

# 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

全炯振

**内容提要：**本文使用1978～2007年的省级面板数据，运用非参数Malmquist生产率指数模型和参数随机前沿函数模型结合起来的SFA-Malmquist生产率指数模型，测算了中国各省份及东部、中部、西部地区的农业全要素生产率（TFP）变化指数，并分析了其时序增长与空间分布特征。本文的结论是：1978～2007年期间，中国农业全要素生产率的年均增长率为0.7%，其增长主要来自于农业技术进步。中国农业全要素生产率增长的特征主要表现为技术诱导型的增长模式、明显的波动性（阶段性）、地区之间增长的不平衡。提高农业技术效率水平是中国未来提高农业全要素生产率的潜在动力。

**关键词：**农业全要素生产率 技术效率 技术进步 Malmquist 指数 随机前沿分析（SFA）

## 一、引言

自Solow的开拓性研究以来，在新古典经济学领域中，从投入和产出的角度来研究增长的源泉，可分为生产要素投入增长和全要素生产率增长两大部分。作为评估总体生产过程中生产效率的代表性绩效指标，生产率尤其是全要素生产率（total factor productivity, TFP）已成为某个经济单位（国家、地区、产业、组织等）可持续发展和经济运行质量优劣的定量评估指标。迄今为止，中国国内外研究者运用不同方法从不同角度对中国农业全要素生产率进行了分析，但这些研究的实证结果并不相同，尤其是测算出来的农业全要素生产率的增长率值存在较大的不一致。之所以出现这种结果，其主要原因是采取的研究方法和数据集的不同。从研究方法来看，这些研究具有以下特征：

第一，中国国内外对中国农业生产率的研究主要依靠传统的非前沿方法（non-frontier approach），比如冯海发（1989）、McMillan et al.（1989）、Fan（1991）、Lin（1992）、Wen（1993）、张元红（1996）、Carter et al.（1999）、Fan and Zhang（2002）、辛翔飞等（2005）。其中，冯海发（1989）、McMillan et al.（1989）、Wen（1993）、Carter et al.（1999）都运用非参数非前沿方法，具体来说利用Kendrick算术指数，对中国农业全要素生产率的变化进行了分析；Fan and Zhang（2002）运用Törnqvist-Theil生产率指数来分析。与此相反，Fan（1991）、Lin（1992）、辛翔飞等（2005）都首先估计中国农业总量生产函数（主要是C-D生产函数形式），然后运用增长核算（growth accounting）的方法来分析。当然，这些研究都不考虑生产技术上的非效率，而且全要素生产率变化的全部都归于技术变化。

第二，随着20世纪90年代中期开始引入生产前沿模型（production frontier model），运用比非前沿方法更为合理的前沿方法（frontier approach）来研究全要素生产率的变化，已成为中国农业全要

素生产率变化研究的一个趋势,比如Mao and Koo (1996)、Spitzer (1997)、Lambert and Parker (1998)、Wu et al. (2001)、江激宇等 (2005)、李静等 (2006)、陈卫平 (2006)、石慧等 (2008)、李磊等 (2008)、李录堂等 (2008)、曾先峰等 (2008)。但是,与国外研究及中国其他经济部门全要素生产率变化的研究相比,这些研究所运用的方法大多局限于非参数前沿方法 (non-parametric frontier approach),尤其是运用非参数DEA-Malmquist生产率指数 (主要是产出角度) 方法比较多,在研究方法上显得比较单一,缺乏方法上的多样性。其中,只有石慧等 (2008) 运用参数前沿方法 (parametric frontier approach),具体来说利用生产函数,对中国农业全要素生产率的变化进行了测算。

总体上看,90年代中期以来运用前沿方法分析中国农业全要素生产率变化的研究逐渐增加,但是,所运用的方法主要集中于DEA-Malmquist生产率指数方法,而运用随机前沿函数方法来测算农业全要素生产率的变化,并将其分解为技术变化和技术效率变化的研究相对较少,并且在运用随机前沿函数方法时所选择的函数形式主要集中于生产函数形式。本文在这些研究的基础上,使用1978~2007年的中国省级面板数据,尝试运用非参数Malmquist生产率指数模型和参数随机前沿函数模型结合起来的SFA-Malmquist生产率指数模型 (见表1),测算中国各省份及东部、中部、西部地区的农业全要素生产率变化指数,并分析其时序增长与空间分布特征。

表1 度量全要素生产率 (TFP) 变化的不同方法比较

非前沿方法 (non-frontier approach)		前沿方法 (frontier approach)	
非参数方法	参数方法	非参数方法	参数方法
不考虑技术非效率 (technical inefficiency) 的存在 在CRS假设下, TFP变化=技术变化		考虑技术非效率 (technical inefficiency) 的存在 在CRS假设下, TFP变化=技术变化×技术效率变化	
指数法	平均函数方法	Malmquist生产率指数法	前沿函数方法
Tömqvist指数等	函数估计: 最小二乘法	DEA-Malmquist指数法	确定性前沿函数方法 (DFA)
增长核算方法	(OLS)	SFA-Malmquist指数法	随机前沿函数方法 (SFA)

## 二、分析模型与数据

### (一) Malmquist生产率变化指数

作为一种生产前沿方法, Malmquist生产率变化指数是Caves et al. (1982) 在Malmquist数量指数与Shepherd距离函数概念的基础上建立起来的用于测量全要素生产率变化的专门指数。Malmquist生产率变化指数明确考虑生产过程中会存在的技术上的非效率,并在规模报酬不变 (CRS) 的假设下,把全要素生产率的变化分解为技术变化和技术效率变化。在规模报酬可变 (VRS) 的假设下,技术效率变化进一步分解为纯技术效率变化和规模效率变化。

设有  $k=1, 2, \dots, K$  个决策单元 (DMU) 每个时期  $t=1, 2, \dots, T$  的投入与产出向量分别为  $x^{k,t} = (x_1^{k,t}, x_2^{k,t}, \dots, x_N^{k,t}) \in R_+^N$  和  $y^{k,t} = (y_1^{k,t}, y_2^{k,t}, \dots, y_M^{k,t}) \in R_+^M$ 。根据Caves et al. (1982) 和Färe et al. (1994) 的方法,在CRS生产技术的假定下,投入角度的Malmquist生产率变化指数可以表示为:

$$M_i^k(x^{k,t+1}, y^{k,t+1}, x^{k,t}, y^{k,t}) = \frac{D_i^{k,t+1}(x^{k,t+1}, y^{k,t+1})}{D_i^{k,t}(x^{k,t}, y^{k,t})} \times \left[ \frac{D_i^{k,t}(x^{k,t+1}, y^{k,t+1})}{D_i^{k,t+1}(x^{k,t+1}, y^{k,t+1})} \times \frac{D_i^{k,t}(x^{k,t}, y^{k,t})}{D_i^{k,t+1}(x^{k,t}, y^{k,t})} \right]^{1/2} = EFFCH_i^k \times TECH_i^k \quad (1)$$

(1) 式中,  $D_i^{k,t}(x^{k,t}, y^{k,t})$  和  $D_i^{k,t}(x^{k,t+1}, y^{k,t+1})$  分别表示以  $t$  时期生产技术为参照, 第  $k$  个 DMU 在  $t$  和  $t+1$  时期观测点的投入距离函数;  $D_i^{k,t+1}(x^{k,t+1}, y^{k,t+1})$  和  $D_i^{k,t+1}(x^{k,t}, y^{k,t})$  分别表示以  $t+1$  时期生产技术为参照, 第  $k$  个 DMU 在  $t+1$  和  $t$  时期观测点的投入距离函数;  $EFFCH_i^k$  为技术效率变化指数, 表示在各自时期技术水平下, 技术操作有效性的变化对全要素生产率变化的影响, 这种变化代表两个时期内相对技术效率的变化 (即追赶效应, catching-up effect);  $TECH_i^k$  为技术变化指数, 表示生产前沿面从  $T^t$  变化到  $T^{t+1}$  对全要素生产率变化的影响, 即两个时期内技术有效生产前沿面的移动 (即最佳生产前沿面外移效应, frontier-shift effect) 对全要素生产率变化的影响。

## (二) 理论模型: 随机前沿分析 (SFA) 模型

有两种方法常用来计算 Malmquist 生产率变化指数  $M_i^k(\cdot)$  中的距离函数。一种是非参数方法, 这种方法利用以线性规划方法为基础的数据包络分析 (DEA) 方法, 由全部 DMU 的投入与产出实际观测值构建生产前沿面, 并按照不同 DMU 与生产前沿面之间的距离测算构造  $M_i^k(\cdot)$  指数的每个距离函数; 另一种是以随机前沿函数模型为代表的参数随机前沿分析 (SFA) 方法。

根据 Aigner et al. (1977) 和 Meeusen et al. (1977) 的方法, 随机前沿函数模型的一般形式为:

$$\begin{aligned} \ln y_{it} &= \ln f(x_{it}, t; \beta) + v_{it} - u_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, N; \quad t = 1, 2, \dots, T \\ v_{it} &\sim N(0, \sigma_v^2), \quad u_{it} \sim \left| N(\mu, \sigma_u^2) \right| \end{aligned} \quad (2)$$

(2) 式中,  $y_{it}$  表示第  $i$  个 DMU 在  $t$  时期的产出;  $x_{it}$  表示第  $i$  个 DMU 在  $t$  时期的投入向量;  $t$  表示时间趋势, 反映技术变化;  $f(x_{it}, t; \beta)$  表示特定函数形式;  $\beta$  表示待估计的投入向量参数;  $v_{it}$  表示随机统计误差, 假定服从正态分布;  $u_{it}$  表示由于技术非效率所引起的误差, 假定服从截断正态分布;  $v_{it}$  与  $u_{it}$  相互独立。

利用最大似然估计方法可以确定函数中的参数并同时得出每个 DMU 每个时期的距离函数 (即技术效率值)。每个 DMU 的技术效率可以用该 DMU 在  $t$  时期存在技术非效率时实际产出的期望值与其同期完全技术有效时产出的期望值之间的比率来确定, 则第  $i$  个 DMU 在  $t$  时期的技术效率定义为:

$$EFF_i^t = \frac{\exp[y_{it} | u_{it}, x_{it}]}{\exp[y_{it} | u_{it} = 0, x_{it}]} = \exp(-u_{it}), \quad 0 \leq \exp(-u_{it}) \leq 1 \quad (3)$$

从时期  $t$  到时期  $t+1$  第  $i$  个 DMU 技术效率的变化可以按如下公式计算:

$$EFFCH_i^{t,t+1} = EFF_i^{t+1} / EFF_i^t \quad (4)$$

而第  $i$  个 DMU 从时期  $t$  到时期  $t+1$  的技术变化, 可通过对 (2) 式估计的参数直接求时期  $t$  的偏导数而计算出来。由于技术变化不是中性时, 技术变化值会随着投入向量的不同而不同, 因此, 相邻时期  $t$  和  $t+1$  的技术变化值应采用几何平均值, 即有:

$$TECH_i^{t,t+1} = \left[ (1 + \partial f(x_{it}, t; \beta) / \partial t) \times (1 + \partial f(x_{i(t+1)}, t+1; \beta) / \partial (t+1)) \right]^{1/2} \quad (5)$$

进而, 根据 Malmquist 生产率变化指数的分解式即 (1) 式, 全要素生产率的变化表示为:

$$TFPCH_i^{t,t+1} = EFFCH_i^{t,t+1} \times TECH_i^{t,t+1} \quad (6)$$

## (三) 计量模型与数据选择

在综合考虑了各种因素后, 在 Coelli and Perelman (1999; 2000)、Hailu and Veeman (2000)、

Drake and Simper (2003)、Atkinson et al. (2003)、Karagiannis et al. (2004) 和 Irz and Thirtle (2004) 模型的基础上, 本研究建立了投入角度的超越对数随机前沿距离函数模型。

设有投入与产出向量分别为  $x = (x_1, x_2, \dots, x_N) \in R_+^N$  和  $y = (y_1, y_2, \dots, y_M) \in R_+^M$ , 对给定的产出向量  $y$ , 在投入集和生产可能集上定义的  $t$  时期投入距离函数表示为:

$$D_i^t(x, y) = \max \theta \{ \theta: x | \theta \in V^t(y), \theta > 0 \} = \max \theta \{ \theta: (x | \theta, y) \in T^t, \theta > 0 \} \quad (7)$$

根据 Chambers (1988) 假定投入、产出和时间变量  $t$  之间存在着稳定的关系, 上述投入距离函数可以表示如下:

$$D_i^t(x, y) = D_i(x, y, t) \quad (8)$$

超越对数形式的随机前沿投入距离函数模型可以表示为:

$$\begin{aligned} \ln D_i(x, y, t) = & \alpha_o + \sum_{n=1}^N \alpha_n \ln x_n^{k,t} + \sum_{m=1}^M \beta_m \ln y_m^{k,t} + \varepsilon_t t + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^N \sum_{n'=1}^N \alpha_{nn'} \ln x_n^{k,t} \ln x_{n'}^{k,t} \\ & + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^M \sum_{m'=1}^M \beta_{mm'} \ln y_m^{k,t} \ln y_{m'}^{k,t} + \frac{1}{2} \varepsilon_t t^2 + \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^M \rho_{nm} \ln x_n^{k,t} \ln y_m^{k,t} \quad (9) \\ & + \sum_{n=1}^N \eta_{nt} \ln x_n^{k,t} t + \sum_{m=1}^M \phi_{mt} \ln y_m^{k,t} t \end{aligned}$$

为了满足投入距离函数是对  $x$  的一次齐次函数这一性质, 设定如下约束条件, 即:

$$\sum_{n=1}^N \alpha_n = 1; \quad \forall n, \sum_{n'=1}^N \alpha_{nn'} = 0; \quad \forall m, \sum_{n=1}^N \rho_{nm} = 0; \quad \sum_{n=1}^N \eta_{nt} = 0 \quad (10)$$

且投入距离函数须满足对称性条件, 即:

$$\forall n, \forall n', \alpha_{nn'} = \alpha_{n'n} \quad (n, n' = 1, 2, \dots, N); \quad \forall m, \forall m', \beta_{mm'} = \beta_{m'm} \quad (m, m' = 1, 2, \dots, M) \quad (11)$$

根据 Lovell et al. (1994) 提出的投入距离函数的一次齐次性质, 上述约束条件很容易在模型中得到具体的运用, 只要在计算时对原模型的投入与产出进行某种投入要素的标准化 (normalizing), 也即对  $x_n^{k,t}$  同时除以某一种投入要素 ( $x_N^{k,t}$ ), 得到:

$$\begin{aligned} D_i(x/x_N, y, t) &= D_i(x, y, t) / x_N \\ \ln D_i(x, y, t) &= \ln(x_N) + \ln D_i(x/x_N, y, t) \end{aligned} \quad (12)$$

按照随机前沿函数模型的定义, 引入技术非效率因素 (非负值)  $u$  和随机统计因素误差 (负值或者非负值)  $-v$ , 可得:

$$\ln D_i(x, y, t) = u - v \quad (13)$$

由 (12) 式和 (13) 式, 可得:

$$-\ln(x_N) = \ln D_i(x/x_N, y, t) - u + v \quad (14)$$

本文选取广义农业概念的农林牧渔业总产值 ( $y$ ; 2000 年不变价格) 作为产出指标, 这是中国

现行统计资料中较为系统全面和可靠的一套产出指标。在要素投入方面，土地和劳动力两项投入，分别选择农作物播种面积（ $x_1$ ）和第一产业就业人数（ $x_2$ ）。由于统计数据上的原因，本文像已有的大量研究那样，采用农业机械总动力（ $x_3$ ）和化肥施用量（ $x_4$ ）分别作为农业资本存量和中间投入的替代投入指标。这一选择不是最优选择，而是由统计资料上的制约造成的次优选择。本文使用的数据主要来源于1978~2008年《中国统计年鉴》<sup>①</sup>和《新中国五十五年统计资料汇编》<sup>②</sup>。产出与投入指标的统计量见表2。

表2 产出与投入指标的统计描述

统计量	农林牧渔业 总产值（亿元）	播种面积 （千公顷）	第一产业就业 人数（万人）	农业机械总 动力（万千瓦）	化肥施用量 （万吨）
平均值	591.5	4998.1	1083.9	1228.5	101.8
中位数	406.9	4500.5	873.4	797.0	76.1
最大值	3083.8	14185.6	4354.8	9917.8	569.7
最小值	18.5	208.5	53.8	22.2	0.1
标准差	566.6	3510.1	894.3	1466.7	98.7
样本数	900	900	900	900	900

设每个省份  $k$ （ $k=1, 2, \dots, 30$ ）<sup>③</sup>每个时期  $t$ （ $t=1, 2, \dots, 30$ ）的投入向量与产出分别为  $x^{k,t} = (x_1^{k,t}, x_2^{k,t}, \dots, x_4^{k,t}) \in R_+^N$  和  $y^{k,t} \in R_+$ 。根据（14）式，对模型以农作物播种面积（ $x_1$ ）进行标准化，本研究将模型最终设定为如下具体估计方程：

$$\begin{aligned}
 -Ln(x_1^{k,t}) = & \alpha_o + \sum_{n=1}^3 \alpha_n Lnx_n^{*k,t} + \beta_1 Lny^{k,t} + \varepsilon_t + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^3 \sum_{n'=1}^3 \alpha_{nn'} Lnx_n^{*k,t} \cdot Lnx_{n'}^{*k,t} \\
 & + \frac{1}{2} \beta_{11} Lny^{k,t} \cdot Lny^{k,t} + \frac{1}{2} \varepsilon_t^2 + \sum_{n=1}^3 \rho_{n1} Lnx_n^{*k,t} \cdot Lny^{k,t} \\
 & + \sum_{n=1}^3 \eta_{n1} Lnx_n^{*k,t} \cdot t + \phi_{1t} Lny^{k,t} \cdot t + v^{k,t} - u^{k,t}
 \end{aligned} \quad (15)$$

（15）式中， $x_n^{*k,t} = x_n^{k,t} / x_1^{k,t}$ ； $t$  表示时间趋势，反映技术变化； $v^{k,t}$  表示随机统计误差，假定服从正态分布，即  $v^{k,t} \sim N(0, \sigma_v^2)$ ； $u^{k,t}$  表示由于技术非效率引起的非负随机变量，被假定独立于  $v^{k,t}$ ，并且假定服从于在非负处截断的正态分布，即  $u^{k,t} \sim N(\mu^{k,t}, \sigma_u^2)$ ，这里， $\mu^{k,t}$  表示为技术非效率效应，技术非效率效应方程  $\mu^{k,t}$  被定义为<sup>④</sup>：

<sup>①</sup>国家统计局：《中国统计年鉴》（1978~2008 年，历年），中国统计出版社。

<sup>②</sup>国家统计局国民经济综合统计司：《新中国五十五年统计资料汇编》，中国统计出版社，2005 年。

<sup>③</sup>将重庆市并入四川省。

<sup>④</sup>利用面板数据的随机前沿模型分析技术非效率效应时可以选择两种模型：一是 Battese and Coelli（1992）提出的时变非效率模型（time-varying inefficiency model），在模型中技术非效率随机变量被假设为： $u^{k,t} = u^k \exp[-\eta(t-T)]$ ，其中， $u^k$  被假定为服从截断正态分布，即  $u^k \sim N^+(\mu, \sigma_u^2)$ ， $\eta$  是待估计参数，表示技术效率的变化率；二是技术非效率效应设定模型，直接建立技术非效率效应方程为： $\mu^{k,t} = \delta_0 + \sum_{k=1}^K \delta_k z^{k,t}$ ，其中， $z^{k,t}$  代表影响技术非效率的因素， $K$  代表  $z^{k,t}$  的个数， $\delta$  表示待估计参数。

$$\mu^{k,t} = \delta_0 + \delta_1 t \quad (16)$$

在(15)式和(16)式中,所有 $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\rho$ 、 $\eta$ 、 $\phi$ 、 $\delta$ 和 $\mu$ 、 $\sigma_v^2$ 、 $\sigma_u^2$ 都是待估计参数;为了易于估计,定义 $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ 及 $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$ ,这里,  $0 < \gamma < 1$ 。

### 三、模型设定与估计

#### (一) 模型设定的检验

一般来说,随机前沿函数模型受到最大攻击的是其结论高度依赖于模型的函数形式。模型形式设定是否恰当直接关系到结论的正确与否,不正确的模型将产生误导性的结论。为此,本文对模型的设定做了4个方面的假设检验,分别为:①技术非效率的存在性检验;②技术变化的存在性检验;③技术变化是否Hicks中性的检验;④Cobb-Douglas距离函数模型的适用性检验。

上述几种检验都是通过构建似然率检验统计量(likelihood-ratio test statistics)LR来进行,其表现为: $LR = -2[LnL_0 - LnL_1]$ ,其中, $LnL_0$ 和 $LnL_1$ 分别表示在零假设( $H_0$ )和备择假设( $H_1$ )下的对数似然函数值。如果零假设成立,那么,检验统计量LR服从渐进卡方分布(或者混合卡方分布)<sup>①</sup>,即 $LR \sim \chi^2(k)$ ,其中, $k$ 表示自由度即为约束条件的个数。给定检验水平 $\alpha$ ,检验临界值为 $k$ 个自由度卡方分布上的 $\alpha$ 分位数,表示为 $\chi^2_{\alpha}(k)$ 。如果 $LR > \chi^2_{\alpha}(k)$ ,则拒绝零假设;否则,接受零假设。通过模型的假设检验,所有的零假设均被拒绝。这表明,本文所采用的带有技术非效率项的非中性技术变化的超越对数随机前沿投入距离函数模型较好地拟合了样本数据,并应该使用最大似然估计法来估计。上述检验的具体统计量如表3所示。

表3 模型的假设检验结果(全部样本)

检验内容	零假设( $H_0$ )	对数似然值 (LLF)	检验统计量 (LR)	临界值 $\chi^2_{0.01}(k)$	检验 结论
检验 1	$H_0: \gamma = \delta_0 = \delta_1 = 0$	-136.6	55.6	10.5	拒绝
检验 2	$H_0: \varepsilon_i = \varepsilon_{it} = \phi_{it} = 0, \eta_{it} = 0, \forall i$	-180.6	143.6	16.8	拒绝
检验 3	$H_0: \phi_{it} = \eta_{it} = 0, \forall i$	-146.4	75.2	13.3	拒绝
检验 4	$H_0: \alpha_{ij} = \beta_{ij} = \rho_{ij} = \eta_{ij} = \phi_{ij} = 0, \forall i, j$	-323.5	429.4	29.1	拒绝

注:无约束的对数似然值  $LnL_1 = -108.8$ ; 临界值是在1%显著性水平下统计量的临界值。

#### (二) 估计结果

(15)式和(16)式中的参数由Coelli(1996)给出的Frontier 4.1计量软件用最大似然估计方法估计出,参数估计结果列于表4。由表4可以看出,模型中的大部分系数在1%的水平上具有统计显著性。由估计出的 $\gamma$ 在1%的水平上具有统计显著性可以推断,技术非效率项( $u$ )对产出具有显著的影响;且 $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ 在1%的水平上具有统计显著性,可知传统的生产函数并不能充分地拟合研究数据。进一步地, $\gamma = \sigma_u^2 / \sigma^2 = 0.815$ ,这表示,总体技术非效率中,由人为可控制的技术非效率所占比例为81.5%,而随机技术非效率所占比例为18.5%,表明1978~2007年间技术非效率主要来自于生产技术的非效率<sup>②</sup>。值得注意的是,在技术非效率效应方程中,由时间变量 $t$ 反映的各省份平均

<sup>①</sup>若零假设中有 $\gamma = 0$ 这个假设,则LR服从渐进混合卡方分布,详见Kodde and Palm(1986)。

<sup>②</sup>如果 $\gamma$ 接近于1,总体技术非效率主要是由于生产技术上的非效率所造成的;如果 $\gamma$ 接近于0,说明实际产出与最大产出之间的差距(技术非效率)主要来自于统计误差。

农业技术非效率水平随时间的变化趋势  $\delta_1$  在1%的水平上具有统计显著性，表明各省份的相对平均农业技术效率水平有显著的下降趋势。

表4 SFA模型的参数估计结果

变量	参数	估计系数	t 统计值	变量	参数	估计系数	t 统计值
随机前沿投入距离函数							
常数项 (constant)	$\alpha_0$	-3.971*	-4.375	$Lny \ Lny$	$\beta_{11}$	-0.064*	-5.192
$Ln(x_2 / x_1)$	$\alpha_1$	2.848*	8.668	$Ln(x_2 / x_1) \ Lny$	$\rho_{11}$	-0.146*	-3.845
$Ln(x_3 / x_1)$	$\alpha_2$	1.384*	4.218	$Ln(x_3 / x_1) \ Lny$	$\rho_{21}$	-0.100*	-3.140
$Ln(x_4 / x_1)$	$\alpha_3$	-1.486*	-5.537	$Ln(x_4 / x_1) \ Lny$	$\rho_{31}$	0.185*	5.588
$Ln(x_2 / x_1) \ Ln(x_2 / x_1)$	$\alpha_{11}$	0.315*	5.424	$t$	$\varepsilon_i$	0.164*	5.803
$Ln(x_3 / x_1) \ Ln(x_3 / x_1)$	$\alpha_{22}$	0.304*	5.647	$t^2$	$\varepsilon_{it}$	0.001***	1.772
$Ln(x_4 / x_1) \ Ln(x_4 / x_1)$	$\alpha_{33}$	0.005	0.196	$Ln(x_2 / x_1) \ t$	$\eta_{1t}$	-0.020*	-3.275
$Ln(x_2 / x_1) \ Ln(x_3 / x_1)$	$\alpha_{12}$	0.297*	3.038	$Ln(x_3 / x_1) \ t$	$\eta_{2t}$	-0.021*	-3.136
$Ln(x_2 / x_1) \ Ln(x_4 / x_1)$	$\alpha_{13}$	-0.048	-0.735	$Ln(x_4 / x_1) \ t$	$\eta_{3t}$	0.048*	8.126
$Ln(x_3 / x_1) \ Ln(x_4 / x_1)$	$\alpha_{23}$	-0.279*	-3.908	$Lny \ t$	$\phi_{1t}$	0.001*	0.431
$Lny$	$\beta_1$	0.046	0.216				
技术非效率效应方程							
常数项 (constant)	$\delta_0$	-0.402*	-2.856	$t$	$\delta_1$	0.069*	7.587
方差系数方程							
$\sigma^2$		0.100*	14.955	$\gamma$		0.815	14.013
似然函数对数值 (LLF)		-108.8		单边偏误似然比检验值		55.6	

注：\*表示1%的显著性水平；\*\*\*表示10%的显著性水平。

#### 四、实证结果

实证研究结果表明，1978~2007年中国农业全要素生产率的增长具有以下几个特征：

##### （一）中国农业全要素生产率的增长属于技术诱导型的增长模式

在1978~2007年期间，中国农业全要素生产率的年均增长率为0.7%；农业技术表现出正增长，年均增长率为6.5%；而农业技术效率则表现出负增长，其年均增长率为-5.5%（见图1）。易于发现，农业技术进步有力地推动了中国农业全要素生产率的增长；而农业技术效率的下降在相当程度上抵消了农业技术水平提高的效果。

把整个研究时期划分为4个子时期（1978~1984年、1985~1991年、1992~1996年、1997~2007年）后可以清晰地发现，农业技术变化指数在每个子时期均大于1（即农业技术进步），相反，农业技术效率变化指数在每个子时期均小于1（即农业技术效率下降）。按照中国传统的地区划分方法<sup>①</sup>，1978~2007年期间东部、中部和西部地区农业全要素生产率的增长都主要来自于技术进步，这一结果，从4个子时期来看，也没有什么变化。

<sup>①</sup>本文仍然按照传统的划分方法将中国划分为东部、中部和西部三大地区，其中，东部地区包括 11 个省份，分别为：河北、北京、天津、广东、江苏、辽宁、山东、上海、浙江、福建、海南；中部地区包括 8 个省份，分别为：安徽、河南、黑龙江、吉林、湖北、湖南、江西、山西；西部地区包括 11 个省份，分别为：内蒙古、广西、贵州、云南、四川（含重庆）、西藏、宁夏、青海、甘肃、陕西、新疆。

农业TFP指数 (1979/1978=1.00)

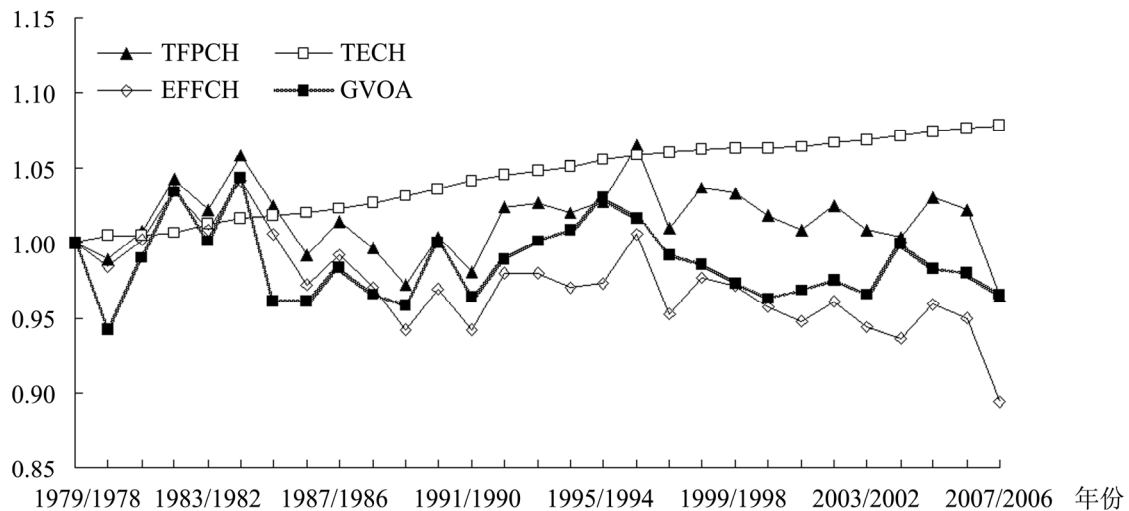


图1 中国农业TFP及其分解指数的变化趋势(1978~2007年)

注: TFPCH表示农业全要素生产率变化指数; TECH表示农业技术变化指数; EFFCH表示农业技术效率变化指数; GVOA表示农业总产值指数。

总之,中国农业全要素生产率的增长显著依赖于农业技术进步,可以说,中国农业全要素生产率的增长属于技术诱导型的增长模式。这说明,改革开放以来中国农业全要素生产率的增长主要来自于技术进步,而不是中国各个省份现有技术效率的改善。值得一提的是,中国农业全要素生产率的增长存在着一个显著的特征:当农业技术进步有力地推动农业全要素生产率增长时,总会遇到农业技术效率下降对农业全要素生产率增长的不利影响,而很少见到二者同时增长的情况。这种农业技术进步与农业技术效率损失并存的现象表明,中国对现有农业技术的推广和扩散不太成功。

这一结论与运用非参数DEA-Malmquist指数方法,比如Mao and Koo (1996)、Spitzer (1997)、Lambert and Parker (1998)、Wu et al. (2001)、江激宇等(2005)、李静等(2006)、陈卫平(2006)、李磊等(2008)、李录堂等(2008)、曾先峰等(2008)的研究结果相似<sup>①</sup>。

### (二) 中国农业全要素生产率增长呈现出明显的波动性(阶段性)特征

从4个子时期来看,中国农业全要素生产率的增长过程具有明显的阶段性特点,主要表现为总体上呈现下降(1985~1991年)→上升(1992~1996年)→停滞、下降(1997~2007年)的趋势(见图1)。中国农业全要素生产率增长的这一波动特征与中国农业发展阶段的变化是相吻合的。1979~2007年期间,中国历年农业总产值(GVOA)指数和农业全要素生产率变化指数之间相关分析的结果支持了这一结论。相关分析结果表明,在样本期间内,农业全要素生产率变化指数和农业总产值(GVOA)指数之间具有线性相关性<sup>②</sup>(见图1)。

### (三) 中国农业全要素生产率增长表现出地区之间不平衡增长的特征

从中国各地区之间农业全要素生产率增长的差异来看,无论是在整个样本期间内还是在4个不

<sup>①</sup>尽管这些研究都使用同样的研究方法,但是,其结果有稍微的偏差,这可能是由于利用数据的不同而导致略有不同的结果。在运用随机前沿函数模型的石慧等(2008)的研究中,没提示历年农业全要素生产率变化指数值及其分解指数值,因而无法直接比较研究结果。

<sup>②</sup>根据农业总产值增长率与全要素生产率增长率的分阶段回归分析,曾先峰等(2008)的研究表明:分阶段看,农业生产率的变化趋势与农业总产值增长率的变化趋势在1980~1996年基本一致,但1996~2005年则显示出较大差异。



同的时间段内，中国东部、中部和西部地区之间存在着农业全要素生产率增长的差距。1978~2007 年期间，东部地区农业全要素生产率的年均增长率为 2.4%，中部地区为 0.7%，西部地区为-0.9%。易于发现，东部地区农业全要素生产率的增长高于中部、西部地区和全国平均值，而且中国农业全要素生产率的增长基本上按照由东部到中部、再由中部到西部的顺序呈现出递减的趋势（见表 5）。样本期间西部地区农业全要素生产率的增长被估计出负值，其原因主要来自于技术效率的大幅度下降，其年均增长率为-5.7%。从地区农业技术水平和农业技术效率的增长来看，东部高而中部、西部低的基本态势保持不变。

表5 中国全国及各地区在不同时期的农业TFP变化指数及分解指数

年份	地区	TFPCH	TECH	EFFCH
1979/1978~1984/1983	全国	1.012	1.030	0.983
	东部	1.027	1.047	0.981
	中部	1.012	1.028	0.984
	西部	0.998	1.013	0.985
1985/1984~1991/1990	全国	0.990	1.050	0.943
	东部	1.011	1.066	0.948
	中部	0.976	1.056	0.924
	西部	0.981	1.031	0.951
1992/1991~1996/1995	全国	1.025	1.075	0.954
	东部	1.059	1.087	0.974
	中部	1.025	1.081	0.948
	西部	0.992	1.058	0.938
1997/1996~2007/2006	全国	1.007	1.091	0.923
	东部	1.074	1.160	0.978
	中部	1.017	1.097	0.927
	西部	0.992	1.080	0.918
1979/1978~2007/2006	全国	1.007	1.065	0.945
	东部	1.024	1.078	0.950
	中部	1.007	1.070	0.941
	西部	0.991	1.050	0.943

注：①TFPCH表示全要素生产率变化指数；TECH表示技术变化指数；EFFCH表示技术效率变化指数；②这里的数据都表示几何平均值。

在模型得出的农业全要素生产率变化指数的前 10 位中，东部、中部和西部地区的省份各占了 8 个（山东、海南、辽宁、浙江、江苏、广东、天津、北京）、1 个（河南）和 1 个（贵州）；后 10 位中各地区分别占了 0 个、2 个（湖南、安徽）和 8 个（新疆、宁夏、内蒙古、青海、四川、陕西、甘肃、西藏）。非常明显，东部地区强于中部、西部地区，而中部地区强于西部地区。

#### （四）改革开放以来中国农业增长仍然保持粗放型增长方式

1978~2007 年，中国农业全要素生产率的年均增长率为 0.7%。同期，中国农业总产出的年均增长率大约为 6.2%。这说明，1978~2007 年期间中国农业产出增长中大约 11.3% 是生产率水平提高的结果。可见，改革开放以来 30 年间中国农业的增长主要还是靠扩大生产要素投入所带来的，而不是

靠全要素生产率的提高所推进的。这表明，从总体上看，在过去很长一段时间内，中国农业产出增长总体上还属于物质投入推动型的增长，即粗放型的农业增长。这与赵芝俊等（2006）、辛翔飞等（2005）、吴方卫（2000）的研究结论一致。

#### （五）提高农业技术效率水平是中国农业全要素生产率提高的潜在动力

研究结果表明，1978~2007年期间，中国农业技术效率指数均值总体呈下降的趋势，而且技术效率水平不断下降直接导致农业全要素生产率增长速度下降。因此，中国农业全要素生产率增长的现状是，一方面，技术水平在不断地提高；另一方面，快速的技术进步逐渐拉大了地区间技术效率水平的差距，造成了两者的严重背离变化。

从长期来看，时间变量对于农业全要素生产率和农业技术效率提高的效应均是负的，而对于农业技术进步的效应却是正的。这意味着随着市场经济的持续发展，农业技术效率提高的速度会越来越慢，技术进步是中国农业经济增长的主要动力。但是，研究结果表明，在中国现有的农业技术水平下，各省份现有农业技术的发挥程度较低，而且各省份农业生产与技术有效生产前沿面的距离，由东部到中部再到西部地区逐渐扩大，即中西省份农业生产越来越远离生产前沿面，农业技术效率损失严重。可以说，中国现有的农业技术效率还有很大的潜力可以提高，通过提高农业技术效率而提高农业全要素生产率是可行的。从某种意义上说，中国现存的技术效率上的差距将成为未来中国农业全要素生产率提高的潜在动力。

因此，从长期来看，技术效率水平低的中国中部和西部地区省份在注重农业技术进步的同时，必须改善农业技术效率，缩小与全国水平生产前沿面的距离。根据内生经济增长理论中低成本技术模仿模型（Barro and Sala-i-Martin, 1997）提出的收敛性理论的含义，模仿学习东部的先进技术和改进农业投入要素的质量，且加速东部地区先进的农业生产经验和向中部和西部地区的扩散，逐步缩小农业技术效率上的地区差距，就能够改变技术效率和技术进步背离发展的现状。

### 五、主要结论

本文使用1978~2007年的中国省级面板数据，结合运用SFA-Malmquist生产率变化指数模型，测算了中国各省份及三大地区的农业全要素生产率变化指数及其分解指数，并分析了改革开放以来中国农业全要素生产率的时序增长与空间分布特征。从中可以得出如下结论：

第一，1978~2007年期间，中国农业全要素生产率年均增长为0.7%，主要来自于技术进步，而不是中国各省份农业技术效率的改善。这一结论与运用非参数DEA-Malmquist指数方法的现有的一些研究结果相似，可以说，非参数前沿分析方法和参数前沿分析方法都会很好地度量和分析中国农业全要素生产率的生长。

第二，中国农业全要素生产率的增长，一方面表现为不断发展的技术进步，另一方面表现为技术进步与技术效率水平的变化严重背离。中国农业全要素生产率增长构成的变化有着一个显著的特征，即当农业技术进步有力地推动农业全要素生产率增长时，总会遇到农业技术效率下降对农业全要素生产率增长的不利影响，而很少见到二者同时增长的情况。这种农业技术进步与农业技术效率损失并存的现象表明，中国对现有农业技术的推广和扩散不太成功。

第三，中国农业全要素生产率增长呈现出明显的波动性（阶段性）特征以及地区之间不平衡增长的特征，主要表现为东部地区农业全要素生产率的增长高于中部西部地区 and 全国平均水平，而且中国农业全要素生产率的增长基本上按照由东部到中部再到西部的顺序呈现出递减的趋势。改革开放以来，尤其是20世纪90年代以来，中国农业技术进步的“创新者”（innovator）主要是中国东部地

区的省份。

第四，在中国现有的农业技术水平下，各省份现有农业技术的发挥程度较低，而且由于东部和中部、西部之间农业技术效率上的差距逐渐扩大，中部、西部地区省份的技术效率越来越远离全国最佳水平，农业技术效率损失严重。这说明，中国现有的农业技术效率还有很大的潜力可以提高，通过提高农业技术效率而提高农业全要素生产率是可行的。

#### 参考文献

1. Aigner, D. J.; Lovell, C. A. K. and Schmidt, P.: Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models, *Journal of Econometrics*, 6(1): 21-37, 1977.
2. Atkinson, S. E.; Cornwell, C. and Honerkamp, O.: Measuring and Decomposing Productivity Change: Stochastic Distance Function Estimation versus Data Envelopment Analysis, *Journal of Business & Economic Statistics*, 21(2): 284-294, 2003.
3. Barro, R.J., and Sala-i-Martin, X.: Technological Diffusion, Convergence and Growth, *Journal of Economic Growth*, 2(1): 1-26, 1997.
4. Battese, E. and Coelli, T.: Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: with Application to Paddy Farmers in India, *Journal of Productivity Analysis*, 3(1/2): 153-169, 1992.
5. Carter, C.; Chen, J. and Chu, B.: *Agricultural Productivity Growth in China: Farm Level versus National Measurement*, Department of Agricultural and Resource Economics University of California Davis, Working Paper No.99-001, 1999.
6. Caves, D.; Christensen, L. C. and Diwert, W. E.: The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output and Productivity, *Econometrica*, 50: 1393-1414, 1982.
7. Coelli, T. J. and Perelman, S.: A Comparison of Parametric and Non-parametric Distance Functions: with Application to European Railways, *European Journal of Operational Research*, 117: 326-339, 1999.
8. Coelli, T. J. and Perelman, S.: Technical Efficiency of European Railways: A Distance Function Approach, *Applied Economics*, 32(5): 1967-1976, 2000.
9. Coelli, T. J.: *A Guide to DEAP Version 2.1: A Data Envelopment Analysis(Computer) Program*, CEPA Working Paper 96/08, Department of Econometrics, University of New England, Armidale, NSW Australia, 1996.
10. Drake, L. and Simper, R.: The Measurement of English and Welsh Police Force Efficiency: A Comparison of Distance Function Models, *European Journal of Operational Research*, 147: 165-186, 2003.
11. Fan, S. and Zhang, X.: Production and Productivity Growth in Chinese Agriculture: New National and Regional Measures, *Economic Development and Cultural Change*, 50(4): 819-838, 2002.
12. Fan, S.: Effects of Technological Change and Institutional Reform on Production Growth in Chinese Agriculture, *American Journal of Agricultural Economics*, 73(2): 266-275, 1991.
13. Färe, R.; Grosskopf, S.; Norris, M. and Zhang, Z.: Productivity Growth, Technical Progress and Efficiency Changes in Industrialized Countries, *American Economic Review*, 84(1): 66-83, 1994.
14. Hailu, A. and Veeman, T. S.: Environmentally Sensitive Productivity Analysis of the Canadian Pulp and Paper Industry, 1959-1994: An Input Distance Function Approach, *Journal of Environmental Economics and Management*, 40(3): 251-274, 2000.
15. Irz, X. and Thirtle, C.: Dual Technological Development in Botswana Agriculture: A Stochastic Input Distance Function Approach, *Journal of Agricultural Economics*, 55(3): 455-478, 2004.
16. Karagiannis, G.; Midmore, P. and Tzouvelekas, V.: Parametric Decomposition of Output Growth Using A Stochastic Input

- Distance Function, *Journal of Agricultural Economics*, 86(4): 1044-1057, 2004.
- 17.Kodde, D. A. and Palm, F. C.: Wald Criteria for Jointly Testing Equality and Inequality Restrictions, *Econometrica*, 54(5): 1243-1248, 1986.
- 18.Lambert, D. K. and Parker, E.: Productivity in Chinese Provincial Agriculture, *Journal of Agricultural Economics*, 49(3): 378-392, 1998.
- 19.Lin, J. Y.: Rural Reforms and Agricultural Growth in China, *American Economic Review*, 82(1): 34-51, 1992.
- 20.Lovell, C. A. K.; Richardson, S.; Travers, P. and Wood, L. L.: Resources and Functionings: A New View of Inequality in Australia, in Eichhorn, W. (ed.): *Models and Measurement of Welfare and Inequality*, Berlin, Springer-Verlag, 1994.
- 21.Mao, W. and Koo, W.: *Productivity Growth, Technical Progress and Efficiency Change in Chinese Agricultural Production from 1984 to 1993*, Department of Agricultural Economics, Agricultural Experiment Station, North Dakota State University, Agricultural Economics Report, 362, September 1996.
- 22.McMillan, J.; Whalley, J. and Zhu, L.: The Impact of China's Economic Reforms on Agricultural Productivity Growth, *Journal of Political Economy*, 97(4): 781-807, 1989.
- 23.Meeusen, W. and Van den Broeck, J.: Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error, *International Economic Review*, 18(2): 435-444, 1977.
- 24.Spitzer, M.: Interregional Comparison of Agricultural Productivity Growth, Technical Progress and Efficiency Change in China's Agriculture: A Nonparametric Index Approach, *International Institute for Applied Systems Analysis*, INTERIM REPORT IR-97-89, December 1997.
- 25.Wen, G. J.: Total Factor Productivity Change in China's Farming Sector: 1952-89, *Economic Development and Cultural Change*, 42: 1-41, 1993.
- 26.Wu, S.; Walker, D.; Devadoss, S. and Lu, Y. C.: Productivity Growth and its Components in Chinese Agriculture after Reforms, *Review of Development Economics*, 5(3): 375-391, 2001.
- 27.陈卫平:《中国农业生产率增长、技术进步与效率变化: 1990~2003》,《中国农村观察》2006 年第 1 期。
- 28.冯海发:《中国农业总要素生产率研究》,西北农业大学博士学位论文,1989 年。
- 29.江激宇、李静、孟令杰:《中国农业生产率的增长趋势: 1978-2002》,《南京农业大学学报》2005 年第 3 期。
- 30.李静、孟令杰:《中国农业生产率的变动与分解分析: 1978-2004 年》,《数量经济技术经济研究》2006 年第 5 期。
- 31.李磊、吴育华、杨顺元:《中国农业生产率的动态分析》,《西安电子科技大学学报(社会科学版)》2008 年第 6 期。
- 32.李录堂、薛继亮:《中国农业生产率增长变化趋势研究: 1980~2006》,《上海财经大学学报》2008 年第 4 期。
- 33.石慧、孟令杰、王怀明:《中国农业生产率的地区差距及波动性研究——基于随机前沿生产函数的分析》,《经济科学》2008 年第 3 期。
- 34.吴方卫:《中国农业的增长源泉分析》,《中国软科学》2000 年第 1 期。
- 35.辛翔飞、秦富:《农业经济增长因素实证分析: 要素投入与全要素生产率》,经济发展论坛工作论文(FED Working Papers Series No. FC20050088), 2005 年 8 月。
- 36.曾先峰、李国平:《我国各地区的农业生产率与收敛: 1980~2005》,《数量经济技术经济研究》2008 年第 5 期。
- 37.张元红:《改革以来中国农业的增长与要素贡献》,《中国农村经济》1996 年第 5 期。
- 38.赵芝俊、张社梅:《近 20 年中国农业技术进步贡献率的变动趋势》,《中国农村经济》2006 年第 3 期。

(作者单位: 韩国农村经济研究院)

(责任编辑: 靖 飞)