

中国农垦全要素生产率的随机前沿分析

叶生贵,凌远云,刘锐金

(华中农业大学 经济管理学院,湖北 武汉 430070)

摘要 文章利用随机前沿生产函数模型,对2001—2006年中国农垦一、二、三产业投入产出数据进行计量分析,根据回归结果,把农垦全要素生产率增长分解为前沿技术进步、相对前沿技术效率、规模经济效率和资源配置效率的变化。进一步分析发现:要素投入增长是农垦产出增长的主要动力来源,农垦全要素生产率增长和产出增长不存在显著的相关关系;农垦前沿技术进步显著,是农垦全要素生产率增长的主要源泉;二、三产业相对前沿技术效率的恶化是阻碍农垦全要素生产率增长的主要障碍。

关键词 中国农垦;全要素生产率;随机前沿生产函数模型

中图分类号:F307.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2009)02-0016-06

Stochastic Frontier Analysis on Total Factor Productivity of China's State Farms

YE Sheng-gui, LING Yuan-yun, LIU Rui-jin

(College of Economics and Management, Huazhong Agricultural University, Wuhan, Hubei, 430070)

Abstract Based on the Stochastic Frontier Production Model, this paper carries out the econometric analysis on the input-output of the three industries of China's State Farms through the data collected from 2001 to 2006. According to the regressive result, the Total Factor Productivity Growth was divided into technological progress, technical efficiency, allocative efficiency and scale economy. Through further analysis, it is found that the growth of input is the prime motive for the output increase of State Farms. Besides, this paper shows that there is no remarkable correlation between the acceleration of total factor productivity and output of State Farms. Rapid strides have been made in frontier technology of State Farms, which is the essential motive for the growth of total factor productivity of State Farms. The main stumbling blocks for the increasing of total factor productivity of State Farms is the exacerbation of the technical efficiency relative to the Frontier in the second and the tertiary industries.

Key words China's state farms; total factor productivity; stochastic frontier production Model

农垦经济作为农工商综合经营实体,是我国农业产业化经营的佼佼者。自新中国建立以来,它为稳定我国的农产品供给做出了重大贡献,而且在农业科技创新、技术推广、规模化经营、参与国际竞争等方面,也起到了很好的示范带头作用。但另一方面,农垦同时担负着企业、政府以及社会等多种职能,背着沉重负担的农垦企业在中国市场化改革过

程中经历了漫长的探索过程。“十五”期间,中央支农惠农政策的出台与实施,给农垦发展带来了新的机遇。农垦于2002年扭亏为盈,并逐渐焕发出新的经济活力。对一个即将起飞经济的研究,学者们往往将目光首先聚焦于经济增长的力量之源,如1997年亚洲金融危机后经济学家对东南亚经济全要素生产率增长的讨论,时至今日仍是学者们津津乐道的

话题。全要素生产率增长代表了要素投入增长带来的经济增长的剩余部分,被认为是决定未来经济增长的决定因素^[12],成为经济观测的重点对象。本文将在随机前沿分析的框架内,依照 Kunbhakar^[3]对全要素生产率增长的分析思路,将中国农垦全要素生产率增长分解为前沿技术进步、技术效率改善、规模效率变化以及资源配置效率变化四个方面的内容,进行实证研究和考察,旨在深入探讨经济增长的源泉,并在此基础上,提出有关促进农垦经济发展的政策建议。

一、计量模型和估计方法

Solow^[4]开创的全要素生产率增长测算方法是以要素间替代弹性相等、技术进步中性为假设前提,这一假定与实际情况是不相符的。基于对该测算方法的改进,最初由 Aginer, Lovell, Schmidt^[5]以及 Meeusen, Van den Broeck^[6]共同提出了随机前沿生产模型。他们在生产函数的随机量中引入一个非负的部分(u_i)用来描述企业的技术欠效率,用另一个服从正态分布的随机量(v_i)来反应随机冲击对实际产出的影响。这样同时考虑到技术欠效率和随机冲击效应的存在,与传统确定性生产函数和平均生产函数相比更合理,更贴近现实。同时考虑随机冲击效应与技术欠效率并将二者分离是随机前沿生产模型理论的精髓所在。

在这一理论基础之上,学者们通过设定不同的函数形式,得到不同的前沿生产函数。本文所采用的是由 Battese, Coelli^[7]提出的对数形式时变技术效率前沿生产模型(也称 B-C 模型),模型的数学表达如下:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \sum_j \beta_j \ln X_{jit} + \beta_T t + \frac{1}{2} \sum_j \sum_l \beta_{jl} \ln X_{jit} \ln X_{lit} + \frac{1}{2} \beta_{TT} t^2 + \sum_j \beta_{Tj} t \ln X_{jit} + u_i - v_i \quad (1.1)$$

式中的所有 β 都是待估计的参数,于是,误差项分为两部分:一部分是衡量企业无法控制的随机因素对实际产出的影响,即“噪音”部分 v_i ;另一部分是描述第 i 个个体在 t 年技术欠效率的随机变量,即非负的技术欠效率指数 u_i 。

那么,技术效率为:

$$TE_{it} = \exp(-u_i) \quad (1.2)$$

其中, u_i 是非负的技术欠效率指数。

根据 Battese 和 Coelli^[8]对 u_i 和时间函数 β_i 的

设定:

$$u_i = \beta_i u_i$$

$$\beta_i = \exp[-\eta(\tau - T)] \quad (1.3)$$

即将技术效率指数分解不随时间变化的技术欠效率指数 u_i 和随时间变化的参数 β_i 。其中, η 是待估计参数,表示技术效率的变化率。

上述模型(1.1)、(1.3)所确定的时变性技术效率随机前沿生产函数模型的参数估计可以采用极大似然估计联合估计得到。估计中,复合误差项 $\xi = u_i - v_i$ 的方差:

$$\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2, \text{定义: } \gamma = \sigma_u^2 / \sigma^2 \in [0, 1] \quad (1.4)$$

γ 反应的是随机扰动项中技术欠效率项所占的比例,表明实际产出偏离前沿产出在多大程度上是由技术欠效率造成的。

根据以上生产函数的设定, Kunbhakar^[3]在实证分析过程中,通过数学推导,将全要素生产率的增长分解为前沿技术进步、相对前沿技术效率的改善、资源配置效率的改善以及规模经济效率的改善四个方面。即:

$$tfp = FTP + (RTS - 1) \sum_j \lambda_j x_j + \sum_j (\lambda_j - S_j) x_j - \frac{du}{dt}, j = L, K \quad (1.5)$$

在引入 Battese 和 Coelli^[7]的随机前沿生产函数模型基础上,可以推导出各项的计量模型。前沿技术进步(FTP)的计量模型如下式:

$$FTP = \partial \ln f(x, t) / \partial t = \beta_T + \beta_{TT} + \sum_j \beta_{Tj} \ln X_j, j = L, K \quad (1.6)$$

规模效率(SE)的计量模型为:

$$SE = (RTS - 1) \sum_j \lambda_j x_j = (RTS - 1) (\lambda_K k + \lambda_L), j = L, K \quad (1.7)$$

其中, $RTS = \sum_j \epsilon_j$, $\lambda_j = \epsilon_j / RTS$, ϵ_j 为要素产出弹性, $RTS > 1, = 1$ 和 < 1 分别表示规模报酬递增,规模报酬不变和规模报酬递减,如果生产者根据现有生产规模适时调整要素投入的变化,就会取得正的生产率贡献。投入要素的产出弹性其计量公式为:

$$\epsilon_j = \partial \ln f(x, t) / \partial x_j = \beta_{Tj} + \beta_{jj} \ln x_j + \beta_{Tj} t + \frac{1}{2} \sum_{l \neq j} \beta_{jl} \ln X_l \quad (1.8)$$

配置效率(AE)的计量模型为:

$$AE = \sum_j (\lambda_j - S_j) x_j = (\lambda_K - S_K) k + (\lambda_L - S_L) l \quad (1.9)$$

据前文 $TE_{it} = \exp(-u_{it})$ 和 $u_{it} = \beta_i u_i = \beta_i \exp[-\eta(t-T)]$ 的设定,可以得到相对前沿技术效率的变化率(TE)的计量模型为:

$$TE = -\partial u_{it} / \partial t = \eta u_i \exp[-\eta(t-T)] = \eta u_{it} \quad (1.10)$$

二、数据来源及处理

本文数据来源于国家农业部农垦局所编写的《中国农垦统计年鉴》(2001—2006)相关统计数据。主要包括:各垦区及各产业的增加值、平均社会从业人员、劳动者报酬、固定资产折旧、生产税净额和营业盈余等。

在反映总产出的指标中,有产业增加值、总产值和销售产值。其区别主要在于是否减去中间投入品的费用,增加值由于减去了中间投入,能更真实地反映企业的产出情况。

衡量资本的方法比较多,有用固定资产的,也有用所有资产的。由于流动资产和无形资产的估算都比较复杂,多数研究都采用固定资产,本文度量资本也采用固定资产的数据。以2000年末固定资产存量为基础,加上下一年新增固定资产,再减去当年的固定资产折旧,以此作为年末固定资产。当年固定资产存量是上年末固定资产与当年末固定资产的均值,以此估算出2001—2006年的资产存量值。

劳动投入是指生产过程中实际投入的劳动量,用标准劳动强度的劳动时间来衡量。但实际上往往难以精确,本文采用历年从业人员数作为劳动投入量指标。

本文所要考察的是一个涉及六年(2001—2006年)的面板数据(panel data),主要涉及到两类价格的影响:一是以现价核算的各产业增加值的处理;二是以现价计算的固定资产投资总额的处理。对前者的处理,是利用世界银行所公布的中国GDP缩减指数,以1990年为基期来消除产业增加值中价格因素的影响。固定资产是利用《中国统计年鉴》所公布的固定资产投资价格指数,来消除价格对固定资产的影响。

从收入法的角度来看,GDP由劳动者报酬、固定资产折旧、生产税净额和营业盈余构成,其中劳动

者报酬为劳动投入的收入,固定资产折旧和营业盈余是资本的收入,生产税净额可以看作是劳动投入和资本投入共同创造的收入。因此,假定资本和劳动的要素收入份额分别为 S_K 和 S_L ,那么按照如下公式,可以估算出资本和劳动的要素收入份额。

$$S_K = ck / (ck + cl) \quad (2.1)$$

$$S_L = cl / (ck + cl) \quad (2.2)$$

其中, ck 、 cl 分别表示资本和劳动的要素收入, ck 为固定资产折旧和营业盈余的合计, cl 是劳动者报酬。则有 $S_K + S_L = 1$ 。

为计算方便,利用对数差近似表示产出、投入的增减变化。如产出增长率: $y = \ln Y_t - \ln Y_{t-1}$,要素投入增长率同理。

三、计量结果及分析

本文选取后者,即以2001—2006年各垦区一、二、三产业的投入产出数据为研究对象,对中国农垦的一、二、三产业分别进行回归计量分析,利用回归后的参数值,计算出各垦区一、二、三产业生产率及各分解项的值。以各垦区一、二、三产业的产出贡献份额为权重,加权合计得到各垦区相关指标,以全要素生产率增长为例,其它同理,公式如下:

$$tfp_t = \sum_i [(y_{it} / \sum_i y_{it}) tfp_{it}] \quad (3.1)$$

其中 y_{it} 、 tfp_{it} 分别表示第 i 个垦区在第 t 年的产业增加值和全要素生产率增长率,下同, i 代表不同垦区,取值范围由加权合计对象(如是全国范围内,或东中西部范围内)而定。 tfp_t 表示全国或东中西部第 t 年的全要素生产率增长。这种做法可以减少因产业差异较大对估计结果带来的影响。此外,以各垦区的产出在区域(全国或东中西部)总产出中的份额为权重,合计出全国和各区域农垦生产率及分解项的值,并加以分析,以全要素生产率增长为例,其它同理,公式如下:

$$tfp_t = \sum_s [(y_{ist} / \sum_s y_{ist}) tfp_{ist}] \quad (3.2)$$

其中 s 代表一、二、三产业, i 代表第不同垦区, tfp_{ist} 表示第 i 个垦区全要素生产率增长率的合计值。

1. 模型的假设检验

几乎所有的回归模型都面临着模型设定的挑战,模型设定的恰当与否,直接关系到最终结论的正确性,确定性生产函数等没有充分考虑到要素间的交互效应,没有区分技术欠效率和白噪声等,与随机前沿生产函数相比,还是存在着一定的差别。

在利用时变性技术效率的随机前沿生产函数模型(B-C 模型)之前,进行以下五个方面的检验:(1)随机前沿生产函数的适用性检验,即检验随机前沿生产函数模型是否适宜进行中国农垦大中型企业的研究;(2)相对前沿的技术效率时变性,即检验是否存在随时间变化的技术欠效率;(3)前沿技术进步是否存在;(4)技术是否非中性,即检验技术进步是否渗透到生产要素中;(5)使用 C-D 生产函数还是随即前沿生产函数,即考察是否存在要素的交互效应。

所有参数约束条件的假设检验都可以通过采用单边似然统计量(LR)来进行,构造似然统计量

(LR)的公式如下:

$$LR = -2[L(H_0) - L(H_1)] \quad (3.3)$$

其中, $L(H_0)$ 、 $L(H_1)$ 分别为零假设(H_0)备选假设(H_1)条件下的对数似然估计值,通常认为 LR 统计量近似服从卡方分布或者混合卡方分布(Chi-square or Mixed Chi-square Distribution)^[9]。参考 Kodde 和 Palm^[10]所确定的混合卡方分布表中检验 SFA 的 LR 统计量的临界值。

假设检验是在全部样本下进行的,本文的研究对象是中国农垦各垦区的一、二、三产业,在全样本假设检验通过的情况下,本文认为检验的结果对各产业来说是一致的,结果见表 1。

表 1 假设检验结果(全部样本)

零假设	对数似然值 $L(H_0)$	LR 值	约束个数	临界值 ^[10]		验结论
				0.01	0.05	
$\gamma = \mu = \eta = 0$	-181.69	18.97	3	10.50	7.05	拒绝 H_0
$\eta = 0$	-179.63	14.86	1	5.41	2.71	拒绝 H_0
$\beta_T = \beta_{TI} = \beta_{Tk} = \beta_{TT} = 0$	-211.59	78.76	4	12.48	8.76	拒绝 H_0
$\beta_{TI} = \beta_T = 0$	-175.91	7.42	2	8.27	5.14	拒绝 H_0
$\beta_{II} = \beta_{Ik} = \beta_{kk} = \beta_{TT} = 0$	-178.14	11.87	4	12.48	8.76	拒绝 H_0

以上检验结果表明,五个检验结果都拒绝零假设,其中第四个在 0.05 的显著性水平下拒绝零假设,其余四个在 0.01 的显著性水平下拒绝零假设,这也就表明时变性的技术效率生产函数模型比其它模型更适合中国农垦全要素生产率的分析。

2. 计量结果

利用 Frontier 软件分别对中国农垦一、二、三产业的随机前沿生产函数模型(B-C 模型)进行极大似然估计,估计结果见下表 2,t 检验结果表明,有五

个变量的估计结果不能在 10% 的显著性水平下通过检验,总体来说是一个比较好的估计。据下表 γ 的值,一、二、三产业分别为:0.761 4、0.780 7、0.824 2,表明中国农垦实际产出偏离前沿产出的主要是由技术欠效率造成的,其中第三产业技术欠效率的影响最大。一、二、三产业 η 的值分别为:-0.009 3、-0.082 5、-0.254 4,均为负数,表明中国农垦各产业相对前沿的技术效率是不断恶化的,其中第三产业的变化最快。

表 2 随机前沿生产函数的极大似然估计结果

参数	第一产业		第二产业		第三产业	
	估计系数	t 检验值	估计系数	t 检验值	估计系数	t 检验值
β_0	4.558 2 * [2.865 6]	1.590 6	4.699 0 * [3.303 2]	1.422 6	-1.228 1 [1.255 0]	-0.978 6
β_I	-0.055 2 * * [0.898 2]	-2.061 5	-0.351 5 * * * [0.454 3]	-3.393 3	1.308 9 * * * [0.436 0]	3.185 7
β_k	0.159 9 * [0.533 0]	1.530 0	0.477 2 * * [0.664 4]	2.132 9	-0.207 9 * * [0.312 5]	-1.761 4
β_T	0.096 6 [0.091 4]	1.056 7	-0.052 7 * * * [0.104 2]	-2.424 3	0.041 7 * * * [0.129 0]	2.261 6
$0.5\beta_{II}$	0.126 7 * * [0.069 5]	1.824 3	0.201 4 * * * [0.064 2]	5.785 5	-0.149 4 * * * [0.036 1]	-3.502 0
$0.5\beta_{kk}$	0.117 1 * * [0.058 4]	2.004 3	0.111 1 * * * [0.057 4]	3.328 0	-0.044 7 * * * [0.032 0]	-1.706 8
$0.5\beta_{TT}$	-0.010 0 * [0.005 9]	-1.683 6	0.009 5 * [0.006 8]	1.392 9	0.015 1 [0.013 0]	1.159 6
$0.5\beta_{Ik}$	-0.203 2 * * [0.104 8]	-1.939 5	-0.238 3 * * * [0.104 0]	-4.792 3	0.176 7 * * * [0.054 7]	3.230 3
β_{TI}	0.019 0 * [0.011 9]	1.599 3	0.020 7 * * * [0.019 7]	4.086 8	-0.038 3 * * * [0.020 9]	-2.788 3
β_{Tk}	-0.014 3 [0.014 2]	-1.012 2	-0.014 9 * * [0.019 0]	-2.371 0	0.040 3 * * * [0.019 4]	2.073 9
σ^2	0.881 6 * [0.040 5]	1.621 4	0.771 7 * * [0.204 1]	1.760 4	0.483 0 * * * [0.156 1]	3.093 7
γ	0.761 4 * * * [0.061 9]	15.536 7	0.780 7 * * * [0.011 8]	83.095 5	0.824 2 * * * [0.057 2]	14.397 6
μ	0.564 2 [0.447 8]	0.279 6	0.613 9 * [0.327 2]	1.338 0	0.604 2 * * * [0.459 7]	2.619 7
η	-0.009 3 * * [0.030 3]	-2.305 7	-0.082 5 * * * [0.026 7]	-3.094 2	-0.254 4 * * * [0.047 5]	-5.353 6

注: *、* *、* * * 分别表示变量至少在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下通过检验;[]内表示为标准误。

根据以上估计结果可以计算出 2002—2006 年中国农垦各垦区的前沿技术进步、相对前沿技术效率变化、规模经济效率变化、资源配置效率变化及全要素生产率增长。限于篇幅,未将各垦区各年的结

果一一列出,这里仅给出各垦区分解项的平均值(见表 3)。

利用一元线性回归方程对各垦区的产出增长(GY)和 TFP 增长分别进行收敛分析,结果如下:

表 3 2002—2006 年农垦各垦区生产率基本指标 (%)

垦区	GY	GL	GK	tfp	FTP	TE	SE	AE
浙江	17.09	7.18	14.21	7.86	9.01	-0.84	-0.64	0.33
天津	3.33	-3.76	11.53	7.24	7.36	-0.80	-1.50	2.18
吉林	11.31	0.42	-5.02	10.31	11.06	-0.93	0.67	-0.50
云南	11.50	-2.25	-4.35	10.73	12.67	-2.86	0.08	0.84
河北	16.21	0.99	8.33	10.08	14.47	-3.95	-0.30	-0.14
辽宁	7.98	1.63	6.46	9.11	13.76	-4.82	0.08	0.08
江苏	2.39	-4.40	3.13	9.17	14.06	-4.78	0.34	-0.44
重庆	10.42	-0.93	9.22	3.85	9.12	-5.26	-1.73	1.72
河南	6.60	0.93	0.17	7.82	13.66	-5.88	-0.34	0.39
北京	-0.33	0.19	7.14	11.05	15.67	-5.83	-0.27	1.48
甘肃	6.42	-0.54	7.85	6.73	9.74	-3.11	-0.02	0.13
上海	26.76	3.57	7.11	10.06	16.00	-8.86	-0.33	3.25
新疆农业	5.01	-0.33	-7.32	9.84	12.56	-2.92	0.37	-0.17
宁夏	9.25	1.39	6.86	6.98	12.79	-4.91	-1.83	0.93
山西	4.26	3.31	2.56	5.61	11.75	-5.73	-0.22	-0.19
海南	9.13	1.55	-2.40	8.36	12.90	-5.11	-0.34	0.91
黑龙江	10.55	2.45	-3.41	9.78	15.02	-5.06	-0.44	0.26
内蒙古	16.40	-0.71	-3.18	11.12	12.94	-2.15	0.02	0.30
安徽	6.78	-2.83	-2.73	7.05	13.29	-6.36	0.09	0.03
广东	11.03	-1.05	4.80	10.52	12.78	-3.14	0.71	0.17
新疆兵团	10.72	1.48	8.39	8.12	15.89	-7.90	-1.25	1.38
江西	30.48	4.93	17.90	10.26	14.13	-6.93	-0.92	3.98
湖北	11.77	3.09	15.87	7.37	14.75	-7.53	-0.53	0.68
广西	45.38	13.64	15.57	4.91	11.97	-5.78	-1.05	-0.24
新疆畜牧	5.12	-3.56	-10.70	12.60	13.31	-2.44	0.51	1.22
山东	11.14	0.44	-1.81	7.59	11.34	-3.27	-0.22	-0.26
福建	10.29	2.19	7.16	6.56	12.24	-5.57	0.06	-0.17
湖南	17.72	6.99	22.81	8.62	14.16	-5.28	-1.57	1.32
贵州	8.70	-4.28	2.72	8.74	10.36	-3.80	0.10	2.09
陕西	-7.82	-10.06	5.80	5.16	11.33	-7.55	-0.13	1.51
四川	-2.82	-4.01	2.90	3.65	9.40	-5.70	0.31	-0.35
青海	-3.99	-4.51	-22.07	7.98	10.42	-4.47	0.18	1.84
东部	14.06	1.69	6.48	7.65	12.07	-4.74	-0.20	0.52
中部	12.63	2.86	4.96	7.55	13.07	-5.67	-0.56	0.71
西部	10.12	0.27	7.22	6.62	13.58	-7.22	-1.01	1.27
全国	12.36	1.80	6.17	7.30	12.91	-5.84	-0.59	0.82

注:GY、GL、GK、tfp、TE 分别表示产出增长、劳动投入增长、资本投入增长、全要素生产率增长和相对前沿技术效率变化,其他同上文。

表 4 产出增长率的收敛性分析发现,中国农垦产出增长率和劳动、资本要素投入增长率有显著的正相关关系,而与全要素生产率增长的正相关关系不显著,说明农垦产出增长对要素投入增长的依赖性较大,全要素生产率增长并不是产出增长的主要原因。

表 5 全要素生产率增长的收敛性可以看出,农垦 TFP 增长与前沿技术进步率(FTP)、技术效率改善(TE)、规模经济效率有显著的正相关关系,与配置效率的相关性不显著。从表 1—表 4 分析发现,农垦前沿技术进步是全要素生产率增长的主要源

表 4 产出增值率的收敛性分析

自变量	GY			
	模型	F 值	系数 b	t 统计量
GL	$GY=a+b \times GL$	61.604	0.82	7.849
GK	$GY=a+b \times GK$	9.136	0.48	3.023
tfp	$GY=a+b \times tfp$	0.335	0.11	0.579

表 5 TFP 增长的收敛性分析

自变量	tfp			
	模型	F 值	系数 d	t 统计量
FTP	$tfp=c+d \times FTP$	11.225	0.52	3.350 4
TE	$tfp=c+d \times TE$	3.041	0.30	1.744 0
SE	$tfp=c+d \times SE$	4.804	0.37	2.191 8
AE	$tfp=c+d \times AE$	0.834	0.16	0.913 3

泉,而技术效率恶化是阻碍农垦全要素生产率增长的主要原因。农垦第一产业的前沿技术进步与中央支持农业的政策不无关系。农垦二、三产业前沿技术进步最快,相对前沿技术效率的下降也最快。前沿技术的采用会大大提高生产效率,但并不是每一个生产者都具备前沿技术采用的内外部条件,前沿技术往往是从少数企业的采用开始,而逐渐扩散的一个过程。前沿技术进步越快,即前沿面上升越快,由于技术扩散的时滞性,生产者间的技术差异就越大,从而拉大了实际生产面与前沿生产面之间的距离。这种距离的扩大即为相对前沿技术效率的恶化。但随着技术扩散,这种技术效率的低水平可能会成为未来 *TFP* 提高的潜在动力。

在时间趋势上,2002—2006 年农垦 *TFP* 增长分别为:8.58%、7.75%、7.72%、7.30%、5.27%,平均水平为 7.3%,增长速率呈现下降趋势。尽管前沿技术进步速率呈上升趋势,但由于相对前沿技术效率和规模经济效率下降导致 *TFP* 增值率逐年降低。在地域上,东中西部 *TFP* 增长分别为:7.65%、7.55%、6.62%,依次递减,西部最低,这和众多学者的研究结论是一致的^[2,12],但不同的是,地域差距相对较小。从农垦各产业 *TFP* 增长来看,一、二、三产业分别为 10.93%、7.70%、7.58%,平均水平依次递减,第一产业远远高于二、三产业。“十五”期间中央出台的支农惠农政策,如农业税费改革,加大农业基本投资,加大农民技术培训力度和义务教育的投入等,这些制度的实施刺激了农业生产力的发展,前沿技术显著提高(如表 1)成为第一产业 *TFP* 增长的主要内容。

四、结语

本文利用随机前沿生产函数模型,对我国 2002—2006 农垦一、二、三产业的投入产出进行计量分析,并对农垦全要素生产率增长进行分解分析,结论如下:

(1)要素投入增长是农垦产出增长的主要动力来源,农垦全要素生产率增长和产出增长不存在显著的相关关系。因此,我国农垦还属于投入增长依赖性的经济发展模式,调整农垦经济发展思路,推动农垦经济增长方式向集约型增长方式转变是当前农垦改革的主要方向。

(2)农垦前沿技术进步显著,是农垦全要素生产率增长的主要源泉。二、三产业相对前沿技术效率的恶化是阻碍农垦全要素生产率增长的主要障碍。前沿技术的进步和相对前沿技术效率的恶化为未来农垦 *TFP* 增长创造了巨大的空间。因此,加大技术推广力度,促进垦区间技术交流与合作,为农垦企业营造技术采用的内外部环境等措施将极大的刺激农垦 *TFP* 的增长,提高农垦经济增长质量。

参 考 文 献

- [1] 胡鞍钢. 未来经济增长取决于全要素生产率提高. 政策, 2003 (1):20-30.
- [2] 颜鹏飞,王兵. 技术效率、技术进步与生产率增长:基于 DEA 的实证分析[J]. 经济研究, 2004(12):55-65.
- [3] KUMBHAKAR S C, LOVELL C A K. Stochastic Frontier Analysis[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2000.
- [4] SOLOW R M. Technical Change and the Aggregate Production Function[J]. Review of Economics and Statistics, 1957, 5 (3): 312-320.
- [5] AIGNER D J, LOVELL C A K, P SCHMIDT. Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models[J]. Journal of Econometrics, 1977(6):21-37.
- [6] MEEUSENM W, J V D BROECK. Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error[J]. International Economic Reviews, 1977(18):435-444.
- [7] BATTESE G E, COELLI T J. Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India[J]. Journal of Productivity Analysis, 1992(6):153-169.
- [8] BATTESE G E, COELLI T J. A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data[J]. Mpirical Economics, 1995(2):325-332.
- [9] COELLI T J. Estimators and Hypothesis Test for a Stochastic; a Monte Carlo Analysis[J]. Journal of Productivity Analysis, 1995(6):247-248.
- [10] KODDE D, F PALM. Wald Criteria for Jointly Testing Equality and Inequality Restrictions[J]. Econometrica, 1986 (54): 1246.
- [11] 郭庆旺,贾俊雪. 中国全要素生产率的估算:1979-2004[J]. 经济研究, 2005(6):51-60.
- [12] 傅晓霞,吴利学. 技术效率、资本深化与地区差异[J]. 经济研究, 2006(10):52-61.
- [13] 林毅夫,蔡昉,李周. 中国经济转型时期的地区差距分析[J]. 经济研究, 1998 (3):3-10.

(责任编辑:陈万红)