index in total factor productivity of China's 30 provincial regions from 1989 to 2008. The results of empirical analysis show that, if taking environmental factors into account, the traditional Malmquist total factor productivity growth, which ignores emissions, is overestimated. The same as most of the developing countries, the overestimation of Malmquist productivity relates directly with environmental regulations level. After further three – stage DEA adjustment of outputs and simulation of ML productivity growth tests, we find that the enforcement of environmental regulations is lax in general, and the more stringent enforcement of environmental regulations will benefit the total factor productivity growth of China's economy. It is the lax stringent enforcement of environmental regulations that makes the total factor productivity growth of China's economy be sensitive to constraints of environmental factors.

**Key words:** environmental pollution; desirable output; total factor productivity; environmental regulations

( 责任编辑: 关立新 )