2015 年第 3 期
（第 14 卷）
华南农业大学学报（社会科学版）
JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY
（SOCIAL SCIENCE EDITION）

# 农业绿色全要素生产率增长及其影响因素

梁 俊[1]，龙少波[2]

（1. 中国人民大学 经济学院，北京 100872；2. 重庆大学 公共管理学院，重庆 400044）

**摘 要：** 通过拓展的非径向非角度的 DEA 模型和 Luenberger 生产率指标，在估算了农业污染的前提下，计算了中国农业绿色 TFP 的增长，并对其影响因素进行了分析。结果表明：中国农业绿色 TFP 目前增长较慢，且区域差异明显；农业技术效率改善缓慢，技术进步是农业绿色 TFP 增长的主要源泉；如果忽视环境约束，将导致农业 TFP 增速的明显高估；农业税的减免促进了农业绿色 TFP 增速的提高，而农业财政支出的影响并不明显；工业化、城市化的推进和农业贸易条件阻碍了农业绿色 TFP 增速的提高。

**关键词：** 农业绿色 TFP；农业污染；技术效率；技术进步

**中图分类号：** F323.5 **文献标识码：** A **文章编号：** 1672－0202(2015)03－0001－12

## 一、引言

从总体上看，中国农业产出增长还属于物质投入推动型增长，即粗放型农业增长[1]。这种农业增长方式一方面造成了资源的大量浪费，另一方面带来了巨大的环境压力。2010 年 2 月公布的《第一次全国污染源普查公报》显示，农业源污染已经超过了工业和生活污染成为全国最大的污染源。如何在兼顾环境绩效改善的同时，促进农业全要素生产率（后文简称 TFP）的提高，这对于实现农业可持续发展，保障粮食安全具有重要意义。

目前已有较多学者对中国农业 TFP 增长进行了研究，根据 TFP 测度方法的不同，这些文献大致可分为非前沿法（Non-frontier Approach）与前沿法（Frontier Approach）两类。

较早的研究大多采用非前沿法来分析中国农业 TFP 增长[2-5]。由于忽视了技术无效率，非前沿法存在明显不足：经济增长的源泉部分在于效率获益，而在无效率存在的情况下，这种忽略效率差异的分析将导致技术进步的估计结果有偏[6]。前沿法考虑了技术无效率，相比非前沿法有明显的优势。20 世纪 90 年代中期以来，使用前沿法已经成为中国农业 TFP 研究的一个趋势[1]。前沿法的研究尽管在计算 TFP 时考虑了技术无效率，但它们中的大部分都没有考虑环境污染对 TFP 的影响，这显然是不合理的①。

容易设想，若能在一个前沿法的模型中考虑环境污染的影响，就能据其构建一个较为合理的 TFP 分析框架。本文称这种在考虑了环境污染条件下计算得到的 TFP 为绿色 TFP。那么如何在模

**收稿日期：** 2015－04－14 **DOI：** 10.7671/j.issn.1672－0202.2015.03.001

**基金项目：** 国家自然科学基金青年项目（71103214）；教育部人文社会科学重点研究基地重大项目（13JJD790036）；中国人民大学 2014 年度拔尖创新人才培育资助计划

**作者简介：** 梁 俊（1984—），男，湖南邵阳人，中国人民大学经济学院博士研究生，主要研究方向为产业结构与经济增长。E－mail：arnold69@126.com

① 陈诗一[7]指出，累积的排放物会通过降低整体环境所提供的社会资本服务的质量而最终给各个经济单位带来负的外部性。

型中考虑环境污染的影响,进而计算绿色 TFP 呢?现有的文献提供了两种思路。一种将污染物视为一种投入,另一种将污染物视为具有非合意性质的坏产出。由于从生产的角度来看,将污染物视为坏产出更符合现实,因此这种方法在研究中也更受重视。近年来,将农业污染物视为坏产出,结合前沿法分析中国农业绿色 TFP 增长的文献开始涌现,这类文献多使用 DEA 模型。如李谷成等[8]、杨俊和陈怡[9]、潘丹和应瑞瑶[10]使用单元调查法估计了中国农业面源污染中氮(N)、磷(P)和化学需氧量(COD)的排放量,结合方向性距离函数(Directional Distance Function,DDF)和 Malmquist-Luenberger 指数(ML 指数)分析了中国农业绿色 TFP 的增长,李谷成[11]则在估算了农业面源污染排放量的条件下,结合基于松弛的(Slacks-Based Measure,SBM)方向性距离函数和 ML 指数分析了中国农业绿色 TFP 增长。

尽管这些文献在分析农业 TFP 增长时,兼顾了技术无效率和包含坏产出的生产结构,但也存在不足:方向性距离函数是一种径向的和角度的① DEA 模型,在理论上存在衡量偏差。Fukuyama 和 Weber[13]指出,当存在非零松弛时,径向的 DEA 模型会高估生产单位(Decision Making Unit,DMU)的效率;Zhou 等[14]指出,径向模型只能以相同比例放缩好产出和投入/坏产出,这可能与实际不符。而角度的 DEA 模型会忽视投入、产出中的一个方面,衡量结果也不准确。SBM 模型虽然是一种非径向非角度的 DEA 模型,但由于忽视了一种投入松弛(Slacks),也存在不足。SBM 模型认为投入无效率等同于投入过量,只有消除这些过量投入(松弛),才能回到生产前沿上。但事实上投入无效率还包括投入不足,在这种情况下,只有增加投入(另一种松弛),才能达到更有效率的生产水平②。因此,要对投入无效率的生产结构进行合理的模拟,需要同时考虑两种投入松弛。Sueyoshi 和 Goto[16]创造性地将两种投入松弛纳入一个 DEA 模型,为合理模拟生产结构提供了有价值的参考。

本文试图对研究中国农业绿色 TFP 的文献进行三方面拓展:(1)对 2000—2013 年中国农业面源污染中 N、P 和 COD 的排放量进行估算。以上计算农业绿色 TFP 的文献考虑的时期都在 2010 年以前,本文拟通过清单分析法估计最近几年的农业污染排放量。(2)在一个拓展的 DEA 模型框架内分析中国农业绿色 TFP 增长。本文借鉴 Sueyoshi 和 Goto[16]的思路,对 Zhou 等[14]的非径向非角度的方向性距离函数进行拓展,构建了一个使生产单位能在两个方向变动投入来减少无效率的 DEA 模型。在此基础上,结合 Luenberger 生产率指标分析中国农业绿色 TFP 的增长。(3)分析各种制度、经济和自然因素对农业绿色 TFP 增长的影响。

## 二、分析方法

### (一)环境生产技术

首先对包含坏产出的环境生产技术进行定义。假定有 $N$ 个生产单位,$\lambda_j \geq 0 (j=1,\cdots,N)$ 是各个生产单位的权重,$X$ 表示投入向量,$Y$ 表示好产出向量,$B$ 表示坏产出向量。根据 Sueyoshi 和 Goto[16]的定义,自然可处置性(Natural Disposability)即一个生产单位为了减少坏产出而减少投入(存

① "径向的"意味着在评价效率时要求投入或产出同比例变动,而"角度的"意味着评价效率时需要做出基于投入(假设产出不变)或基于产出(假设投入不变)的选择[12]。

② Porter 和 Van Der Linde[15]给出了一个在投入增加的情况下实现更高经济绩效的例子:政府对污染气体排放管制加强将会给企业提供新的商业机会以生产电动汽车或混合动力汽车之类的新产品。企业可能通过技术和管理创新,在投入增加的情况下,同时提高产出水平和减少污染。

在投入过量松弛），在减少了坏产出和投入的基础上，尽量增加好产出。目前大部分 DEA 模型都是基于这种技术，本文称其为传统技术。管理可处置性（Managerial Disposability）即一个生产单位通过增加投入（存在投入不足松弛）来增加好产出，同时减少坏产出。由于这种技术符合 Porter 假说中经济与环境双赢的内涵，本文称其为 Porter 技术。传统技术和 Porter 技术的生产集可以分别表示为：

$$P_1(X) = \{(Y,B): Y \leqslant \sum_{j=1}^{N} Y_j\lambda_j, B \geqslant \sum_{j=1}^{N} B_j\lambda_j, X \geqslant \sum_{j=1}^{N} X_j\lambda_j (j = 1,\cdots,N)\}$$

$$P_2(X) = \{(Y,B): Y \leqslant \sum_{j=1}^{N} Y_j\lambda_j, B \geqslant \sum_{j=1}^{N} B_j\lambda_j, X \leqslant \sum_{j=1}^{N} X_j\lambda_j (j = 1,\cdots,N)\}$$

这两种技术的区别在于投入约束不等号的方向不同。两个生产集的并集 $P(X) = P_1(X) \cup P_2(X)$ 就是能在两个方向变动投入的环境生产技术的生产集，由于该技术允许生产单位在两种技术中进行选择，本文称其为可选技术。

可以用图 1 来描述以上提到的环境生产技术。

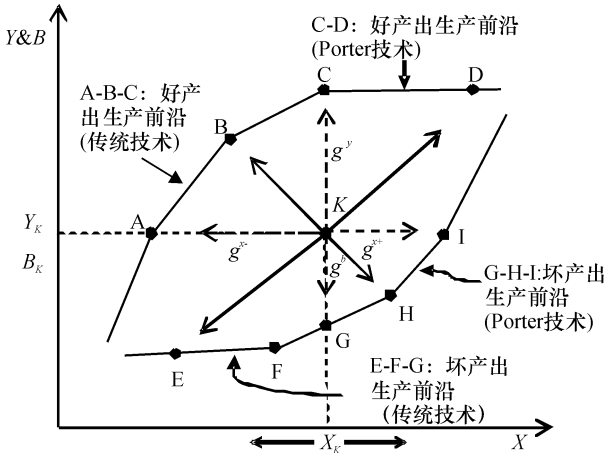



**图 1　环境生产技术示意图**

为了使图形更直观，仅考虑一种投入（$X$），一种好产出（$Y$）和一种坏产出（$B$）的情况。其中 $X$ 用横轴表示，$Y$ 和 $B$ 同时用纵轴表示，第 $K$ 个生产单位的坐标用（$X_K$，$Y_K$，$B_K$）表示。图中有两条生产前沿：好产出前沿（位于上方的曲线）和坏产出前沿（位于下方的曲线）。两条生产前沿又都分为传统技术部分（$K$ 点以左的曲线部分）和 Porter 技术部分（$K$ 点以右的曲线部分）。在传统技术下，$K$ 单元可以沿着 $g^y$、$g^b$ 和 $g^{x-}$ 的方向变动好产出、坏产出和投入，KB 和 KE 是两个可能的映射；类似地，在 Porter 技术下，$K$ 单元可以沿着 $g^y$、$g^b$ 和 $g^{x+}$ 的方向变动好产出、坏产出和投入，KD 和 KH 是两个可能的映射。而在可选技术下，$K$ 单元不仅可以沿着 $g^y$、$g^b$ 方向变动好产出和坏产出，还可在 $g^{x+}$ 和 $g^{x-}$ 两个方向变动投入，所有生产前沿上的点都是其可能的映射点，换句话说，可选技术的好产出前沿和坏产出前沿同时包含了前两种技术下的相应部分，即 A－C－D 和 E－G－I。

**（二）非径向非角度的方向性距离函数**

Zhou 等[14]提出了一种非径向非角度的方向性距离函数，该距离函数在计算时允许以不同比例变动好产出和坏产出，这比方向性距离函数更符合实际，但和 SBM 模型一样，该模型也是基于传统技术，忽视了投入不足的情况。本文借鉴 Sueyoshi 和 Goto[16]的方法，将 Porter 技术引入 Zhou 等[14]

的模型,利用跨期数据分析法①,构建了一个基于可选技术的 DEA 模型。

假定在第 $t$ 期($t=1,\cdots,P$),第 $i$ 个生产单位($i=1,\cdots,N$)使用投入向量($X_{it}$)来生产好产出向量($Y_{it}$)和坏产出向量($B_{it}$);投入、好产出和坏产出的种类分别为 $n$、$m$ 和 $k$;$X_{it}=(x_{it}^1,\cdots,x_{it}^n)$,$Y_{it}=(y_{it}^1,\cdots,y_{it}^m)$,$B_{it}=(b_{it}^1,\cdots,b_{it}^k)$;对所有 $t$ 和 $i$ 有 $X_{it}>0$,$Y_{it}>0$ 和 $B_{it}>0$。

距离函数 $\vec{D}_{it}$ 可通过如下非线性规划求解:

$$\vec{D}_{it}(X_{it},Y_{it},B_{it};g_t^{x+},g_t^{x-},g_t^{y},g_t^{b})=\max\omega^{x}(\beta_{it}^{x+}+\beta_{it}^{x-})^{T}+\omega^{y}\beta_{it}^{yT}+\omega^{b}\beta_{it}^{bT}$$

$$\text{s.t.}\ \sum_{\tau=1}^{t}\sum_{j=1}^{N}X_{j\tau}\lambda_{j\tau}=X_{it}+g_t^{x+}\cdot\operatorname{diag}(\beta_{it}^{x+})+g_t^{x-}\cdot\operatorname{diag}(\beta_{it}^{x-}),$$

$$\sum_{\tau=1}^{t}\sum_{j=1}^{N}Y_{j\tau}\lambda_{j\tau}=Y_{it}+g_t^{y}\cdot\operatorname{diag}(\beta_{it}^{y}),\ \sum_{\tau=1}^{t}\sum_{j=1}^{N}B_{j\tau}\lambda_{j\tau}=B_{it}+g_t^{b}\cdot\operatorname{diag}(\beta_{it}^{b}),$$

$$\sum_{\tau=1}^{t}\sum_{j=1}^{N}\lambda_{j\tau}=1,\ \beta_{it}^{xh+}\beta_{it}^{xh-}=0\ (h=1,\cdots,n),$$

$$\beta_{it}^{x+}\geqslant 0,\ \beta_{it}^{x-}\geqslant 0,\ \beta_{it}^{y}\geqslant 0,\ \beta_{it}^{b}\geqslant 0\ \text{且}\ \lambda_{j\tau}\geqslant 0\ (j=1,\cdots,N,\ \tau=1,\cdots,P)$$

其中 $\omega^x$、$\omega^y$、$\omega^b$ 分别表示投入、好产出和坏产出的权重向量②;$\beta_{it}^{j}$($j=x+$③,$x-$,$y$,$b$)表示相应投入或产出增减的比例向量;$g_t^j$($j=x+$,$x-$,$y$,$b$)表示相应投入或产出增减的方向性向量;$|g_t^j\cdot\operatorname{diag}(\beta_{it}^{j})|$($j=x+$,$x-$,$y$,$b$)表示相应的投入或产出松弛;目标函数求解的是投入和产出无效率程度之和,上标"$T$"表示向量转置。投入约束等式右边的两个松弛项使得模型对投入不足和投入过量都能产生约束。$\sum_{\tau=1}^{t}\sum_{j=1}^{N}\lambda_{j\tau}=1$ 是可变规模报酬条件,$\beta_t^{xh+}\beta_t^{xh-}=0$ 这个非线性条件保证了增加投入和减少投入不会同时发生。如下定义方向性向量:

$$g_t^{xh+}=\max(x_{jt}^h|j=1,\cdots,N)-\min(x_{jt}^h|j=1,\cdots,N)\ (h=1,\cdots,n),$$

$$g_t^{xh-}=-[\max(x_{jt}^h|j=1,\cdots,N)-\min(x_{jt}^h|j=1,\cdots,N)]\ (h=1,\cdots,n),$$

$$g_t^{yr}=\max(y_{jt}^r|j=1,\cdots,N)-\min(y_{jt}^r|j=1,\cdots,N)\ (r=1,\cdots,m),$$

$$g_t^{bs}=-[\max(b_{jt}^s|j=1,\cdots,N)-\min(b_{jt}^s|j=1,\cdots,N)]\ (s=1,\cdots,k)$$

**(三)Luenberger 生产率指标**

根据 Chambers 等[18]的定义,$t$ 期到 $t+1$ 期的 Luenberger 生产率指标可表示为④:

$$\text{LPI}=\frac{1}{2}\times\left\{\begin{array}{l}[\vec{D}_t(X_{it},Y_{it},B_{it};g_t^{x+},g_t^{x-},g_t^{y},g_t^{b})-\vec{D}_t(X_{it+1},Y_{it+1},B_{it+1};g_{t+1}^{x+},g_{t+1}^{x-},g_{t+1}^{y},g_{t+1}^{b})]\\+[\vec{D}_{t+1}(X_{it},Y_{it},B_{it};g_t^{x+},g_t^{x-},g_t^{y},g_t^{b})-\vec{D}_{t+1}(X_{it+1},Y_{it+1},B_{it+1};g_{t+1}^{x+},g_{t+1}^{x-},g_{t+1}^{y},g_{t+1}^{b})]\end{array}\right\}$$

该指标即为 TFP 变化率,它可以进一步分解为技术效率变化(EFFCH)和技术进步(TECHCH)两部分之和,其中:

---

① 即在构建生产前沿时使用当期和当期以前各期的数据,这种连续构建生产前沿的方法能够避免技术倒退可能[17]。

② 模型中的向量都是横向量。具体计算时本文参照 Zhou 等[14]的权重设置,假定投入、好产出和坏产出在计算中各占 1/3 的总权重,每种总权重又根据各自要素的种类,进行进一步的均分。

③ $x+$ 和 $x-$ 分别表示投入不足和投入过量情况下的投入要素。

④ 与 Chambers 等[18]略有不同的地方在于方程中使用的距离函数是上文提出的距离函数。

$$EFFCH = \vec{D}_t(X_{it},Y_{it},B_{it};g_t^{x+},g_t^{x-},g_t^{y},g_t^{b}) - \vec{D}_{t+1}(X_{it+1},Y_{it+1},B_{it+1};g_{t+1}^{x+},g_{t+1}^{x-},g_{t+1}^{y},g_{t+1}^{b})$$

$$TECHCH = \frac{1}{2} \times \{[\vec{D}_{t+1}(X_{it+1},Y_{it+1},B_{it+1};g_{t+1}^{x+},g_{t+1}^{x-},g_{t+1}^{y},g_{t+1}^{b}) - \vec{D}_t(X_{it+1},Y_{it+1},B_{it+1};g_{t+1}^{x+},g_{t+1}^{x-},g_{t+1}^{y},g_{t+1}^{b})] + [\vec{D}_{t+1}(X_{it},Y_{it},B_{it};g_t^{x+},g_t^{x-},g_t^{y},g_t^{b}) - \vec{D}_t(X_{it},Y_{it},B_{it};g_t^{x+},g_t^{x-},g_t^{y},g_t^{b})]\}$$

要求解 LPI、EFFCH 和 TECHCH 实际上就是求解 $\vec{D}_t(X_{it},Y_{it},B_{it};g_t^{x+},g_t^{x-},g_t^{y},g_t^{b})$、$\vec{D}_{t+1}(X_{it+1},Y_{it+1},B_{it+1};g_{t+1}^{x+},g_{t+1}^{x-},g_{t+1}^{y},g_{t+1}^{b})$、$\vec{D}_t(X_{it+1},Y_{it+1},B_{it+1};g_{t+1}^{x+},g_{t+1}^{x-},g_{t+1}^{y},g_{t+1}^{b})$ 和 $\vec{D}_{t+1}(X_{it},Y_{it},B_{it};\ g_t^{x+},g_t^{x-},g_t^{y},g_t^{b})$ 4 个距离函数，$\vec{D}_t(X_{it},Y_{it},B_{it};g_t^{x+},g_t^{x-},g_t^{y},g_t^{b})$ 的求解方法上文已经给出，另 3 个距离函数的计算方法类似。

## 三、变量与数据说明

本文的研究对象是 2000—2013 年中国 31 个省级行政区的农业绿色 TFP 增长。根据数据可得性和现有研究，本文选取了如下投入、产出变量。

投入变量：(1)劳动投入：农林牧渔业从业人员(万人)；(2)土地投入：农作物播种面积与水产养殖面积(千公顷)；(3)化肥投入：农用化肥施用量(万吨)；(4)机械投入：农业机械总动力(万千瓦)；(5)役畜投入：役畜年末存栏数(万头)；(6)农业水资源投入：农业用水总量(亿立方米)。

好产出变量选取的是农林牧渔总产值(亿元)(后文简称农业总产值)，为了剔除价格的影响，本文用农产品生产价格指数将名义总产值转化为以 2000 年为基期的实际总产值。

坏产出变量选取的是农业面源污染中 N、P 和 COD 的排放量。由于年鉴中没有这 3 个数据，本文借鉴梁流涛[19]的清单分析法进行估算。考虑的农业面源污染包括如下 4 类：农田化肥污染、畜禽养殖类污染、农田固体废弃物污染和农村生活污染。各类面源污染的产污核算单元情况如下：

**表 1　农业面源产污核算单元**

| 污染来源 | 调查单元 | 调查指标 | 单位 |
|---|---|---|---|
| 农田化肥 | 氮肥，磷肥，复合肥 | 施用量 | 万吨 |
| 畜禽养殖 | 牛，猪，羊，家禽 | 存栏数 | 万头(只) |
| 农田固体废弃物 | 稻谷，小麦，玉米，豆类，薯类，油料，蔬菜 | 总产量 | 万吨 |
| 农村生活 | 乡村人口 | 乡村人口 | 万人 |

**资料来源**：参考自梁流涛[19]，并根据数据可得性对调查单元进行了一定调整。

根据梁流涛[19]核算农业污染物的方法，各类面源污染中的 N、P 和 COD 的排放量可用如下公式计算：

$$E = \sum_i EU_i \rho_i (1 - \eta_i) C_i(EU_i, S)$$

其中 $E$ 为某污染物的排放量；$EU_i$ 为调查单元 $i$ 的统计数；$\rho_i$ 为调查单元 $i$ 的某污染物的产污强度系数；$\eta_i$ 为表征相关资源利用效率的系数；$C_i$ 为单元 $i$ 的某污染物排放系数，它由调查单元和空间特征($S$)决定，表征区域环境、降雨、水文和各种管理措施对农业和农村污染的综合影响[20]。计算污染物排放量所涉及的系数主要来自梁流涛[19]。另一些系数如氮肥利用率(35%)、磷肥利用率(19.5%)、复合肥氮含量(15%)和复合肥磷含量(15%)则来自陈同斌等[21]。

所用基础数据来源于各年的《中国统计年鉴》、各地区的省级统计年鉴和《中经网统计数据

库》。以下是本文所用数据的一个统计性描述:

表2 农业投入—产出数据统计性描述

| 变量 | 平均值 | 标准差 | 最大值 | 最小值 |
|---|---|---|---|---|
| 农业劳动力/万人 | 955.82 | 754.78 | 3569.00 | 0.38 |
| 土地投入/千公顷 | 5306.15 | 3690.35 | 14558.80 | 230.90 |
| 农用化肥/万吨 | 165.96 | 133.91 | 695.09 | 2.50 |
| 机械动力/万千瓦 | 2485.24 | 2540.19 | 12741.55 | 95.32 |
| 役畜投入/万头 | 168.61 | 157.25 | 624.00 | 0.01 |
| 农业用水量/亿立方米 | 115.26 | 98.72 | 638.76 | 8.77 |
| 农业总产值/亿元 | 1582.89 | 1449.09 | 8258.86 | 51.21 |
| COD/万吨 | 34.07 | 26.23 | 109.30 | 2.73 |
| 氮排放/吨 | 14.16 | 11.07 | 44.78 | 1.38 |
| 磷排放/吨 | 1.43 | 1.23 | 5.84 | 0.10 |

## 四、基于中国31个省市的经验分析

### (一)生产前沿分析

定义技术效率 $\theta = \frac{1}{1+\vec{D}}$,当生产单位位于生产前沿上时,距离函数 $\vec{D}=0$,此时该生产单位是完全有效的,有 $\theta=1$;当生产单位不在前沿上时有 $\vec{D}>0$,此时 $0<\theta<1$。下图给出了各地区农业技术效率的变化情况①。

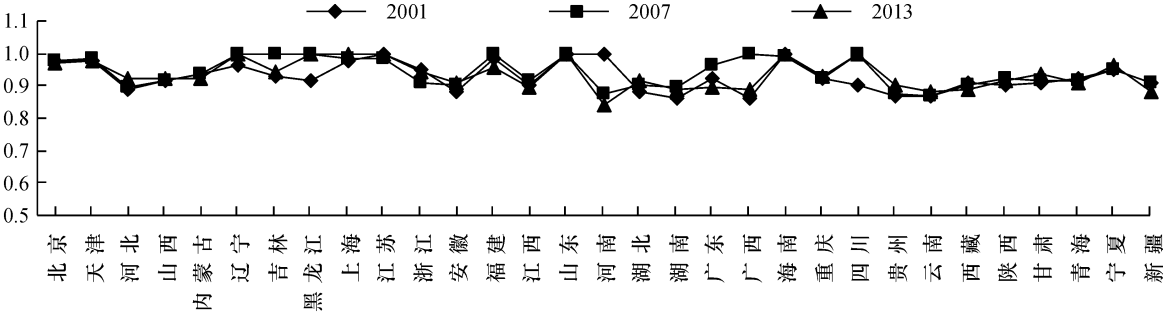



图2 中国各省市农业技术效率

从生产前沿的分析来看,中国各省市农业技术无效率普遍存在。没有一个省(市)在所有年份都位于生产前沿之上,北京、河北、山西和内蒙古等17个省市的农业技术效率值更是在所有年份都小于1。这表明这些地区并没有充分利用能够获得的前沿技术,但同时也说明,这些地区通过改善技术效率促进农业发展的潜力巨大。当然,也有一些地区的技术效率较高,在一半以上年份都位于生产前沿上,这些地区包括:山东(13)②、海南(12)、辽宁(12)、江苏(11)、黑龙江(9)、福建(9)、四川(9)和上海(7)。值得指出的是,这些位于生产前沿上的地区并非都是经济发达地区,如

① 由于曲线分布区域集中,且趋势相近,为直观起见,仅给出3年的变化曲线。

② 括号内的数字表示对应地区位于生产前沿上的年数。

海南、辽宁、黑龙江和四川，原因可能在于，技术效率是一个相对值，一旦选用与自身经济发展条件相一致的最佳实践技术，即使是发展水平相对落后的经济体也可以获得高的技术效率[22]。

**（二）中国农业绿色 TFP 增长**

2000—2013 年，中国农业绿色 TFP 年均增长 1.63%，低于对应时期潘丹和应瑞瑶[10]估计的 2.9%、李谷成[11]的 3.93%，与杨俊和陈怡[9]估计的 1.8% 较为接近。这个增速相对于同期农业总产值 10.67% 的年均增速并不显著。然而这是考虑了环境约束下的增长，反映了经济效率和环境效率的全面提升。

从增长源泉来看，农业绿色 TFP 的增长几乎全由农业技术进步驱动，而农业技术效率改善的贡献甚微。从图 3 也可以看出，农业技术进步年均增长 1.61%，其累积变化曲线和农业绿色 TFP 累积变化曲线几乎重合；农业技术效率年均仅增长 0.02%，在一些年份甚至出现了恶化，其累积变化趋势几乎是一条直线。

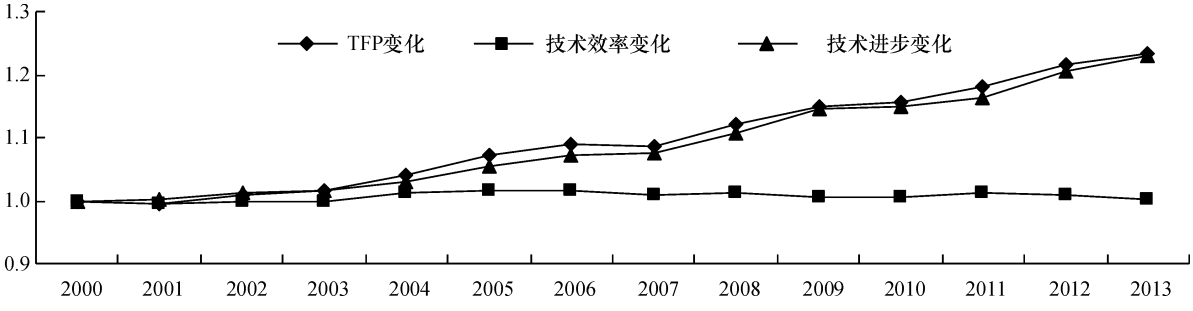



**图 3　中国农业绿色 TFP 累积增长与源泉累积变化**

从增长趋势来看，农业绿色 TFP 的增长大致可分为两个阶段。第一个阶段是 2000—2003 年，这个阶段是农业 TFP 增长的停滞阶段，年均增速仅为 0.57%。该阶段，政府在发展战略上依然重工轻农，农业生产率提高缓慢。第二个阶段是 2004—2013 年，这个阶段是农业 TFP 增速显著上升阶段。该阶段政府开始加大了惠农强农力度，出台了一系列优惠措施，如“三减免、三补贴”“减免农业税”“发展现代农业”等，有力促进了农业生产率的提高；该阶段农业绿色 TFP 年均增速上升至 1.95%，其中技术进步贡献了 1.92%，技术效率贡献了 0.03%。

本文还考察了不同地区的农业绿色 TFP 的增长情况。根据中国各地农业特点，本文把 31 个省市分为三个农业区域：（1）北方地区（北京、天津、河北、山西、辽宁、吉林、黑龙江、江苏、安徽、山东、河南和陕西 12 省市），该地区农田主要为旱地，农业以种植业为主，是小麦、玉米、高粱、谷子、薯类等旱粮的主产区；（2）南方地区（上海、浙江、福建、江西、湖北、湖南、广东、广西、海南、重庆、四川、贵州和云南 13 省市），该地区农田主要为水田，农业也以种植业为主，是水稻的主产区，同时也种植玉米、薯类等旱粮，东南沿海还是中国渔业主产区；（3）西北地区（内蒙古、西藏、甘肃、青海、宁夏和新疆 6 省市），该地区土地主要为荒漠、戈壁和草原，农业以畜牧业为主。

表3 中国各地区农业绿色TFP增长 单位:%

| 地区 | | 环境约束 | | | | 无环境约束 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | LPI | EFFCH | TECHCH | TFP份额 | LPI | EFFCH | TECHCH | TFP份额 |
| 北方地区 | 北京 | 0.31 | -0.04 | 0.35 | 4.90 | 1.69 | 0.00 | 1.69 | 26.81 |
| | 天津 | 0.12 | -0.19 | 0.31 | 1.58 | 4.26 | 0.00 | 4.26 | 58.21 |
| | 河北 | 3.90 | 0.46 | 3.44 | 37.44 | 10.15 | 0.39 | 9.72 | 97.48 |
| | 山西 | 0.82 | 0.13 | 0.70 | 7.01 | 8.81 | 1.25 | 7.47 | 75.05 |
| | 辽宁 | 1.25 | 0.37 | 0.88 | 10.16 | 11.37 | 0.00 | 11.37 | 92.37 |
| | 吉林 | 1.15 | 0.03 | 1.12 | 9.59 | 12.03 | -1.03 | 13.20 | 100.33 |
| | 黑龙江 | 2.79 | 0.75 | 2.04 | 16.88 | 15.19 | 2.54 | 12.34 | 92.02 |
| | 江苏 | 2.06 | 0.00 | 2.06 | 21.31 | 15.44 | 0.00 | 15.44 | 159.85 |
| | 安徽 | 2.80 | 0.20 | 2.60 | 29.96 | 8.66 | -2.30 | 11.21 | 92.75 |
| | 山东 | 2.58 | 0.00 | 2.58 | 24.90 | 16.74 | 0.00 | 16.74 | 161.64 |
| | 河南 | 3.79 | -1.43 | 5.22 | 37.43 | 8.29 | -0.61 | 8.95 | 81.79 |
| | 陕西 | 1.10 | 0.18 | 0.92 | 8.07 | 12.11 | 4.83 | 6.94 | 88.92 |
| | 平均值 | 1.89 | 0.04 | 1.85 | 17.44 | 10.39 | 0.42 | 9.94 | 93.93 |
| 南方地区 | 上海 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.13 | -0.02 | 0.00 | -0.02 | -0.78 |
| | 浙江 | 0.78 | -0.45 | 1.23 | 10.47 | 15.20 | 0.00 | 15.20 | 203.62 |
| | 福建 | 0.77 | -0.34 | 1.11 | 8.50 | 9.74 | 0.00 | 9.74 | 107.68 |
| | 江西 | 1.60 | -0.10 | 1.70 | 16.56 | 6.09 | -2.74 | 9.07 | 62.98 |
| | 湖北 | 2.95 | 0.47 | 2.48 | 24.01 | 10.92 | 1.57 | 9.21 | 88.92 |
| | 湖南 | 3.59 | 0.38 | 3.21 | 30.60 | 10.52 | 1.81 | 8.55 | 89.58 |
| | 广东 | 1.72 | -0.92 | 2.64 | 20.70 | 8.73 | 0.00 | 8.73 | 105.09 |
| | 广西 | 2.71 | 0.33 | 2.38 | 22.85 | 10.09 | 1.45 | 8.52 | 85.03 |
| | 海南 | 0.08 | 0.00 | 0.08 | 0.75 | 8.00 | -0.37 | 8.40 | 76.75 |
| | 重庆 | 0.91 | 0.13 | 0.78 | 8.73 | 10.16 | 2.02 | 7.98 | 97.52 |
| | 四川 | 5.95 | 0.72 | 5.23 | 53.99 | 8.28 | 0.00 | 8.28 | 75.06 |
| | 贵州 | 1.15 | 0.31 | 0.84 | 10.16 | 9.94 | 1.10 | 8.74 | 87.90 |
| | 云南 | 1.17 | 0.07 | 1.11 | 9.78 | 8.15 | -0.15 | 8.32 | 67.91 |
| | 平均值 | 1.80 | 0.05 | 1.75 | 16.71 | 8.91 | 0.36 | 8.52 | 88.25 |
| 西北地区 | 内蒙古 | 1.25 | -0.09 | 1.34 | 9.71 | 11.44 | -1.68 | 13.35 | 88.86 |
| | 西藏 | 0.54 | -0.20 | 0.73 | 7.62 | 3.94 | 0.00 | 3.94 | 56.01 |
| | 甘肃 | 0.89 | 0.20 | 0.70 | 7.17 | 8.99 | 1.48 | 7.39 | 72.07 |
| | 青海 | 0.51 | -0.08 | 0.60 | 3.90 | 5.04 | -0.99 | 6.08 | 38.28 |
| | 宁夏 | 0.41 | 0.12 | 0.29 | 3.04 | 13.92 | 2.23 | 11.44 | 103.14 |
| | 新疆 | 0.98 | -0.23 | 1.22 | 7.29 | 11.64 | -3.63 | 15.84 | 86.18 |
| | 平均值 | 0.76 | -0.05 | 0.81 | 6.45 | 9.16 | -0.43 | 9.67 | 74.09 |
| | 总体平均 | 1.63 | 0.02 | 1.61 | 15.01 | 9.53 | 0.23 | 9.29 | 87.71 |

**注**:表中LPI、EFFCH、TECHCH和TFP份额分别表示年均TFP增长、技术效率变化、技术进步和TFP贡献的产出增长份额;所有数值均为各年的算术平均值。

从表3可以看出,不同区域的农业绿色TFP增长、技术效率变化和技术进步差异明显。其中北方地区农业绿色TFP增长最快,年均增长1.89%,技术效率和技术进步分别贡献了0.04%和1.85%。南方地区农业绿色TFP增速次之,年均增速为1.80%,技术效率和技术进步分别贡献了

0.05% 和 1.75%。西北地区农业绿色 TFP 增速最低，年均增长 0.76%，技术效率和技术进步分别贡献了 -0.05% 和 0.81%。北方地区农业绿色 TFP 增速较高的原因可能在于，该地区平缓的地势更利于农机作业，因而农业机械化水平较高，生产率提高快；而西北地区农业绿色 TFP 增速较低的原因可能在于该地区缺乏利于耕作农业的自然条件，而作为其农业支柱产业的畜牧业的投入产出效率也偏低，因此农业绿色 TFP 增长较慢。

分省市来看，农业绿色 TFP 增长最快的是四川（5.95%），最慢的是上海（0%）。四川是西部的农业大省，具有发展农业的有利自然条件，且历来重视农业生产率的提高；而上海由于已经实现了工业化，发展重心已向服务业转移，农业的发展被相对忽视。

此外，中国农业增长粗放的特点非常明显，这印证了全炯振[1]、潘丹和应瑞瑶[10]等研究的分析结论。各地区农业增长中 TFP 的贡献依然很低（北方、南方和西北分别为 17.44%、16.71% 和 6.5%），增长主要靠要素投入来维持。

上表最后 4 列还给出了不考虑污染变量情况下，基于 DEA-Malmquist 指数计算得到的结果，该情况下全国农业 TFP 年均增长 9.53%，对农业增长的贡献为 87.71%，均远远高于考虑污染变量的情况。此外，一些省市农业 TFP 增长对产出增长的贡献甚至出现了超过 100% 这样的反事实情况，如吉林（100.33%）、江苏（159.85%）、山东（161.84%）。可见，如果忽视了农业污染，会导致农业 TFP 增长的明显高估。

**（三）中国农业绿色 TFP 增长的影响因素分析**

到目前为止，并没有正式的理论用于确定 TFP 增长的影响因素，本文主要根据现有研究和数据可得性来选取 TFP 增长的影响因素。选取的解释变量包括：（1）农业贸易条件，用农产品生产价格指数与农产品生产资料价格指数的比值表示；（2）农村工业化变量，用乡镇企业总产值占农业总产值的比重表示；（3）农业公共投资，用农林水事务财政支出与总财政支出的比值表示；（4）农业税负，用农业税①与农业总产值之比表示；（5）农业基础，用人均实际农业总产值的对数表示；（6）城市化水平，用城市人口与总人口之比表示；（7）农业结构，用粮食播种面积与农作物总播种面积之比表示；（8）受灾率，用受灾面积与农作物播种面积之比表示。本文将 TFP 增长对数化，用 ln（1 + TFP 增长率）作为被解释变量，选取面板数据截面固定效应模型进行估计（类似地，也分析了技术效率变化和技术进步的影响因素）：

$$\ln(1 + Y_{i,t}) = \beta_0 + \sum_j \beta_j X^j_{i,t} + \varphi_i D_i + \varepsilon_{i.t}$$

其中，$Y$ = LPI，EFFCH，TECHCH，分别表示 TFP 增长、技术效率变化和技术进步变化；$i = 1,2,\cdots,31$，表示中国的 31 个省市；$X^j(j = 1,2,\ldots,J)$ 表示各解释变量；$\varphi_i D_i$ 表示省区固定效应，$\varepsilon_{i,t}$ 表示随机扰动项。估计结果如表 4 所示。

1. 第一阶段：2001—2006 年

2001 年以来，中国农业贸易条件显著阻碍了农业技术进步和绿色 TFP 增速的提高。从数据来看，中国农业的贸易条件是改善的，如果价格机制正常发挥作用，它将刺激生产者改进技术，提高

① 这里的农业税泛指与农业相关的几个税种，而不单指狭义上的农业税。具体来说，在 2007 年以前指屠宰税、农业税、农业特产税、牧业税、耕地占用税和契税之和，2007 年开始，中国政府取消了农业税、屠宰税和牧业税，而农业特产税只保留了烟叶税，因此 2007 年及之后的农业税指烟叶税、耕地占用税和契税之和。

表4 中国农业绿色TFP增长影响因素回归结果

| 变量名 | 2001—2006年 | | | 2007—2013年 | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | TFP | EFFCH | TECHCH | TFP | EFFCH | TECHCH |
| 常数项 | -0.0649** | -0.0842*** | 0.0507*** | 0.0111 | -0.0459** | 0.0529** |
| | (0.0284) | (0.0194) | (0.0072) | (0.0276) | (0.0194) | (0.0238) |
| 农业贸易条件 | -0.0287*** | 0.0111 | -0.0606*** | -0.0599*** | 0.0064 | -0.0626*** |
| | (0.0105) | (0.0068) | (0.0039) | (0.0065) | (0.0055) | (0.0106) |
| 农业公共投资 | 0.0239 | 0.0331*** | 0.0079 | -0.0114 | 0.0070 | 0.0226 |
| | (0.0297) | (0.0085) | (0.0075) | (0.0387) | (0.0186) | (0.0335) |
| 农业税 | -0.0140*** | 0.0367*** | -0.0218*** | -0.0051 | -0.0247*** | 0.0093 |
| | (0.0039) | (0.0112) | (0.0076) | (0.0072) | (0.0063) | (0.0148) |
| 农村工业化程度 | $1.38\times10^{-5}$ | $1.67\times10^{-5}$ | $1.41\times10^{-5}$** | -0.0004* | -0.0002 | -0.0001 |
| | ($3.13\times10^{-5}$) | ($3.00\times10^{-5}$) | ($5.85\times10^{-6}$) | (0.0002) | (0.0001) | ($9.46\times10^{-5}$) |
| 城市化水平 | -0.0004** | -0.0009*** | 0.0005*** | -0.0005 | -0.0006*** | 0.0003 |
| | (0.0002) | ($8.63\times10^{-5}$) | (0.0001) | (0.0004) | (0.0002) | (0.0004) |
| 农业结构 | -0.0059 | -0.0082** | 0.0081** | 0.0380 | 0.0289** | 0.0021 |
| | (0.0063) | (0.0038) | (0.0034) | (0.0195) | (0.0131) | (0.0107) |
| 农业基础 | 0.0145*** | 0.0141*** | -0.0015 | 0.0068** | 0.0055** | 0.0002 |
| | (0.0023) | (0.0020) | (0.0013) | (0.0033) | (0.0024) | (0.0027) |
| 受灾率 | -0.0053* | -0.0033 | -0.0031*** | 0.0039 | 0.0007 | 0.0043 |
| | (0.0028) | (0.0024) | (0.0012) | (0.0020) | (0.0010) | (0.0030) |
| 省级虚拟变量 | yes | yes | yes | yes | yes | yes |
| 样本数 | 186 | 186 | 186 | 217 | 217 | 217 |
| 年数 | 6 | 6 | 6 | 7 | 7 | 7 |
| Adj-$R^2$ | 0.5896 | 0.2874 | 0.6124 | 0.5798 | 0.2140 | 0.5930 |

**注**:括号内数字为标准误,***、** 和* 分别表示该参数至少在1%、5%和10%的水平显著。

生产率。那么这里为什么会出现相反的情况呢?原因可能在于政府的农产品价格支持政策扭曲了价格信号,改变了农产品生产者的市场预期和经营行为。农业税与绿色TFP增速呈显著的负向关系,2005年以来,中国政府开始大幅削减农业税,显著促进了农业技术进步和绿色TFP增速的提高。城市化的推进显著阻碍了农业绿色TFP增速的提高,原因有两方面,首先,城市化过程中的征地会对农业生产率产生消极影响。高产农田一般都分布在城镇周围,容易被征用,这会使总的农田单产水平下降。其次,在城市化过程中,大量青壮年劳动力向城市转移,导致务农劳动力出现老龄化与女性化,这也影响了农业生产率的提高[23]。农业基础和受灾率分别促进和阻碍了农业绿色TFP增速的提高,而农业公共投资、农村工业化和农业结构对农业绿色TFP增长的影响不显著。

2. 第二阶段:2007—2013年

在此阶段,农业贸易条件仍对农业技术进步和农业绿色TFP增速的提高有显著负效应。农业税对农业绿色TFP增速的系数依然为负,但不再显著。原因可能在于,2007年开始,农业税停征,其他相关税收也大幅削减,使其对农业生产率的影响显著减小。农村工业化开始显著阻碍农业绿色TFP增速的提高,原因可能在于快速推进的农村工业化带来了更严重的污染,使得农田生产能力下降,阻碍了农业生产率的提高。农业基础依然显著促进农业绿色TFP增速和农业技术效率增速的提高。此外,农业结构、城市化、农业公共投资和受灾率在该阶段对农业绿色TFP增长的影响都不显著。

## 五、结语

本文对一个非径向、非角度的 DEA 模型进行了拓展，使模型能兼顾投入过量松弛和投入不足松弛。结合该模型和 Luenberger 生产率指标，在考虑了污染变量的情况下，分析了中国农业绿色 TFP 的增长，并对其影响因素进行了分析。结果表明：中国农业绿色 TFP 增速较低，且区域差异明显；农业技术效率改善缓慢，技术进步是农业绿色 TFP 增长的主要源泉；如果忽视环境约束，将导致农业 TFP 增速的明显高估；农业税的减免促进了农业绿色 TFP 增速的提高，而农业财政支出的影响并不显著。此外，工业化、城市化的推进和农业贸易条件阻碍了农业绿色 TFP 增速的提高。

结合研究结果，本文认为要促进农业绿色 TFP 增长，政府应在以下三个方面有所作为：

第一，调整农业财政支出结构。近年来，中国政府加大了农业财政支出力度，在农田水利设施建设上投入了大量资金，但提升农业生产率的效果却并不显著。原因可能在于支出结构存在问题，虽然政府兴建了大量大中型水库，但对与这些水库配套的，牵涉每个农户生产的农田水利设施还鲜有顾及[23]。政府应加强农村调研力度，切实了解农户需求，保证农业财政支出都能用到实处。

第二，加强“工业反哺农业，城市带动农村”。目前中国一些发展较快地区城市化水平已很高，并已基本实现了工业化。这些地区在发展过程中积累了雄厚的资本、前沿的技术和先进经营管理理念，这些资源是农业现代化所迫切需要的。政府应引导这些资源向农业部门适度转移，以促进农业生产率的提高。

第三，促进农产品价格市场化改革。农产品价格保护政策对于维护农民利益、保证粮食安全具有重要意义。然而政府对农产品价格的过度干预会使农产品价格形成机制及市场价格信号被人为扭曲，改变各类主体的市场预期和经营行为。这一状况若长期持续，将可能出现农产品种植结构失衡、农业上下游和相关产业受损等不良后果。政府在对农业进行必要保护的同时，应尽量减少不当干预，使市场在农业资源配置中起决定性作用。

**参考文献：**

[1]全炯振. 中国农业全要素生产率增长的实证分析：1978—2007 年——基于随机前沿分析（SFA）方法[J]. 中国农村经济，2009，(9)：36 - 47.

[2]MCMILLAN J，WHALLEY J，ZHU L. The Impact of China's Economic Reforms on Agricultural Productivity Growth [J]. Journal of Political Economy，1989，97(4)：781 - 807.

[3]LIN JUSTIN YIFU. Rural Reforms and Agricultural Growth in China[J]. American Economic Review，1992，82(1)：34 - 51.

[4]WEN J G. Total Factor Productivity Change in China's Farming Sector：1952 - 1989[J]. Economic Development and Cultural Change，1993，42(1)：1 - 41.

[5]CARTER C A，CHEN J，CHU B. Agricultural Productivity Growth in China：Farm Level Versus Aggregate Measurement[J]. China Economic Review，2003，14(1)：53 - 71.

[6]GROSSKOPF S. Efficiency and Productivity[M]//FRIED H O，LOVELL C A K，SCHMIDT S S. The Measurement of Producitive Efficiency. New York：Oxford University Press，1993：160 - 194.

[7]陈诗一. 能源消耗、二氧化碳排放与中国工业的可持续发展[J]. 经济研究，2009，(4)：41 - 55.

[8]李谷成，陈宁陆，闵　锐. 环境规制条件下中国农业全要素生产率增长与分解[J]. 中国人口·资源与环境，2011，(11)：153 - 160.

[9]杨　俊，陈　怡. 基于环境因素的中国农业生产率增长研究[J]. 中国人口·资源与环境，2011，(6)：153 - 157.

[10]潘 丹,应瑞瑶. 资源环境约束下的中国农业全要素生产率增长研究[J]. 资源科学,2013,(7):1329-1338.
[11]李谷成. 中国农业的绿色生产率革命:1978—2008年[J]. 经济学(季刊),2014,(2):537-558.
[12]王 兵,吴延瑞,颜鹏飞. 中国区域环境效率与环境全要素生产率增长[J]. 经济研究,2010,(5):95-109.
[13]FUKUYAMA H,WILLIAM L WEBER. A Directional Slacks-Based Measure of Technical Inefficiency[J]. Socio-Economic Planning Sciences,2009,43(4):274-287.
[14]ZHOU P,ANG B W,WANG H. Energy and $CO_2$ Emission Performance in Eectricity Generation: A Non-Radial Directional Distance Function Approach[J]. European Journal of Operational Research,2012,221(3):625-635.
[15]PORTER M E,VAN DER LINDE C. Toward a New Conception of the Environment Competitiveness Relationship[J]. Journal of Economics Perspectives,1995,9(4):97 - 118.
[16]SUEYOSHI T,GOTO M. DEA Radial and Non-Radial Models for Unified Efficiency Under Natural and Managerial Disposability:Theoretical Extension by Strong Complementary Slackness Conditions[J]. Energy Economics,2012,34(3):700-713.
[17]杨文举. 基于DEA的绿色经济增长核算:以中国地区工业为例[J]. 数量经济技术经济研究,2011,(1):19-34.
[18]CHAMBERS R G,FARE R, GROSSKOPF S. Productivity Growth in APEC Countries[J]. Pacific Economic Review,1996,1(3):181-190.
[19]梁流涛. 农村生态环境时空特征及其演变规律研究[D]. 南京:南京农业大学公共管理学院,2009:72-80.
[20]陈敏鹏,陈吉宁,赖斯芸. 中国农业和农村污染的清单分析与空间特征识别[J]. 中国环境科学,2006,(6):751-755.
[21]陈同斌,陈世庆,徐鸿涛,等. 中国农用化肥氮磷钾需求比例的研究[J]. 地理学报,1998,(1):32-41.
[22]杨文举,龙睿赟. 中国地区工业绿色全要素生产率增长——基于方向性距离函数的经验分析[J]. 上海经济研究,2012,(7):3-13.
[23]曹 立. 中国经济新常态[M]. 北京:新华出版社,2014:131-155.

# China's Agricultural Green Total Factor Productivity Growth and Its Affecting Factors

LIANG Jun[1], LONG Shao-bo[2]

(1. *School of Economics*, *Renmin University of China*, *Beijing* 100872, *China*;
2. *School of Public Affairs*, *Chongqing University*, *Chongqing* 400044, *China*)

**Abstract**: With an extended non-radial and non-oriented DEA model and Luenberger index, this paper calculates China's agricultural green TFP growth, and analyzes its affecting factors on the basis of estimating agricultural pollutions. The results show, China's agricultural green TFP growth rate is low, and varies greatly among regions; Agricultural technical efficiency improves slowly, and technical progress is the main source of agricultural green TFP growth; If environmental restriction is ignored, the agricultural TFP growth rate will be overestimated significantly; Agricultural tax deduction facilitates agricultural green TFP growth, while fiscal expenditure plays an insignificant role; Industrialization, urbanization and trade terms hinders the growth of agricultural TFP.

**Key Words**: agricultural green total factor productivity; agriculture pollution; technical efficiency; technical progress