

中国大豆生产全要素生产率及其变化

司 伟^{1, 2} 王济民²

内容提要：本文采用 12 个大豆生产省（区）25 年的数据，借助随机前沿生产函数模型，分析了中国大豆生产全要素生产率、技术效率和技术进步的变动趋势及其空间分布特征。结果表明，25 年来，中国大豆生产全要素生产率年均增长 1.5%，呈下降趋势；技术效率年均下降 0.5%；技术进步率年均约为 2%，且没有呈现随时间变化而增长的趋势。中国开放大豆市场对国内大豆生产发展的负面影响正逐步显现。

关键词：大豆 全要素生产率 技术进步 技术效率

一、引言

中国大豆消费在较短时间内经历了由自给自足到高度依赖贸易的转变。20 世纪 30 年代中期，中国大豆产量占世界大豆总产量的 87%（Shurtleff and Aoyagi, 2007），出口量占当时世界出口总量的 85%~90%（Aubert and Zhu, 2002）。直到 20 世纪 90 年代中期，中国还是世界主要的大豆净出口国。1996 年后，中国逐步放开大豆市场，大豆进口量和贸易依存度迅速增加。1996~2009 年，中国大豆进口量年均增长 29.7%，2009 年进口 4255 万吨，进口量占国内需求总量的 72%（不包括进口豆粕和豆油需求折算后的大豆需求）。目前，大豆是中国贸易自由化程度最高的农产品。随着中国经济的不断发展，在可以预见的将来，中国对大豆及其相关制品（豆粕和豆油）的需求会不断增加，进口量也将持续上升（司伟、陶畅，2011）。

中国对大豆需求的强劲增长并没有带动国内大豆生产发展。1996 年之后的十多年中，大豆平均每公顷单产仅为 1.73 吨，没有明显变化；总产量在 1600 万吨徘徊。而这期间，中国小麦、玉米和稻谷的单产水平快速增长¹，大豆在中国政府粮食生产战略中的重要性有所下降，逐渐淡出国家 95% 自给率的粮食安全目标。在此背景下，大豆科研人员和机构不断萎缩，目前实际只有 500 多人从事大豆方面的科研工作。中国农户劳动力从事农业机会成本的不断提高和非农就业能力的增强，也影响了农户种植大豆的意愿。因此，大豆产业发展面临越来越不利的经济和政策环境。那么，从家庭承包经营制的推行到贸易不断自由化的今天，中国大豆生产为什么停滞不前？为满足国内不断增长的大豆需求，中国自己是否有大豆生产潜力？如果有大豆生产潜力，是哪些地区有潜力？如何提高大豆生产潜力？这些都是现阶段急需回答的问题。

生产率增长研究不仅可以探讨生产增长的源泉，而且可以识别生产增长的质量。已有大量的文献研究中国农业总体生产率的增长（例如林毅夫，1992；樊胜根，1997）。Tian and Wan（2000）采用随机前沿生产函数方法分析了中国水稻、玉米和小麦等单个粮食作物生产的技术效率。也有研究者尝试分析中国大豆生产的技术效率（例如黄武，2004；余建宾等，2007），但是，这些文献没有研究中国大豆生产技术进步和全要素生产率的变化趋势，而全要素生产率和技术进步是理解“需求增

长没有带动大豆生产发展”问题的关键。更重要的是,已有研究得出的结论值得质疑。本文采用1983~2007年中国12个大豆生产省(区)数据,把全要素生产率增长分解为技术效率和技术进步变化,研究大豆生产全要素生产率、技术进步和技术效率的变化特征。本文研究目标是,分析不同生产要素对大豆单产的贡献,识别影响大豆单产水平提高的因素;分析中国农村实行家庭承包经营制改革到放开大豆市场的20多年中,中国大豆生产技术效率、技术进步和全要素生产率的变化趋势,并比较中国不同产区大豆生产率的差异;解释中国大豆生产率的变化过程和生产发展缓慢的原因。

本文结构安排如下:第一部分是引言;第二部分是模型与数据,阐述理论框架、经验模型设定和数据选取;第三部分是经验分析结果及其解释;第四部分是研究结论和讨论。

二、模型和数据

(一) 理论模型

1. 随机前沿生产函数模型。自从随机前沿生产函数方法问世以来,这一技术被广泛用来分析技术效率问题。该方法不仅可以直接估计技术效率,而且还可以分析外生变量对技术效率损失的影响。估计随机前沿生产函数的方法有许多种。根据 Aigner et al. (1977)、Battese and Coelli (1995)、Meeusen and van den Broeck (1977) 的研究,本文采用随机前沿生产函数模型的基本形式如下:

$$y_{it} = f(X_{it}, t; \beta) \exp(v_{it} - u_{it}) \quad (1)$$

(1) 式中, $i = 1, \dots, I$; $t = 1, \dots, T$; y_{it} 为生产单位 i 在第 t 年的产出, X_{it} 为与之相对应的投入向量, β 为随机前沿生产函数的待估计系数向量。 t 为时间趋势变量。 v_{it} 是假定服从正态分布的随机扰动项,其均值为零,方差为 σ_v^2 ,并且独立于 u_{it} ; u_{it} 为生产单位 i 在第 t 年技术效率损失的非负随机变量,通常假定服从均值为 m_{it} 、方差为 σ_u^2 的半正态分布。在这一模型中, $m_{it} = Z_{it}\delta$, 为效率损失指数, Z_{it} 为影响生产单位 i 技术效率的因素向量, δ 为对应的待估计系数向量。

随机前沿生产函数把残差项分为两部分:一部分是随机误差项 (v_{it}), 反映生产中随机误差所造成的实际产出与可能的前沿产出之间的差距;另一部分是技术效率误差(或技术效率)损失项 (u_{it}), 其值为非负,表示生产单位所能够控制的因素对技术效率的影响,反映由于技术的不合理、不充分利用而引起的实际产出与可能的前沿产出之间的差距。 u_{it} 为非负的含义是指生产单位的实际产出必须处于生产前沿面上或其下,而不能超出该前沿面,但该前沿面本身却随着生产单位不同而各不相同,也就是说,该前沿面本身是随机的,具有随机扰动项 $v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$ 。 u_{it} 的存在,把随机前沿生产函数和均值生产函数区别开来;而 v_{it} 区别开了随机前沿生产函数与确定型前沿生产函数及概率前沿生产函数。 v_{it} 赋予了随机前沿生产函数随机的性质,且与一般生产函数中的残差项性质类似,可以取任何值。

由于回归方程的残差项不同于最小二乘法的古典假定条件,因而不能用这一方法来估计有关参数。根据 Battese and Corra (1977) 建议的方法,用 σ^2 和 γ 分别替代 σ_u^2 和 σ_v^2 , 参数 γ 的取值在 0 与 1 之间。经这一处理后,估计模型时,软件可以采用在该区间内搜寻的方式得到一个 γ 的初始值,然后利用非线性估计技术得到模型中所有参数的最大似然法估计量。对 γ 估计值的统计检验可以反映出生产单位间技术效率变动是否具有统计显著性。

生产单位 i 在第 t 年的技术效率 (technical efficiency, TE) 采用以下公式计算:

$$TE_{it} = E(y_{it}^* | u_{it}, X_{it}) / E(y_{it}^* | u_{it} = 0, X_{it}) \quad (2)$$

(2) 式中, $E(.)$ 表示对括号中数学式求期望值。当用产量作为随机前沿生产函数的因变量时, y_{it}^* 为实际产量; 当用产量的对数值作为因变量时, y_{it}^* 为 $EXP(y_{it})$ 。

2. 全要素生产率。全要素生产率 (total factor productivity, TFP) 增长来源于技术效率变化 (technical efficiency change, TEC)、技术变化 (technical change, TC)、规模效率变化和分配效率变化四个方面。全要素生产率的变化可以运用这些变化的乘积 (或合计) 来测量。对于确定型前沿生产函数 (参见 Kumbhakar and Lovell, 2003)^①, 有:

$$y_{it} = f(X_{it}, t; \beta) \exp(-u_{it}) \quad (3)$$

(3) 式中各代码的含义与 (1) 式相同, 根据 (3) 式, 技术变化定义为:

$$TC = \frac{\partial \ln f(X_{it}, t; \beta)}{\partial t} \quad (4)$$

如果技术变化使得生产前沿面向上移动、不变或向下移动, TC 指数可以大于零、等于零或小于零。TC 值大于 1 意味着存在技术进步。

生产单位可以在没有技术变化时, 通过更有效地利用投入, 并且在更接近生产前沿的地方经营以提高其生产的全要素生产率。根据 (3) 式, 技术效率的变化为:

$$TEC = -\frac{\partial u_{it}}{\partial t} \quad (5)$$

u_{it} 随着时间变化下降、不变或上升, 使得 TEC 的值大于零、等于零或小于零。技术效率变化可以解释为生产单位向生产前沿移动或远离生产前沿, 技术效率本身也会随着时间的变化而变动。

应用 Divisia 指数, 全要素生产率的变化可以表示成产出变化率指数与投入变化率指数的差:

$$TFP = \dot{y}_{it} - \dot{X}_{it} = \dot{y}_{it} - \sum_{i=1}^n s_{it} \dot{x}_{it} \quad (6)$$

(6) 式中, \dot{y}_{it} 表示产出的变化率指数, $\dot{y}_{it} = (1/y_{it})(dy_{it}/dt)$; $s_{it} = w_{it}x_{it}/E$, 是投入要素 x_i

的支出份额; $E = \sum_i w_{it}x_{it}$, 是总支出份额; $w = (w_1, \dots, w_n) > 0$, 是投入价格向量。对 (6) 式全微分, 得到 (7) 式:

$$\dot{TFP} = TC + (\varepsilon - 1) \sum_{i=1}^n \left(\frac{\varepsilon_{it}}{\varepsilon} \right) \dot{x}_{it} + \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{\varepsilon_{it}}{\varepsilon} \right) - s_{it} \right] \dot{x}_{it} + TEC \quad (7)$$

(7) 式中, ε_{it} 是各个投入对产出的弹性, ε 是规模效率。(7) 式把全要素生产率变化分解为技术变化、规模效率变化、分配效率变化和技术效率变化四个部分。在经验研究中, 如果不能获得投入要素价格的数据, 就不能测算分配效率, 全要素生产率变化的估计仅限于对技术效率变化、规模效率变化和技术变化的测算。

(二) 经验模型

^①该函数与随机前沿生产函数的区别在于没有随机扰动项 v_{it} , 这里引用该函数是为了理论推导出技术进步和技术效率指数。

1. 随机前沿生产函数。假定在中国大豆生产过程中存在非中性的技术进步, 根据 Battese and Coelli (2005) 的研究, 经验研究中所定义的随机前沿生产函数形式如下:

$$\begin{aligned} \ln q_{it} = & b_0 + \sum_{n=1}^N b_n \ln x_{nit} + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^N \sum_{j=1}^N b_{nj} \ln x_{nit} \ln x_{nit} + \sum_{n=1}^N b_{nt} \ln x_{nit} \\ & + \frac{1}{2} b_{tt} t^2 + b_{it} t + v_{it} - u_{it} \end{aligned} \quad (8)$$

(8) 式中, q_{it} 表示第 i 个大豆生产省(区)第 t 年的大豆单产(公斤/亩); x_{nit} 表示第 i 个大豆生产省(区)第 t 年每亩大豆生产中第 n 种($n=1, 2, 3, 4$)投入要素(劳动力、种子、化肥、机械)的投入量; t 表示技术变化的时间趋势; b 表示待估计的系数向量; v_{it} 表示随机误差项; u_{it} 表示技术无效率项。假定 v_{it} 和 u_{it} 相互独立, $v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$ 。

2. 技术效率影响因素。根据 Tian and Wan (2000) 的研究, 农作物生产的技术效率受生物因素(作物自身特征和土壤特征)、人力资本因素和社会经济条件因素等的影响, 考虑到大豆种植业自身的特征, 本文在建立模型时未能包括上述全部因素, 大豆生产技术无效率模型包括的影响因素如下: (1) 农村劳动力受教育水平。劳动力受教育水平较高的省(区), 其大豆生产技术效率应该较高。但是, 随着中国城乡收入差距的不断扩大, 可以观察到的事实是, 受教育水平较高的农村劳动力不断离开农业和农村。究竟农村劳动力受教育水平对大豆生产技术效率产生怎样的影响, 是一个值得关注的问题。(2) 农业机械化水平。生产实践表明, 大马力机械深耕土壤和生产过程中田间管理机械化都有利于提高大豆单产。本文预期, 农业机械化水平对技术效率有正向影响。(3) 人均耕地面积。大豆生产的规模经济效益比较显著。本文预期, 人均耕地面积对技术效率有正向影响。(4) 灌溉。有效灌溉面积占耕地面积的比重反映了农业生产条件。良好的灌溉条件是作物生产的重要基础, 大豆生长过程对水非常敏感。一般而言, 灌溉条件较好的地区, 大豆生产技术效率相对较高。(5) 自然灾害。自然灾害对大豆生产技术效率应该有负向影响。

本文尝试分析 1996 年中国开放大豆市场以来, 大豆生产技术效率是否得到了改善, 为此, 在模型中加入了政策虚变量。根据以上分析, 本文采用的技术无效率影响因素模型如下:

$$m_{it} = d_0 + d_1 EDU_{it} + d_2 MKW_{it} + d_3 PAR_{it} + d_4 PIR_{it} + d_5 DHA_{it} + d_6 PDW_t + d_7 T_{it} \quad (9)$$

(9) 式中, EDU_{it} 表示第 i 个大豆生产省(区)第 t 年高中以上文化程度的劳动力占农村劳动力的比重; MKW_{it} 表示第 i 个大豆生产省(区)第 t 年农业机械动力占全国农业机械总动力的比重; PAR_{it} 为第 i 个大豆生产省(区)第 t 年人均耕地面积; PIR_{it} 为第 i 个大豆生产省(区)第 t 年有效灌溉面积占耕地面积的比重; DHA_{it} 为第 i 个大豆生产省(区)第 t 年自然灾害成灾面积占农作物播种面积的比重; PDW_t 为政策虚变量, 1983~1996 年取值为 1, 1996 年之后取值为 0, 反映开放大豆市场对大豆生产技术效率的影响; t 为时间趋势变量, 反映模型中未包括因素对技术效率的综合影响; $d_n (n=1, \dots, 7)$ 为待估计系数。

由于 m_{it} 代表生产单位技术无效率程度, 因此, 该模型自变量的估计系数若为负值, 意味着该自变量对生产单位的技术效率具有正向作用; 反之则反。前沿生产函数模型和技术效率影响因素模型都包括了时间趋势变量 t 。若前者中该变量的系数为正值, 那么, 前沿生产函数逐步向上移动, 这一变化常被解释为存在技术进步; 若后者中该变量的系数为负值, 那么, 技术效率逐步得到改善。

由于本文研究中缺少价格资料, 根据 Coelli (2005) 的建议, 全要素生产率变化可以通过分解

技术变化和技术效率变化获得。本文研究利用随机前沿生产函数的估计结果，分别计算技术效率年度变化指数和技术年度变化指数，然后把二者相乘得到 Malmquist 全要素生产率指数^①。

第 i 个大豆生产省（区）从 s 时期到 t 时期的技术效率变化指数为：

$$TEC = \frac{TE_{it}}{TE_{is}} \quad (10)$$

（10）式中， TE_{is} 和 TE_{it} 分别表示由前沿生产函数测算出来的第 i 个省（区） s 时期和 t 时期的技术效率。

技术变化指数也可以从随机前沿生产函数的估计参数中直接计算得到。方法是利用第 i 个省（区）在 s 时期和 t 时期的数据，求出生产函数对时间的偏导数，然后求两个时期对数导数的代数均值的指数函数，即：

$$TC = \exp \left[\frac{1}{2} \left(\frac{\partial \ln q_{is}}{\partial s} + \frac{\partial \ln q_{it}}{\partial t} \right) \right] \quad (11)$$

把（10）式和（11）式相乘，得到 Malmquist 全要素生产率指数。

（三）数据

本文估计前沿生产函数用到的大豆投入和产出数据来自国家发展和改革委员会价格司编写的《全国主要农产品成本收益资料汇编》^②。本文用平衡面板数据方法估计。投入和产出选择了数据相对较为完整的河北、山西、内蒙古、吉林、辽宁、黑龙江、江苏、安徽、山东、河南、云南和陕西 12 个省（区）的资料。这 12 个省（区）的大豆播种面积占中国大豆播种总面积的 82.5%，产量占中国大豆总产量的 80.4%。投入和产出都是数量指标，不包括价格信息。投入要素中，劳动投入是每亩用工量，单位是工日/亩；种子投入是每亩播种量，单位是公斤/亩；化肥投入是每亩化肥折纯用量，单位是公斤/亩；机械投入用机械作业费占直接生产费用的比例测度。产出用单产度量，单位是公斤/亩。技术效率影响因素模型中的变量是对应样本省（区）的平均数据，这些数据来自《新中国五十年统计资料汇编（1949-1999）》^③，历年的《中国农业年鉴》^④、《中国农村统计年鉴》^⑤和《中国统计年鉴》^⑥。正如 Tian and Wan（2000）所指出的那样，技术效率影响因素数据与投入和产出数据所包含的信息不完全对应，可能会导致有偏的估计结果^⑦。

三、经验分析结果

（一）随机前沿生产函数估计

本文应用 Coelli 编写的 Frontier41 软件，采用一步回归法估计随机前沿生产函数，生产函数模型和技术效率影响因素模型的估计结果如表 1 所示，表 1 左边是生产函数模型的估计结果，右边是

^①可以通过多种途径得到 Malmquist 全要素生产率指数，本文所用方法只是其中之一。

^②国家发展和改革委员会价格司：《全国主要农产品成本收益资料汇编》（历年），中国统计出版社。

^③国家统计局国民经济综合统计司：《新中国五十年统计资料汇编（1949~1999）》，中国统计出版社，2000 年。

^④《中国农业年鉴》编辑委员会：《中国农业年鉴》（历年），中国农业出版社。

^⑤国家统计局农村社会经济调查司：《中国农村统计年鉴》（历年），中国统计出版社。

^⑥国家统计局：《中国统计年鉴》（历年），中国统计出版社。

^⑦如果技术效率影响因素数据和产出数据一致，那么，结果是无偏的。但是，本文研究技术效率影响因素所用数据是《全国主要农产品成本收益资料汇编》调查的样本点数据，而产出数据是统计年鉴中的各省份平均值，因此，这对估计结果可能会有不同程度的影响。

技术效率影响因素模型的估计结果。

表 1 随机前沿生产函数模型和技术效率影响因素模型估计结果

| 解释变量 | 系数 | 估计值 | t 统计量 | 解释变量 | 系数 | 估计值 | t 统计量 |
|-----------------------------|----------|-----------|--------|------------|-------|-----------|--------|
| 常数项 | b_0 | 0.228*** | 7.802 | 常数项 | d_0 | 0.028 | 0.159 |
| <i>Labor</i> | b_1 | 0.108*** | 2.583 | <i>EDU</i> | d_1 | 0.018 | 0.931 |
| <i>Seed</i> | b_2 | 0.017 | 0.291 | <i>MKW</i> | d_2 | -9.040*** | -2.632 |
| <i>Fertilizer</i> | b_3 | 0.131*** | 6.091 | <i>PAR</i> | d_3 | -0.105*** | -2.987 |
| <i>Machine</i> | b_4 | -0.023* | -1.504 | <i>PIR</i> | d_4 | -0.655*** | -3.032 |
| <i>T</i> | b_t | 0.020*** | 5.768 | <i>DHA</i> | d_5 | 1.483*** | 3.508 |
| $Labor^2$ | b_{11} | 0.053 | 0.62 | <i>PDW</i> | d_6 | 0.393*** | 2.394 |
| $Labor \times Seed$ | b_{12} | -0.589*** | -2.781 | <i>T</i> | d_7 | 0.022* | 1.537 |
| $Labor \times Fertilizer$ | b_{13} | -0.118*** | -1.983 | <i>LR</i> | | 95.278 | |
| $Labor \times Machine$ | b_{14} | 0.087*** | 2.076 | | | | |
| $T \times Labor$ | b_{1t} | 0.002 | 0.282 | | | | |
| $Seed^2$ | b_{22} | -0.212 | -0.558 | | | | |
| $Seed \times Fertilizer$ | b_{23} | -0.111 | -1.241 | | | | |
| $Seed \times Machine$ | b_{24} | 0.117** | 1.742 | | | | |
| $T \times Seed$ | b_{2t} | -0.037*** | -2.912 | | | | |
| $Fertilizer^2$ | b_{33} | 0.068*** | 2.197 | | | | |
| $Fertilizer \times Machine$ | b_{34} | -0.018 | -0.863 | | | | |
| $T \times Fertilizer$ | b_{3t} | 0.006 | 1.299 | | | | |
| $Machine^2$ | b_{44} | 0.011 | 0.519 | | | | |
| $T \times Machine$ | b_{4t} | 0.002 | 0.512 | | | | |
| T^2 | b_{tt} | -0.001 | -1.104 | | | | |
| σ^2 | — | 0.083*** | 3.101 | | | | |
| γ | — | 0.878*** | 18.715 | | | | |

注：①表中 *Labor* 表示劳动投入；*Seed* 表示种子投入；*Fertilizer* 是肥料投入；*Machine* 表示机械投入；*T* 表示时间趋势。②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的置信水平。

表 1 中极大似然检验值 (*LR*) 表明，本文采用的超越对数生产函数比柯布—道格拉斯生产函数能够更好地反映大豆生产的投入产出关系。从表 1 左半部分可以看出，劳动、种子、化肥和机械 4 种投入要素中，劳动的弹性最大。4 种要素的弹性之和为 0.242，表明投入要素在数据均值点规模报酬递减，在其他因素不变的情况下，只增加这 4 种要素投入并不能提高大豆单产。

表 2 是根据表 1 中的估计结果计算的 4 种投入要素的平均弹性。表 2 表明，随着时间的推移，劳动投入对大豆单产的贡献逐渐提高，大豆生产中劳动投入不足。1996 年以后，种子的弹性为负，这表明，目前从种子投入量方面提高大豆单产的潜力有限。大豆是节肥作物，但肥料对大豆单产的贡献越来越显著，仅次于劳动投入。机械投入弹性很小且为负值，除可能的数据原因外，这很可能反映了大豆生产的现实，即大豆生产中机械投入不断增加，但农机具配套能力不足，结构性短缺与结构性过剩并存。

表 1 中，时间变量的系数为 0.02，表明每年平均技术进步率为 2%；时间二次项变量的系数是

负值，但不显著，表明技术进步并没有随时间的变化呈现加快的长趋势，这与对中国大豆单产变动趋势的观察是一致的。时间变量与劳动、化肥和机械投入变量交互作用的系数分别为接近零的正值，表明样本时期内，大豆生产技术变化呈现的是对劳动、化肥和机械投入的节省。时间变量与种子投入变量交互作用的系数为负值，表明大豆生产技术变化呈现使种子过量投入的特征。由此可能的结论是，大豆生产发展过程中，劳动力的机会成本将不断增加，生产资料等工业品的成本也不断上升。

表 2 要素投入弹性

| 年份 | 劳动 | 种子 | 化肥 | 机械 |
|-----------|--------|--------|-------|--------|
| 1983~1989 | -0.065 | 0.071 | 0.102 | -0.040 |
| 1990~1995 | 0.085 | 0.007 | 0.091 | -0.014 |
| 1996~2001 | 0.175 | -0.001 | 0.126 | -0.004 |
| 2002~2007 | 0.264 | -0.018 | 0.210 | -0.024 |
| 平均值 | 0.115 | 0.015 | 0.132 | -0.021 |

表 1 中， γ 高度显著，由此可以得出结论：大豆生产过程中存在技术效率损失。表 1 右半部分是大豆生产技术效率影响因素模型的估计结果。农村劳动力受教育水平对技术效率有负向影响，但不显著。农村劳动力不断流出农业不利于农业技术的传播和积累，对大豆生产的影响正逐步显现。

正如本文预期，农业机械动力占全国农业机械总动力比重对样本省（区）大豆生产技术效率有显著的正向影响。机械配套能力较高的地区例如黑龙江，其大豆生产技术效率也相对较高。人均耕地面积对大豆生产技术效率有正向影响，说明大豆生产中存在规模经济。中国东北大豆主产区（黑龙江、辽宁、吉林和内蒙古）人均耕地面积大，有利于大豆生产技术效率的提高；但黄淮海产区（安徽、河南和江苏）人均耕地面积少，不利于大豆生产技术效率的提升。随着农村劳动力的流动和土地流转速度的加快，东北大豆产区具有越来越明显的比较优势。

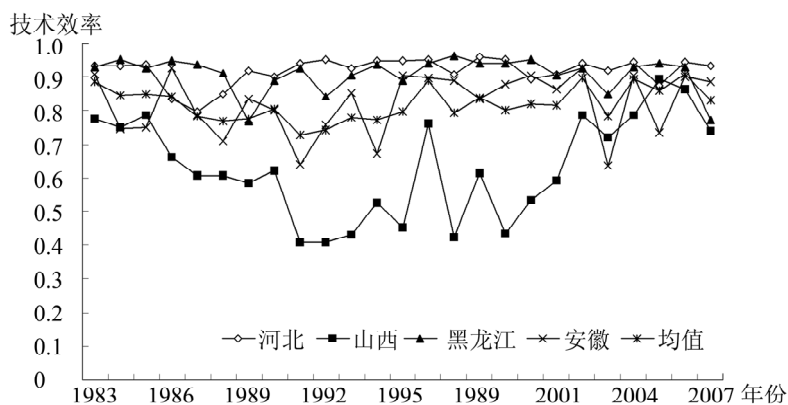


图 1 大豆生产技术效率的年度变化趋势

农业基础设施较好的地区，有效灌溉面积大，干旱等自然灾害对大豆生产影响弱，技术效率也就高。技术无效率模型的估计结果中，有效灌溉面积占耕地面积比重的系数为负，自然灾害成灾面积占农作物播种面积比重的系数为正，恰好证实了这个推断。

政策虚变量影响显著且系数为正。这表明，大豆市场开放冲击了中国大豆生产，影响了大豆生产技术效率提升。时间趋势变量影响显著且系数为正，表明 25 年间，中国大豆生产技术效率没有明显的改善。图 1 也证实了这一研究结论。25 年间中国大豆生产技术效率的平均值只有 0.82，且没有明显提升。图 1 同时表明，不同省（区）大豆生产技术效率存在显著的差异。河北和黑龙江等传统

生产地区,由于长期的生产技术积累,技术效率较高;黄淮海产区的安徽,技术效率低于东北产区;黄土高原产区的山西,生产基础条件较差,自然条件对大豆生产有很大影响,技术效率波动较大。这表明,如果有适宜的产业支持政策和规范的耕作措施,黄淮海产区大豆单产有很大的提升潜力。

(二) 全要素生产率测算

表3报告了不同大豆生产省(区)技术效率变化、技术进步和全要素生产率变化。总体上看,1983~2007年,全要素生产率年均增长1.5%。其中,年均技术进步率约为2%,与随机前沿生产函数的估计结果一致;技术效率年均下降0.5%,这说明,25年来大豆生产技术效率没有显著提升,甚至略有下降,再次验证了随机前沿生产函数所得出的结论。

不同省(区)的比较表明,25年间,除了河北、江苏、山东和河南四省大豆生产技术效率略有提升之外,其他样本省(区)大豆生产技术效率都有不同程度的下降。山东是所有样本中技术效率提升最快的省份,年均增加0.45%;内蒙古大豆生产技术效率年均下降2.44%。黑龙江省和安徽省大豆播种面积分别占中国大豆总播种面积的38.13%和9.8%。要提高大豆单产,以安徽为代表的黄淮海产区,可以通过规范化生产技术的推广,提高技术效率;但以黑龙江为代表的东北产区,大豆生产技术效率处在一个相对较高的水平,从技术效率方面可供挖掘的潜力有限,需要通过技术进步和其他外部政策措施,激发农户种植大豆的积极性,促进全要素生产率增长。

表3 技术效率、技术进步和全要素生产率的年均变动(%)

| 省(区) | 技术效率变化 | 技术进步 | 全要素生产率变化 |
|--------------|--------|-------|----------|
| 河北 | 0.007 | 1.997 | 2.004 |
| 山西 | -0.207 | 3.380 | 3.173 |
| 内蒙古 | -2.438 | 1.956 | -0.482 |
| 吉林 | -0.743 | 2.817 | 2.074 |
| 辽宁 | -0.844 | 2.882 | 2.038 |
| 黑龙江 | -0.771 | 2.113 | 1.342 |
| 江苏 | 0.104 | 0.844 | 0.948 |
| 安徽 | -0.103 | 1.021 | 0.918 |
| 山东 | 0.449 | 2.649 | 3.098 |
| 河南 | 0.025 | 1.318 | 1.343 |
| 云南 | -0.867 | 1.128 | 0.261 |
| 陕西 | -0.814 | 2.103 | 1.229 |
| 1983~2007年平均 | -0.517 | 2.017 | 1.500 |

所有样本省(区)中,山西、吉林、辽宁、黑龙江、内蒙古、山东和陕西等传统大豆生产省大豆生产技术进步速度较快,年均技术进步率为2%,这可能是由于这些省经济发展水平不高,与大豆有关的科研和技术推广机构相对完整^①。江苏省经济发展水平最高,但在所有省(区)中大豆生产技术进步最慢,恰好是一个反例。安徽与河南大豆生产技术进步速度约是全国平均水平的50%,这两个省是中国劳务输出大省,属于夏大豆生产区域,农户种植大豆往往更多地出于大豆和小麦轮作的生产传统,生产规模小。随着劳动力务农机会成本的提升,这些省大豆生产技术进步将面临挑战,这也是中国农业市场化改革过程中的一个普遍现象。

^①这是中国农业的现状,经济发达地区农业生产环节的科研机构在改革中“人散”、“网破”,而在现在的北方粮食产区,经济发展水平相对落后,大豆科研机构却相对保存得比较完好。

尽管吉林、辽宁、黑龙江、内蒙古和山西等省（区）大豆生产技术效率增长率为负值，但是，这些省（区）大豆生产技术积累水平高，技术进步速度相对快一些，因此，这些省（区）大豆生产全要素生产率增长较快。山东省大豆生产全要素生产率增长较快是技术效率提高快和技术进步快双重作用的结果。河南、安徽、陕西和云南等省大豆生产全要素生产率增长较慢。图2所示的中国大豆生产全要素生产率增长动态表明，大豆生产全要素生产率增长呈下降趋势，并且具有阶段性。1983~1995年，中国大豆生产全要素生产率增长的下降速度最快，可能的解释是，农村基本经营制度改革所带来的制度激励效应不断衰减。1996~2001年，中国大豆生产全要素生产率增长处于相对平稳的阶段，2002年后，中国大豆生产全要素生产率增长略有下降，市场和技术对全要素生产率的影响越来越显著。农业市场化改革，特别是大豆市场对外开放，对全要素生产率提升带来的负面影响正逐步扩大，中国大豆生产到了一个关键时期，在需求不断增长的背景下，要想提高自给率，迫切需要技术突破和经营制度创新。

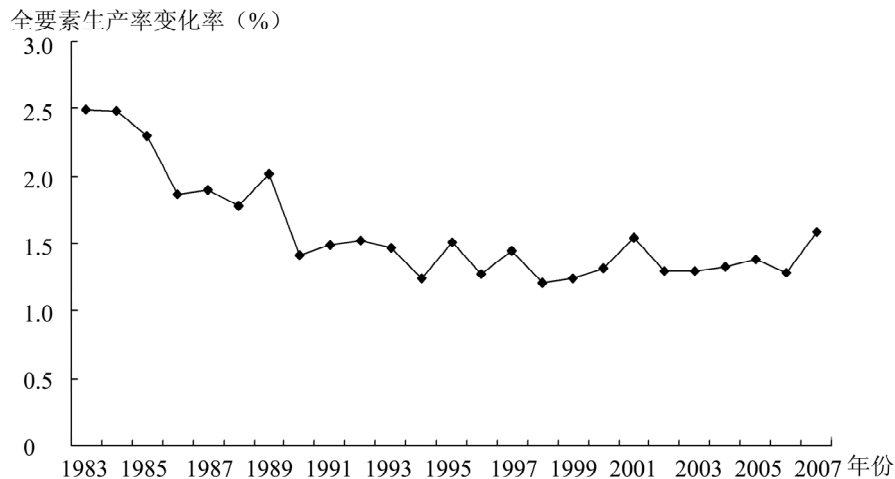


图2 中国大豆生产全要素生产率年均变化趋势（%）

四、研究结论和讨论

本文运用随机前沿生产函数模型，估计了1983~2007年25年间中国12个大豆主产省（区）大豆生产技术效率变化；在此基础上，测算了各个省（区）大豆生产技术进步，分析了技术效率变化和技术进步对不同省（区）大豆生产全要素生产率变化的贡献及其差异；最后描述了各省（区）大豆生产全要素生产率变化的动态特征。

研究发现，25年间，中国大豆生产技术效率不但没有明显提高，而且，2001年后技术效率还有下降的趋势。分析表明，1996年后国内大豆市场不断开放和2001年后进口贸易门槛降低对大豆生产技术效率有显著影响。不同省（区）大豆生产技术效率存在显著的差异。以黑龙江、吉林、辽宁为代表的东北春大豆产区技术效率较高；以安徽、河南为代表的黄淮海夏大豆产区技术效率次之；处于黄土高原的山西、西部的云南等省技术效率最低，且不稳定。劳动、种子、化肥和机械四种投入要素中，劳动对大豆单产贡献最大，其次是化肥。长期观察发现，大豆生产中，劳动投入经历了从过量投入到投入不足的转变，而化肥投入不足的状况依然存在。

中国大豆生产年均技术进步率约为2%，总体来说，技术进步没有呈现随时间变化而加速的趋势。经济相对不发达的省（区），大豆科研和技术推广机构相对完整，大豆生产技术进步速度较快。

全要素生产率年均增长 1.5%，且呈下降趋势。大豆生产困境是中国农业市场化改革的缩影，贸易自由化对大豆全要素生产率提升带来的负面影响正逐步显现。在大豆消费需求不断增加的背景下，迫切需要技术突破和制度创新。通过改善生产的基础条件和促进技术进步，可以促使黄淮海产区大豆生产全要素生产率增长；除非有重大的技术突破，在现有条件下，提升东北大豆产区全要素生产率可能的途径是生产经营制度创新。

参考文献

1. Aigner, D.; 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. Aubert, C. and Zhu, X. (eds.): *The Changing Role of Soybean in China's Food System: A Study in Its Production, Processing, Consumption and Trade*, China: China Agricultural Press, 2002.
3. Battese, G. E.: Frontier Production Functions and Technical Efficiency: A Survey of Empirical Applications in Agricultural Economics, *Agricultural Economics*, 7(3-4): 185-208, 1992.
4. Battese, G. E. and Coelli, T. J.: A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data, *Empirical Economics*, 20(2): 325-332, 1995.
5. Coelli, T. J.; Rao, D. S. P.; O' Donnell, C. J. and Battese, G. E.: *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, 2nd edition, USA: Springer Publishers, 2005.
6. 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.
7. Fan, S.: Production and Productivity Growth in Chinese Agriculture: New Measurement and Evidence, *Food Policy*, 22(3) 213-228, 1997.
8. Kumbhakar, S.C. and Lovell C. A. K.: *Stochastic Frontier Analysis*, USA: Cambridge University Press, 2003.
9. Lin, J. Y.: Rural Reforms and Agricultural Growth in China, *American Economic Review*, 82(1): 34-51, 1992.
10. 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.
11. Shurtleff, W. and Aoyagi, A.: *A Special Report on History of Soybeans and Soy Foods in China and around the World*, <http://www.soyinfocenter.com>, 2009-8-04, 2007.
12. Tian, W. M. and Wan, G. H.: Technical Efficiency and Its Determinants in China's Grain Production, *Journal of Productivity Analysis*, 13(2): 159-174, 2000.
13. 黄武:《中国大豆生产效率分析》,《南京农业大学学报(社会科学版)》2004 年第 1 期。
14. 司伟、陶畅:《经济发展、城镇化与中国大豆需求增长》,《2011 年管理创新、信息技术与经济增长国际会议论文集》, 2011 年。
15. 余建斌、乔娟、龚崇高:《中国大豆生产的技术进步和技术效率分析》,《农业技术经济》2007 年第 4 期。

(作者单位: ¹ 中国农业大学经济管理学院;

² 中国农业科学院 农村经济与发展研究所)

(责任编辑: 小林)