

# 农业效率增进、技术进步区域差异及 TFP 分解

曾国平<sup>a</sup>, 罗航艳<sup>a</sup>, 曹跃群<sup>a,b</sup>

(重庆大学 a 公共管理学院; b. 欠发达地区经济发展研究院, 重庆 400044)

**摘要:**基于随机前沿模型(SFA),文章对1985-2008年中国29个省级地区农业生产效率进行测算和全要素生产率分解。研究表明,中国农业生产效率总体水平不高,尚有较大的提升空间;存在较为显著的时间差异和区际差异;农业全要素生产率与技术进步率均有提高,但增幅较缓;全要素生产率增长的根本动因在于技术进步率而非技术效率,农业生产仍不具有规模经济性。

**关键词:**农业增长;全要素生产率;Malmquist 指数;技术进步率

中图分类号:F323.3

文献标志码:A

文章编号:1008-5831(2012)04-0001-08

农业作为国民经济发展中的基础部门,在中国改革开放后得到长足发展:1985-1997年间,中国农业总产值年均增长率为7.96%;1998-2004年间略有下降,为5.64%,2005-2008年又提高到6.75%。一个显而易见的事实是,尽管中国各个省份都在努力发展农业,但发展速度和发展质量却参差不齐。鉴于农业全要素生产率在农业发展中的重要性,因此有必要对近年来中国农业生产效率进行科学估算,探求农业经济增长动力来源。

对农业效率的研究,目前国内学者主要基于两个视角进行:一是重点探索改革开放以来中国农业及农村经济显著发展的根源,主要集中在制度因素和技术因素两个方面。比较一致的结论是,制度创新带来了改革开放后农业经济的首个增长高峰,在制度相对稳定的时期,技术因素则成为农业经济增长的主要源泉<sup>[1-2]</sup>。二是研究角度多集中于探寻公共物品提供与农业增长之间关系<sup>[3-4]</sup>。已有文献为进一步研究中国农业技术效率奠定了重要基础,但也存在一定局限:一是十六届五中全会以来,农业资本投入力度逐渐加大、惠农政策逐步落实、农业科技日益发展,农业经济发展迎来新契机,而已有文献研究多局限于2004年以前,对近年来中国农业技术效率变化情况和农业经济的发展状况少有反映;二是主要侧重于某地区或某农产品的研究,缺乏样本的全面性和区域的可比性;三是多数文献仅限于测算全要素生产率,较少结合技术效率进行研究。笔者力

收稿日期:2011-09-27

基金项目:国家社会科学基金项目“基于农户金融服务需求视角的西部地区农户金融服务体系改革研究”(08XJY031)

作者简介:曾国平(1955-),男,重庆人,重庆大学公共管理学院教授,主要从事产业经济学、行政管理研究。

图弥补这些不足,以1985-2008年中国29个省份面板数据为基础,用随机前沿模型对农业技术效率及其全要素生产率进行测算并加以分析,得出相应结论。

## 一、效率测算与全要素生产率分解原理

### (一) 随机前沿分析方法

随机前沿方法由 Farrell 在 1957 年提出:并非每个生产决策单位的实际产出都处在生产函数前沿面上,此间存在的技术效率差距(即技术无效率)被归结为由随机因素引起。但由于实际生产过程要受随机误差和技术效率水平共同影响,因此关键要设法识别和测算两者分别在多大程度上影响了实际生产曲线与生产函数前沿的偏离。Kumbhakar<sup>[5]</sup>根据相关理论对随机前沿生产函数方法作出了总结,其基本模型如下:

$$y_{it} = f(x_{it}, t) \exp(v_{it} - u_{it}), v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2), u_{it} \sim N^+(\mu_{it}, \sigma_u^2) \quad (1)$$

$$TE_{it} = \frac{y_{it}}{f(x_{it}, t) \exp(v_{it})} = \frac{f(x_{it}, t) \exp(v_{it} - u_{it})}{f(x_{it}, t) \exp(v_{it})} = \exp(-u_{it}) \quad (2)$$

$$\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}, \gamma \in [0, 1] \quad (3)$$

式(1)中  $y_{it}$  为第  $i$  个生产决策单位在  $t$  时期的实际产出,  $x_{it}$  为一组投入向量,  $\beta$  为待估计系数,  $t$  为时间趋势, 随机误差  $(v_{it} - u_{it})$  具有复合结构,  $v_{it}$  表示经济系统中不可控因素冲击的噪声误差, 是实际产出与前沿产出的差异;  $u_{it}$  服从非负截尾正态分布, 且  $u_{it}$  和  $v_{it}$  相互独立; 技术效率  $TE_{it}$  是实际产出与前沿产出之比。显然  $u_{it} = 0$  时, 式(2)中  $TE_{it}$  为 1, 表示生产经济体位于前沿面上;  $u_{it} > 0$  时,  $TE_{it}$  小于 1, 生产经济体位于技术前沿面下, 存在技术无效; 式(3)中的方差参数  $\gamma$  反映了技术无效率项在随机扰动项中所占的比例: 若  $\gamma = 0$ , 表明偏离来自于不可控的随机因素, 此时可直接用 OLS 方法分析该面板数据;  $\gamma$  越趋近于 1, 表明误差主要来源于技术无效率, 越适合采用随机前沿分析方法。

依据上述原理, 笔者运用对数型 Cobb-Douglas 生产函数对样本期中国各省份农业技术创新效率进

行测算。具体的研究模型为:

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \sum_j \beta_j \ln x_{jit} + v_{it} - u_{it} \quad (4)$$

### (二) 全要素生产率 (TFP) 分解——Malmquist 生产率指数

笔者根据 Färe<sup>[6]</sup>, 应用 Malmquist 生产率指数, 从要素投入角度估算中国各省份农业全要素生产率。定义  $t$  时期产出距离函数为:  $D^t(x, y) = \min \{ \theta : \frac{y}{\theta} \in P(x) \}$ , 则 Malmquist 生产率指数为  $t$  时期和  $r$  时期指数的集合平均数:

$$M_0(x^t, y^t; x^r, y^r) = \sqrt{\frac{D^r(x^t, y^t)}{D^r(x^r, y^r)} \times \frac{D^t(x^t, y^t)}{D^t(x^r, y^r)}} = \frac{D^t(x^r, y^r)}{D^r(x^t, y^t)} \times \left[ \frac{D^t(x^t, y^t)}{D^r(x^r, y^r)} \times \frac{D^r(x^t, y^t)}{D^t(x^r, y^r)} \right] \times \sqrt{\frac{D^r(x^t, y^t)}{D^r(x^r, y^r)} \times \frac{D^r(x^t, y^r)}{D^r(x^r, y^r)}} \quad (5)$$

定义线性规划对上式四个距离函数  $D^r(x^r, y^r)$ ,  $D^t(x^t, y^t)$ ,  $D^t(x^r, y^r)$ ,  $D^r(x^t, y^t)$  进行计算:  $[D^t(x^t, y^t)]^{-1} = \max \theta^i, s. t. \theta^i y^t \leq \sum_{i=1}^{29} z^i y^i, \sum_{i=1}^{29} z^i x_n^i \leq x_n^t, z^i \geq 0, (i = 1, 2, \dots, n = 1, 2, \dots, 7)$

(5) 式中, 三个乘积项分别为从  $r$  时期到  $t$  时期的纯技术效率、规模效率和技术进步率, 它可以让我们更好地理解生产决策单位的生产率增长究竟是源于现有技术得到了更有效的利用, 还是源于技术进步。

## 二、变量选择与数据处理

为了保持统计口径前后一致, 笔者将 1988 年后海南省和 1998 年后重庆市的相关数据分别纳入广东省和四川省, 因此笔者所使用的样本数据为中国大陆 29 个省级行政单位 1985-2008 年 29 年间面板数据, 共 696 个观测结果。原始数据来源于历年《中国统计年鉴》、《中国农业年鉴》、《中国农村统计年鉴》和《新中国 50 年统计汇编》等。

笔者采用七个广义口径的投入指标变量: 土地、农业劳动力、农业机械总动力、化肥施用量、大牲畜年底头数、有效灌溉面积和成灾面积。为了与农业投入口径保持一致, 产出指标变量采用以 1978 年不变价农林牧渔业总产值数据进行计算。

表 1 各变量的统计性描述结果(1985 - 2008)

变量	指标	观测样本	最大值	最小值	均值	标准差
产出变量:	农林牧渔业总产值/亿元	696	1 100.0	6.8	206.745	189.731
投入变量:						
土地投入	农作物总播种面积/千公顷	696	63 661.6	215.0	5 962.631	4 693.604
人员投入	农林牧渔业从业人数/万	696	4 333.0	49.4	1 106.665	903.356
农机投入	农业机械总动力/万千瓦	696	10 350.0	35.0	1 559.667	1 685.078
化肥投入	化肥施用量/万吨	696	601.7	0.5	124.121	108.988
役畜投入	大牲畜年底头数/万头	696	1 669.6	1.2	486.581	347.570
灌溉投入	有效灌溉面积/千公顷	696	4 989.2	81.5	1 743.857	1 307.953
气候因素	成灾面积/千公顷	696	4 363.0	0.0	862.258	724.159

### 三、实证结果与分析

#### (一)技术效率估算

根据上文设定的模型,利用 Frontier4.1 软件,用最大似然法来估计经验模型可获得农业生产效率估计参数值(表 1) 和各省份农业生产效率(表 2)。

表 2 技术效率估计参数值

技术效率估计参数值	相关系数、参数	标准差	T - 检验值
$\beta_0$	4.727	0.590	8.016
$\beta_1$	-0.347 **	0.034	-10.326
$\beta_2$	-0.131 ***	0.067	-1.951
$\beta_3$	0.338 **	0.027	12.352
$\beta_4$	0.531 ***	0.033	16.069
$\beta_5$	0.046 **	0.030	1.531
$\beta_6$	0.007 ***	0.041	0.160
$\beta_7$	-0.011 **	0.008	-1.403
$\sigma^2$	1.441 **	0.504	2.860
$\gamma$	0.981 ***	0.007	145.378
Log 函数值	188.731	年数	24
单边 LR 检验	618.709 ***	截面数	29
样本数	696	平均效率值	0.430

注: \*\*表示显著性水平至少为 0.01, \*\*\*表示显著性水平至少为 0.005, LR 为似然比检验统计量,服从混合卡方分布(Mixed Chi-square Distribution)。

表 2 显示,所有变量指标系数值均通过 t 检验,说明模型具有较好的解释力。 $\gamma = 0.981$ ,非常接近 1,说明与前沿生产函数的偏离主要来源于技术无效率,与随机误差项不相关,故笔者采取 SFA 方法进行测算非常合理。模型中,参数  $\beta_1$ 、 $\beta_3$  和  $\beta_5$  均通过了 1% 的显著性检验, $\beta_2$ 、 $\beta_4$  和  $\beta_6$  均通过了 0.5% 的显著性检验, $\sigma^2$  通过了 1% 的显著性检验。回归的结

果给出了样本期间中国各省农业技术效率均值。

在样本期间,农机投入的产出弹性表现为正值,说明各地区农业机械投入水平较为合理,农机投入对农业产出增长具有积极作用。但该产出弹性数值仅为 0.338,说明从总体上,中国的农业机械化仍不普遍,农业现代化进程较为缓慢。化肥投入的产出弹性表现为正值,且绝对值较大,可见中国农业生产中化肥的施用对改善土壤质量仍有积极的作用,对农作物产出增长具有明显的正效应。役畜投入的产出弹性表现为正值,且绝对值较小,表明由于地理条件的限制,役畜投入对农业产出仍具有较微弱正效应。灌溉投入的产出弹性表现为正值,且绝对值小,一方面说明农业水利设施建设在农业生产中的积极作用,另一方面也说明中国农业水利设施仍然存在设施较为老化、农田水利工程运行维护困难、基础设施建设投入不足等诸多问题,农业水利基础设施建设有待进一步建设和完善。气候因素(笔者选取成灾面积作为代表)产出弹性表现为负值说明自然灾害对农业产出的负效应, $\beta_7 = -0.011$  说明自然灾害平均每年使农业产出减产约 1.10%。

表 2 中,特别值得说明的是关于土地投入和人员投入的系数回归结果( $\beta_1 = -0.347$ ,  $\beta_2 = -0.131$ )。土地投入系数回归结果呈现负值一个可能的经济学解释是源于长期以来中国农业生产的粗放型增长。冯海发<sup>[7]</sup>也认为,土地资源日益稀缺必然导致依靠生物、农业技术的进步来大幅度提高土地生产率,从而铸就以提高土地生产率为导向的现代农业生产率增长模式。而人员投入系数回归结果呈现负值,则可能源于以下两方面原因:一是某些农业劳动力多的省份的农业劳动力已呈现饱和状态,单纯增加农业从业人员并不能提高农业产出,但将

多余的农业劳动力与其他农业投入要素结合仍可能带来农业产出的增加;二是从业人员投入变量指标采用的是历年农业统计年鉴上的统计数据,而各地

区的投入到农业生产中的实际劳动力人数有可能要小于统计数据<sup>[8]</sup>。

表3 中国各地区农业技术效率估计值

地区	省份	农业技术效率估计值	地区	省份	农业技术效率估计值
华北	北京	0.143	西北	陕西	0.369
	天津	0.141		甘肃	0.314
	河北	0.408		青海	0.109
	山西	0.215		宁夏	0.090
	内蒙古	0.404		新疆	0.335
	平均值	0.262		平均值	0.243
东北	辽宁	0.457	中南	河南	0.613
	吉林	0.402		湖北	0.565
	黑龙江	0.624		湖南	0.620
	平均值	0.494		平均值	0.599
华东	上海	0.158	华南	广东	0.771
	江苏	0.696		广西	0.454
	浙江	0.536		平均值	0.612
	安徽	0.469	西南	四川	0.972
	福建	0.418		贵州	0.411
	江西	0.548		云南	0.422
	山东	0.694		西藏	0.115
	平均值	0.503		平均值	0.480

实证结果基本反映了中国各地区农业发展水平,例如黑龙江省是东北地区农业发展较好的省份,技术效率均值为0.615,其各项投入指标的数值均位居全国较高水平。笔者按照自身农业生产条件将29个省份分为七大区域:华北、东北、华东、中南、华南、西南和西北地区。从区域上看,华南地区农业技术效率均值最高,而西北地区的农业技术效率均值最低,说明除了在土地、气候等自然资源禀赋上存在差异以

外,农业发展政策、农村经济改革进度以及农作物新品种培育或栽培技术等农业技术的改进和普及度的差别也在很大程度上给中国七大农业生产区域农业生产带来显著影响。

为了更清晰地描述中国各省份农业的生产模式,笔者利用spss软件将各省份农业技术效率和各生产投入变量均值进行聚类分析,并将聚类结果分为以下四种模式(表4)。

表4 中国各地区农业生产模式分类

生产模式	省份
高投入高效率	江苏、湖北、湖南、河北、福建
高投入低效率	吉林、新疆、上海、青海
低投入高效率	广东、安徽、山东、河南、浙江、四川、内蒙古、甘肃、广西、山西、陕西、辽宁、江西、黑龙江、西藏
低投入低效率	北京、天津、宁夏、云南、贵州

第一类为高投入高效率模式,包括江苏、湖北等5个省份。以湖南为例,其农作物总播种面积、农林牧渔业从业人数、化肥施用量、有效灌溉面积均位居全国第2,农业机械总动力为第3,而效率均值排全国第6,农业生产要素的高投入换来相对高产出。此

类生产模式相对成熟,可以根据各地区实际情况更加合理统筹投入生产要素的配给,进一步降本增效。

第二类为高投入低效率模式,包括吉林、新疆等4个省份。此类生产模式多以粗放型为主,应在转变生产方式的同时,更加注重加强要素投入的统筹力

度、改进农业生产技术和培育农业优良品种,努力提高农业技术效率。

第三类为低投入高效率模式,包括广东、安徽等 15 个省份,主要集中在华南、华东和东北地区。相对于第一、二类地区,这类地区以较少投入获得较高产出,是农业生产发展的重点支持区域,应该进一步加大农业技术研发投入,充分发挥效率优势。

第四类为低投入低效率模式,包括北京、天津等 5 个省份。这类地区或其特殊的行政地位(如北京、天津),或因较低的经济水平使其农业投入相对低下。因此可根据各省份实际情况合理安排农

业技术生产投入,集中有限资源促进农业增收。

从聚类分析结果上来看,东部发达地区农业生产效率较高,而西部经济较为落后的部分省区如四川、甘肃、西藏等也拥有农业生产高效率。宋增基<sup>[9]</sup>等对 2005 年中国农业生产效率进行归类比较也得出类似研究结论。

### (二) 农业全要素生产率及其分解

为进一步研究中国农业技术效率的变化情况及发展趋势,笔者根据上述 Malmquist 生产率指数模型及随机前沿生产函数的实证结果,计算得出中国农业全要素生产率及其分解项的变化趋势,如图 1 所示。

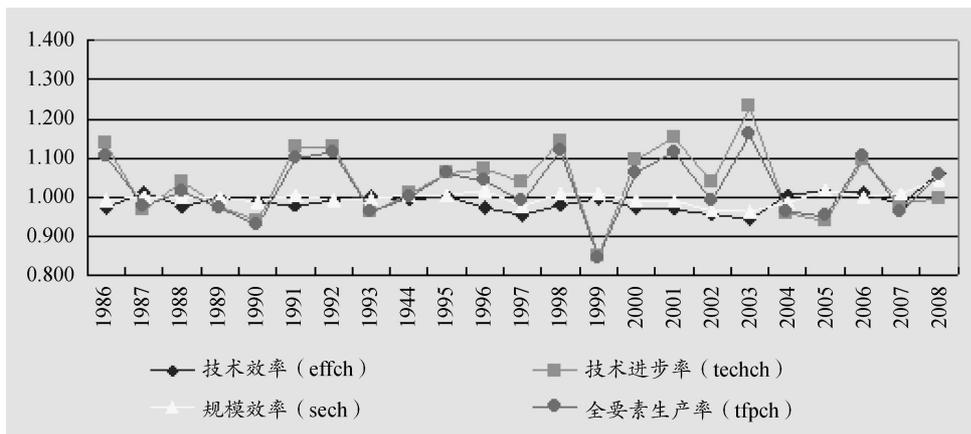


图 1 中国农业全要素生产率及分解

综观图 1,样本期间中国农业全要素生产率与技术进步率变化情况基本一致,波动幅度较大,大部分年份的 Malmquist 指数均大于 1;技术效率与规模效率的变化趋势基本相符,平稳波动并呈缓慢上升趋势。图 1 显示,技术进步率成为促进中国农业全要素生产率增长的有力因素,而农业规模经济仍不显著。

具体来看,以 1997 年为界,1985 - 1997 年间,得益于以家庭联产承包责任制为主的农村改革带来农业“增长效应”的继续推动和国家放开农业价格和不断完善农业市场销售体系的良好外部环境,农业生产得以充分发展。图 1 中,由于技术效率和规模效率保持平稳变化,全要素生产率在经历短暂小幅下滑后得以平缓增长。而 1997 - 2008 年间,由于技术效率和规模效率的缓慢增长(甚至小幅下滑)和技术进步率的强劲增长势头共同作用,导致全要素生产率先降后升,表现出明显的波动性。实证结果与中国经济发展实际情况基本相符:20 世纪 90 年代中期,中国进一步加快工业改革和工业化建设,大力发

展市场经济给农业生产带来不小影响;1994 年后的通货膨胀,尤其是 1997 年亚洲金融危机对整个国民经济发展造成了巨大冲击,农业生产率大幅下降。图 1 中 1999 年农业全要素生产率大幅下降说明农业生产率对国家宏观经济调控政策及市场环境的适应性滞后明显。2000 年后中国经济环境逐渐好转,农业市场化改革取得一定成就,市场导向型农业得以不断发展,对外贸易联系显著增强;2001 年始国家惠农政策落实力度逐渐加大,在免除农业税的同时增加涉农补贴规模,逐步完善农业价格支持政策,农产品市场宏观调控进一步加强,农业经济得以稳步发展。

中国各地区农业全要素生产率及其分解项的具体估算数值如表 5 所示。

从表 5 可以看出,样本期间仅有 5 个省份农业的全要素生产率呈下降趋势,其中以上海最为明显,为 4.0%;而西藏、福建、江苏和浙江的全要素生产率增长率增幅较大,分别为 7.6%、6.6%、6.2% 和

6.1%。从全国来看,由于技术效率下降了1.3%而技术进步率上升了3.6%,使得全国农业全要素生产率增长率平均上升了2.2%。技术进步率方面,除上海外其余各省份技术进步率的绝对数值均大于1,即发生了明显的技术进步,生产前沿面不断外移。规模

效率方面,只有山东和宁夏规模效率变化为正,另外有11个省份规模效率不变。中国农业规模效率总体呈下降趋势,仍不具有规模经济性。

从农业生产的七大区域来看,我们通过比较可以进一步得出以下发现。

表5 1985-2008年中国各大农业生产区域农业全要素生产率及其分解

地区	省份	技术效率 (effch)	技术进步率 (techch)	纯技术效率 (pech)	规模效率 (sech)	全要素生产率 (tfpch)
华北	北京	1.000	1.036	1.000	1.000	1.036
	天津	0.996	1.037	0.997	1.000	1.034
	河北	0.986	1.035	0.996	0.991	1.021
	山西	0.975	1.039	0.974	1.000	1.013
	内蒙古	0.971	1.027	0.978	0.992	0.997
	平均值	0.986	1.035	0.989	1.000	1.020
东北	辽宁	1.000	1.025	1.000	1.000	1.025
	吉林	0.990	1.048	0.993	0.997	1.037
	黑龙江	0.983	1.034	0.994	0.989	1.016
	平均值	0.991	1.036	0.996	0.995	1.026
华东	上海	1.000	0.960	1.000	1.000	0.960
	江苏	1.000	1.062	1.000	1.000	1.062
	浙江	1.000	1.061	1.000	1.000	1.061
	安徽	0.972	1.043	0.978	0.994	1.013
	福建	1.000	1.066	1.000	1.000	1.066
	江西	0.981	1.026	0.985	0.996	1.007
	山东	1.005	1.052	1.000	1.005	1.058
	平均值	0.994	1.039	0.995	0.999	1.032
中南	河南	0.989	1.023	1.001	0.988	1.012
	湖北	0.986	1.043	0.988	0.998	1.029
	湖南	0.982	1.033	0.988	0.994	1.014
	平均值	0.986	1.033	0.992	0.993	1.018
华南	广东	1.000	1.057	1.000	1.000	1.057
	广西	0.991	1.024	0.992	0.999	1.015
	平均值	0.996	1.041	0.996	1.000	1.036
西南	四川	0.984	1.033	0.993	0.991	1.016
	贵州	0.969	1.016	0.969	1.000	0.984
	云南	0.974	1.025	0.971	1.002	0.998
	西藏	0.989	1.088	1.000	0.989	1.076
	平均值	0.979	1.041	0.983	0.996	1.019
西北	陕西	0.987	1.027	0.987	1.000	1.014
	甘肃	0.976	1.027	0.978	0.998	1.003
	青海	0.981	1.026	0.984	0.998	1.007
	宁夏	0.963	1.027	0.954	1.009	0.989
	新疆	0.982	1.040	0.987	0.995	1.021
	平均值	0.978	1.029	0.978	1.000	1.007
全国平均值		0.987	1.036	0.989	0.997	1.022

第一,全要素生产率。得益于技术进步率的有力拉动,样本期内中国七个农业生产区域的全要素生产率均有不同程度增长。其中,华南地区作为中

国重要的粮食生产基地,其农业全要素生产率增长率最高,为3.6%;中南和西南地区全要素生产率增长率相对较低,一方面源于其规模效率相对低下,另

一方面来自于技术效率相对较大的负增长,两者共同遏制了全要素生产率的增长势头。测算结果与中国农业实际生产水平大致吻合:华南、东北和华东地区是中国传统重要的粮食、蔗糖和天然橡胶的生产基地,地理和气候条件得天独厚,是中国农业经济发展的“领头羊”;西南和中南地区农业地位逐步巩固;华北及西北地区大部分省份或者由于政治地位、地理、气候等原因不属于粮食主产区,或者由于农业起步晚、惠农政策倾斜不够等多种因素导致农业经济增长较为缓慢。

第二,七大农业区域的技术进步率均为正值,其中华南和西南地区技术进步率增长最明显,达到了4.1%。技术进步率的稳步上升成为中国各省份农业全要素生产率增长最主要的动力因素,这与李录堂<sup>[10]</sup>、顾海<sup>[11]</sup>等学者的研究观点一致。

第三,七大农业区域的技术效率均小于1,表明中国农业普遍存在着生产无效率,各种投入要素尚未得到有效配置,生产资源和农业技术没有得到充分发挥,这进一步印证了前文的实证结论。

第四,农业生产规模经济效益仍不显著。东北、华东、中南和西南地区农业规模效率变化均呈下降趋势,而华北、华南和西北地区规模效益不变。造成这种情况的原因是多方面的,但至少可从以下三点进行解释:首先,中国幅员辽阔,各省份地理条件和气候因素各有差异,难以在大范围内(特别是广大华南地区和西南地区)形成机械化、规模化的农业生产。其次,各地区普遍存在农业专业化、合作化水平低下、抗风险能力弱等问题。最后,中国农业尚缺乏有效的投资体制和金融体系,很多低效率的投资得到了金融政策的大力支持,使得某些地区的农业资本配置低效甚至无效,得不偿失。

#### 四、结论

笔者通过使用 Malmquist 指数法对 1985 - 2008 年中国农业 29 个省份面板数据的全要素生产率增长率进行测算及分解,得到以下研究结论。

第一,中国农业生产效率总体水平不高,均值为 0.430,尚有较大的提升空间;农业全要素生产率与技术进步率均有提高,但增幅较缓,这可能与中国农业生产的粗放式增长有关。

第二,农业全要素生产率效率存在明显时际差

异,这与中国农业发展阶段的变化基本一致:1985 - 1997 年,农业全要素生产率在经历短暂小幅下滑后平缓增长,年均增长率 2.08%;1998 - 2004 年,受工业化建设影响及亚洲金融危机冲击,农业全要素生产率波动剧烈:1999 年仅为 0.844,而 2003 年则高达 1.159,年均增长率为 3.56%;2005 - 2008 年,得益于国内经济环境逐渐好转、农业市场化改革不断深入以及惠农政策落实力度逐步加强,农业全要素生产率年均增长率为 1.73%,波幅平稳并开始呈现缓慢上升趋势。

第三,农业全要素生产率效率存在区际差异。华南和华东地区全要素生产率增长势头较为强劲,一方面得益于优越的区位优势 and 得天独厚的气候条件,另一方面得益于相对完善的农业基础设施、高技术含量的农业生产技术及各种附加值高的鲜活农产品市场的有力拉动;东北、华北地区农业全要素生产率增长率增长较为缓慢,这可能是受农业技术创新、技术推广及应用能力较弱,农业产业链较短、再加工能力弱,农业市场化程度较低等一系列原因影响;相对而言,西南、中南和西北地区农业全要素生产率增长幅度较小,但中、西部地区惠农政策的倾斜优势已使其呈现出追赶趋势。

第四,技术进步率成为促进中国农业全要素生产率增长的有力因素,而来自于效率改善的促进作用仍不显著。中国农业生产中普遍存在技术前沿面不断前移和农业生产效率损失并存的现象,一方面说明中国农业技术推广部门功能有待进一步加强、农业技术推广体系尚需逐步完善;另一方面更加明确要通过加强科学管理水平这一途径来提高农业生产效率,进一步释放农业技术潜能。

#### 参考文献:

- [1] LIN, JUSTIN YIFU. Rural reforms and agricultural growth in China [J]. American Economic Review, 1992, 82: 34 - 51.
- [2] 元霞,刘秀梅.我国粮食生产的技术效率分析:基于随机前沿分析方法[J].中国农村观察,2005(4):25 - 32.
- [3] 刘晓昀.贫困地区农村基础设施投资对农户收入和支出的影响[J].中国农村观察,2003.(1):31 - 36.
- [4] 汪小勤.基于农业公共投资视角的中国农业技术效率分

- 析[J]. 中国农村经济, 2009(5): 79 - 86.
- [5] KUMBHAKAR S, LOVELL C. Stochastic frontier analysis [M]. New York: Cambridge University Press, 2000.
- [6] FÄRE R, GROSSKOFF, SHAWNA, et al. Productivity changes in Swedish Pharmacies 1980 - 89: A Nonparametric Malmquist Approach[J]. Journal of Productivity Analysis, 1992, 3: 85 - 101.
- [7] 冯海发. 中国农业总要素生产率变动趋势及增长模式[J]. 经济研究, 1990(5): 47 - 54.
- [8] 石慧, 孟令杰, 王怀明. 中国农业生产率的地区差波动性研究——基于随机前沿生产函数的分析[J]. 经济科学, 2008(3): 20 - 33.
- [9] 宋增基, 徐叶琴, 张宗益. 基于DEA模型的中国农业效率评价[J]. 重庆大学学报: 社会科学版, 2008(3): 24 - 29.
- [10] 李录堂, 薛继亮. 中国农业生产率增长变化趋势研究: 1980 - 2006[J]. 上海财经大学学报, 2008, 8, 76 - 83.
- [11] 顾海, 孟令杰. 中国农业 TFP 的增长及其构成[J]. 数量经济技术经济研究, 2002(10): 15 - 18.

## Regional Differences in Efficiency Improving, Technological Progress of Agriculture and TFP Decomposition

ZENG Guoping<sup>a</sup>, LUO Hangyan<sup>a</sup>, CAO Yuequn<sup>a, b</sup>

(*a. School of Public Administration; b. Institute of Economic Development in Underdeveloped Areas, Chongqing University, Chongqing 400044, P. R. China*)

**Abstract:** Based on the panel data of China's 29 regions during 1985 - 2008, this paper measures the agriculture efficiency and decomposes the total factor productivity by using the stochastic frontier production function. The analysis result is that general level of agriculture efficiency is low in China and still has a larger space for improving; discrepancy is evident in different period and different regions; total factor productivity and technology progress have improved but more moderate growth; technology progress is the main driving force of the growth of total factor productivity other than technical efficiency, there is not scale economies in agricultural.

**Key words:** agricultural growth; total factor productivity; Malmquist Index; technology progress.

(责任编辑 傅旭东)