

本文运用 SFA 方法考察了 2003—2010 年期间中国农村劳动力结构变化对农业生产技术效率的影响,并结合曼奎斯特指数,分析了农业全要素生产率的变化及其构成。结果表明:我国农业生产的技术效率总体水平不高,普遍存在着技术非效率性,且地区差异明显;农村劳动力老龄化和教育提高了农业生产的技术效率,女性化降低了农业生产的技术效率;得益于技术效率的提高,各省区农业全要素生产率大多呈上升趋势,但存在着地区差异,且对农业增长的贡献非常有限。

**关键词:** 老龄化; 女性化; 随机前沿分析; 曼奎斯特指数

**中图分类号:** F304.7    **文献标识码:** A    **文章编号:** 1003—5656(2013)09—0068—09

# 中国农业技术效率 与全要素生产率研究 ——基于农村劳动力结构变化的视角

□彭代彦 吴翔

(华中科技大学 经济学院,湖北 武汉 430074)

## 一、问题的提出

随着计划生育政策的长期执行和城镇化进程的持续推进,我国农村劳动力结构已发生明显变化,主要表现在以下三方面:

### (一) 年龄结构上的老龄化

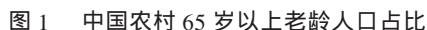
在我国,计划生育政策大大降低了出生率,医疗技术进步提高了预期寿命,其结果是快速的人口老龄化。第六次全国人口普查数据表明,2010 年 11 月 1 日中国大陆 65 岁及以上老年人口达到了 1.19 亿,占总人口的 8.87%,比 2000 年第五次全国人口普查时提高了 1.91 个百分点。我国的人口老龄化已成为不争的事实,与城市相比,农村的人口老龄化程度更高。

教育程度较高、年龄较轻、有一定工作技能的农村劳动力具有较多的非农就业机会和更倾向于外出进城就业<sup>[1][2]</sup>,会提高农村老龄劳动力的比重,这一分析得到了李旻和赵连阁<sup>[3]</sup>经验研究的支持。图 1 是 2003—2010 年期间我国农村 65 岁及以上老人占 15 岁以上人口所占比重,表明农村老龄人口在稳步提高。十八大提出要“坚持计划生育的基本国策”,我国农村人口老龄化水平预计还将上升<sup>①</sup>。不仅如此,我国农村劳动力流动还增加了农村老年人的农业劳动时间<sup>[5]</sup>。

### (二) 性别结构上的女性化

非农劳动力市场的发育对女性具有限制和歧视倾向<sup>[6]</sup>,农村女性劳动力的非农就业机会相对较少,已婚农村妇女为了照顾孩子和老人,与男性相比,更倾向于留守农村从事农业生产,向城镇的转移明显

<sup>①</sup>据估计,中国 60 岁及以上老年人口到 2013 年可能超过 2 亿人;2050 年将超过 4.5 亿人,人口老龄化水平达 31% 以上;2015 年可能超过少儿数量<sup>[4]</sup>。



国农村妇女占比整体处于上升态势。全国第六次人口普查表明,我国女性人口占 48.73%,图 2 显示农村地区妇女占比平均为 49.51%,明显高于整体水平,在劳动力转移不彻底的现有模式下,可以预见农村劳动力女性化水平还将进一步提高。



2010 年期间的农村劳动力平均受教育年限,结果如图 3 所示。图 3 表明,随着对农村教育投资的增加,农村平均受教育年限呈逐年上升趋势,农村人力资本在持续增加。

农村劳动力的结构变化可能对农业增长、农村发展和农民增收等具有重要影响,本文考察其对农业生产技术效率的影响并据此测算农业全要素生产率的变化,有望拓展已有研究,填补农村劳动力结构变化对农业生产效率影响研究的空白,为相关政策的制定提供更坚实的基础,具有重要的理论价值和现实意义。

## 二、模型与数据

### (一) 模型

本文考察劳动力结构变化对农业生产技术效率的影响,并在此基础上分析农业全要素生产率的变化,选用 Battese 和 Coelli<sup>[12]</sup> 1995 年提出的随机前沿模型进行一步法估计。为了使模型具有较大的灵活性和包容性,较好地反映投入要素的交互影响和技术进步可能存在的非中性,将模型设置如下:

滞后于男性,催生了农村劳动力“女性化”现象。不论从一些村庄来看<sup>[7]</sup>,还是一些地方<sup>[8]</sup>的官方统计数据都表明,农村劳动力“女性化”已成为一个不争的事实。第二次全国农业普查的数据显示,截止2006年末,农村家庭农业劳动力中女性所占的比例和劳动时间份额都高于男性,一般稳定在60%左右,这种趋势在年度间没有明显的变化,地区之间的差异也不大<sup>[9]</sup>。图2为2003—2010年期间我国农村女性占15岁以上人口的比重,可以看出我

### （三）教育水平上升

伴随着农村劳动力转移,会出现农村人力资本的变化<sup>[10]</sup>。人力资本包括教育、健康和经验等方面,鉴于统计资料的限制和教育在人力资本形成中具有最基础和最主要的地位<sup>[11]</sup>,本文沿用大多数研究的做法,用农村劳动力平均受教育年限度量人力资本,将文盲及半文盲、小学、初中、高中、大专及以上的受教育年限分别设为1年、6年、9年、12年、15.5年,用劳动力人数加权求得2003—

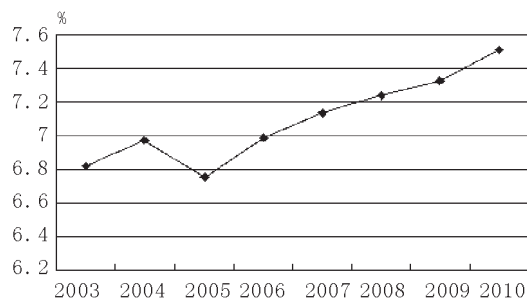


图3 中国农村劳动力平均受教育年限

数据来源:见图1。

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^3 \beta_k \ln x_{kit} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^3 \sum_{j=1}^3 \beta_{kj} \ln x_{kit} \ln x_{jit} + \sum_{k=1}^3 \beta_{kt} \ln x_{kit} + \beta_{it} + \frac{1}{2} \beta_{it}^2 + v_{it} - u_{it}$$

$$i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T; m_{it} = z_{it} \delta \quad (1)$$

其中,  $y_{it}$ 、 $x_{it}$  分别表示决策单元 (DUM)  $i$  在时期  $t$  的实际产出和投入。为满足生产规模报酬不变 (CRS) 的假设<sup>①</sup>, 并符合超越对数函数的对称性特征, 根据 Henderson et al.<sup>[14]</sup> 的设定, 借鉴 Lovell et al.<sup>[15]</sup> 的方法, 需将投入和产出进行某种投入要素的标准化。本文选用农作物播种面积 (SOWNAREA) 进行标准化<sup>②</sup>, 产出为单位播种面积农、林、牧、渔业总产值 ( $Q/SOWNAREA$ ), 投入为单位播种面积劳动力 (第一产业从业人数) ( $L/SOWNAREA$ )、单位播种面积总动力<sup>③</sup> ( $MAC/SOWNAREA$ ) 和单位播种面积化肥施用量 ( $CHE/SOWNAREA$ )。 $\beta$  为待估参数。误差项为复合结构, 其中  $v_{it}$  表示随机误差项, 假定分布为  $v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$ ; 非负误差项  $u_{it} \geq 0$ , 表示技术无效性, 假定服从非负截断正态分布  $u_{it} \sim N(m_{it}, \sigma_u^2)$ , 其均值  $m_{it}$  为各影响因素的函数,  $z_{it}$  为影响技术无效性的因素,  $\delta$  为待估参数。需要说明的是,  $\delta$  为非效率性影响因素的系数, 若  $\delta$  的值为负, 则说明该影响因素能降低非效率项, 即能够提高技术效率, 对技术效率存在正向影响; 反之则存在反向影响。 $v_{it}$  与  $u_{it}$  相互独立且与解释变量  $x_{it}$  相互独立。

影响农业生产技术效率的变量 ( $z_{it}$ ) 主要是农村劳动力结构: 一是农村劳动力的老龄化, 用农村 65 岁及以上人口占 15 岁以上人口的比重度量; 二是农村劳动力的女性化, 用 15 岁以上人口中女性所占比例度量; 三是人力资本, 用农村劳动力平均受教育年程度量。此外, 由于农业生产的特殊性质, 自然灾害也可能影响农业生产的技术效率, 本文用受灾率 (用受灾面积占种植面积的比重度量) 反映自然灾害对农业生产技术效率的可能影响。

通过极大似然法估计所得的模型参数  $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$  是技术无效方差占总方差的比重, 可用来代替  $\sigma_v^2$  和  $\sigma_u^2$  考察复合扰动项的方差情况。当  $\gamma$  接近于 1 时, 表示技术无效性的影响占主导地位; 当  $\gamma$  接近于 0 时, 表示随机误差的影响占主导地位。特别地, 当  $\gamma = 0$  时, 表明复合误差中的  $u_{it} = 0$ , 即非效率性完全来自于随机因素的影响, 则无需进行 SFA 分析, 可直接用 OLS 进行模型估计。

决策单元的技术效率可表示为实际产出的期望值与生产前沿面上产出的期望值之间的比值:

$$TE_{it} = \frac{E[Y_{it} | v_{it}, u_{it}]}{E[Y_{it} | v_{it}, u_{it} = 0]} = \exp(-u_{it}) \quad (2)$$

当  $u_{it} = 0$  时, 则  $TE_{it} = 1$ , 表明决策单元的生产位于生产前沿面上, 即技术有效; 当  $u_{it} > 0$  时, 则  $TE_{it} < 1$ , 表明决策单元的生产位于生产前沿面以下, 存在技术无效率性。

测算出技术效率后, 可以结合 Malmquist 生产率变化指数测算各决策单元在样本期间全要素生产率的变化情况。按照 Caves et al. 和 Fare et al. 的方法, 在规模报酬不变 (CRS) 的假定下, 投入导向 (Input-Oriented) 的 Malmquist 指数可表示为:

$$M_t^k(x^{k,t+1}, y^{k,t+1}, x^{k,t}, y^{k,t}) = \frac{D_t^{k,t+1}(x^{k,t+1}, y^{k,t+1})}{D_t^{k,t}(x^{k,t}, y^{k,t})} \times \left[ \frac{D_t^{k,t}(x^{k,t+1}, y^{k,t+1})}{D_t^{k,t+1}(x^{k,t+1}, y^{k,t+1})} \times \frac{D_t^{k,t}(x^{k,t}, y^{k,t})}{D_t^{k,t+1}(x^{k,t}, y^{k,t})} \right]$$

$$= EFFCH_t^k \times TECH_t^k \quad (3)$$

其中,  $M_t^k(x^{k,t+1}, y^{k,t+1}, x^{k,t}, y^{k,t})$  表示第  $k$  个决策单元  $t$  期到  $t+1$  期投入导向的 Malmquist 指数;  $D_t^{k,t}$  ( $x^{k,t}, y^{k,t}$ ) 和  $D_t^{k,t+1}(x^{k,t+1}, y^{k,t+1})$  分别表示以  $t$  期的技术为参照, 第  $k$  个决策单元在  $t$  期和  $t+1$  期的投入距离

①农业生产的规模报酬不变被绝大多数学者所公认<sup>[13]</sup>。

②由于我国复种、休耕、弃耕现象较为普遍, 与耕地面积相比, 农作物总播种面积能更准确地度量农业的土地投入。

③农业总动力包括农机总动力和畜力两部分, 参照 Lin(1992)<sup>[16]</sup> 的做法, 对畜力按 0.7 的权重进行了折算。

函数  $D_i^{k,t+1}(x^{k,t}, y^{k,t})$  和  $D_i^{k,t+1}(x^{k,t+1}, y^{k,t+1})$  分别表示以  $t+1$  期的技术为参照,第  $k$  个决策单元在  $t$  期和  $t+1$  期的投入距离函数;  $EFFCH_i^k$  为技术效率变化指数,表示对于技术利用的效率变化;  $TECH_i^k$  为技术进步指数,即技术进步使生产前沿面的移动。

上式中,  $EFFCH_i^k$  可由 SFA 方法得出,  $TECH_i^k$  可通过生产函数对时间  $t$  求偏导得出。需要指出的是,根据 Fuentes et al.<sup>[17]</sup> 和 Coelli et al. 的研究,当技术变化非中性时,技术变化的速度会受投入向量的影响,因此相邻时期  $t$  期和  $t+1$  期的技术变化应取几何平均值,即:

$$TECH_i^{t+1} = \exp \left\{ \frac{1}{2} \left[ \frac{\partial \ln f(x_{it}, t; \beta)}{\partial t} + \frac{\partial \ln f(x_{i(t+1)}, t+1; \beta)}{\partial (t+1)} \right] \right\} \quad (4)$$

由此可得全要素生产率的变化为:

$$TFPCH_i^{t+1} = EFFCH_i^{t+1} \times TECH_i^{t+1} \quad (5)$$

## (二) 数据

我国自 2003 年起执行新国民经济行业分类标准,农、林、牧、渔业总产值包括农、林、牧、渔及其服务业产值,因此本文使用 2003—2010 年期间的省级数据。由于 4 个直辖市缺省数据较多,因此选择其余 27 个省区为样本省份,样本数共 216 个。

产出、投入和受灾率数据均出自《中国统计年鉴》和《新中国六十年统计资料汇编》,农村劳动力老龄化、女性化和受教育年限均出自《中国人口和就业统计年鉴》。

## 三、实证结果

利用 Frontier4.1 软件和上述数据,对以上模型进行极大似然回归估计的结果见表 1。在 1% 的统计水平显著,表明农业生产中存在着技术非效率性,传统的生产函数模型不能较好地反映真实的农业生产效率状况;而值接近于 1,且通过了 1% 的显著性检验,进一步说明技术非效率的影响占了绝对支配地

表 1 随机前沿模型的估计结果

变 量	参数	估计值	t 值	变 量	参数	估计值	t 值
常数项	$\beta_0$	10.303***	5.697	$\ln(L/SOWNAREA)_t$	$\beta_{1t}$	0.009	0.321
$\ln(L/SOWNAREA)$	$\beta_1$	2.385***	4.297	$\ln(CHE/SOWNAREA)_t$	$\beta_{2t}$	-0.007	-0.302
$\ln(CHE/SOWNAREA)$	$\beta_2$	4.288***	4.205	$\ln(MAC/SOWNAREA)_t$	$\beta_{3t}$	0.044**	2.223
$\ln(MAC/SOWNAREA)$	$\beta_3$	-0.599	-1.009	常数项	$\delta_0$	-0.898	-0.796
$t$	$\beta_4$	0.017	0.181	OLD	$\delta_1$	-5.840***	-5.660
$1/2 [\ln(L/SOWNAREA)]^2$	$\beta_{11}$	1.088**	2.559	WOMEN	$\delta_2$	5.712***	2.789
$\ln(L/SOWNAREA) \ln(CHE/SOWNAREA)$	$\beta_{12}$	0.037	0.186	DEU	$\delta_3$	-0.082*	-1.697
$\ln(L/SOWNAREA) \ln(MAC/SOWNAREA)$	$\beta_{13}$	0.252	1.094	DIS	$\delta_4$	0.169	1.388
$1/2 [\ln(CHE/SOWNAREA)]^2$	$\beta_{22}$	0.996***	3.417	$\sigma^2$		0.050***	9.303
$\ln(CHE/SOWNAREA) \ln(MAC/SOWNAREA)$	$\beta_{23}$	-0.289**	-2.302	$\gamma$		1.000***	3.079
$1/2 [\ln(MAC/SOWNAREA)]^2$	$\beta_{33}$	-0.198	-0.904	log likelihood function(对数似然函数)			19.294
$1/2 t^2$	$\beta_{4t}$	-0.004	-0.495	LR test of the one-sided error(单边混合卡方分布)			38.240

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著。

位,对农业生产函数进行随机前沿分析是必要和恰当的;在表1中,除总动力及其大部分交叉项在通常的统计水平不显著外,其他常规投入均在1%的统计水平显著为正,同时单边偏误似然比(LR)检验值较大,均表明上述模型设定是合理的。

#### (一) 农村劳动力结构变化对农业生产技术效率的影响

表1显示,在技术效率影响因素中,农村劳动力老龄化在1%的统计水平显著为负,表明老龄化显著提高了农业生产的技术效率。相对于青壮年劳动力而言,老年劳动力的体力较差,甚至拖累年轻劳动力,可能对农业生产的技术效率具有负面影响;但经验较丰富,技能较高,从事非农业活动的机会也较少,更专注于农业生产,可能对农业生产的技术效率具有正面影响。这里的实证结果表明,农村老龄劳动力在经验和技能方面的积累和更专注于农业生产对技术效率的正面作用超过了体力下降的负面影响,这在一定程度上为十八大提出的“坚持计划生育的基本国策”提供了依据,即不能因为人口老龄化问题而饮鸩止渴地增加人口数量。

农村劳动力女性化在1%的统计水平显著为正,表明女性化显著降低了农业生产的技术效率。农业生产大多是粗活、重活,相对于男性而言,女性劳动力的体力较弱;此外,女性劳动力既要照顾子女,在农村普遍的家庭养老背景下,还要照顾老人,洗衣做饭,家务负担较重,从事农业生产的时间较少,降低了农业生产的技术效率。

人力资本在1%的统计水平下显著为负,表明平均受教育年限对于农业生产的技术效率有显著的促进作用,与已有研究结论完全一致。

受灾率为正,虽然t统计值仅1.388,但也通过了15%的显著性检验,表明自然灾害降低了农业生产的技术效率。

#### (二) 农业生产技术效率的地区差异

表2是根据(2)式计算出的各省区农业生产技术效率值。表2表明,我国农业生产的技术效率总体水平不高,普遍存在着技术非效率性,2003—2010年期间的平均技术效率只有辽宁省高于0.8,达0.8512,位于0.6—0.8之间的也仅有浙江、福建、海南和四川4省,其余各省区均低于0.6。

从时间趋势来看,2003—2010年期间各省区技术效率大都呈上升态势,效率提高幅度最大的是江苏省,提高了43.2%;技术效率有所下降的有海南、江西、西藏和新疆4省,下降幅度最大的是海南省,2003—2010年期间下降了13.7%。

从东、中、西部三大区域来看,2003—2010年期间各区域内部的技术效率比较接近,但三大区域的农业生产技术效率依次递减,东、中、西部分别为0.611、0.469和0.452。由此可见,东部地区在农业生产上具有技术效率领先的优势,能较有效地利用农业投入,而中、西部地区在农业生产上存在着较大的技术效率损失<sup>①</sup>。

#### (三) 农业全要素生产率变化及分解

利用表1的推算结果,根据(4)式和(5)式,可以计算出2003—2010年期间各省区的全要素生产率。结果表明,2003—2010年期间各省区的全要素生产率具有以下明显特征:

<sup>①</sup>这一结论与已有研究既有相似又有不同之处。相似之处是:中国农业技术效率水平较低,技术非效率性普遍存在,以及东、中、西部地区由高到低的技术效率分布;不同之处是:已有研究认为中国农业技术效率呈负增长,而本文的结论是农业技术效率有所提高。差异的原因可能有二:一是模型设定不同,本文充分考虑了劳动力结构因素,能更准确反映农业技术效率水平;二是样本期间不同,已有研究所考察的时期较早,农业存在技术进步而技术效率较低,而进入21世纪后技术的扩散和应用比过去已经有了很大程度的提升,技术进步不再显著。



表 2 中国各省区农业技术效率

省 份	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	平 均
河 北	0.481	0.519	0.531	0.557	0.517	0.533	0.542	0.545	0.5279
山 西	0.318	0.327	0.310	0.321	0.271	0.293	0.439	0.440	0.3397
内 蒙 古	0.418	0.444	0.456	0.469	0.439	0.426	0.419	0.444	0.4392
辽 宁	0.804	0.787	0.832	0.855	0.818	0.863	0.917	0.935	0.8512
吉 林	0.487	0.381	0.495	0.498	0.502	0.551	0.544	0.509	0.4959
黑 龙 江	0.380	0.381	0.410	0.407	0.352	0.374	0.394	0.397	0.3867
江 苏	0.434	0.444	0.473	0.503	0.511	0.537	0.577	0.621	0.5124
浙 江	0.680	0.646	0.678	0.721	0.639	0.648	0.688	0.717	0.6772
安 徽	0.348	0.383	0.385	0.408	0.401	0.418	0.441	0.453	0.4045
福 建	0.538	0.580	0.603	0.647	0.590	0.646	0.684	0.725	0.6266
江 西	0.619	0.586	0.590	0.599	0.592	0.589	0.603	0.594	0.5964
山 东	0.456	0.457	0.473	0.471	0.476	0.518	0.546	0.501	0.4873
河 南	0.305	0.322	0.345	0.365	0.323	0.320	0.327	0.332	0.3300
湖 北	0.408	0.411	0.429	0.451	0.453	0.457	0.474	0.491	0.4468
湖 南	0.519	0.506	0.532	0.548	0.471	0.465	0.500	0.535	0.5096
广 东	0.534	0.538	0.589	0.613	0.487	0.473	0.507	0.545	0.5357
广 西	0.408	0.414	0.462	0.472	0.402	0.414	0.454	0.467	0.4368
海 南	0.813	0.615	0.690	0.735	0.585	0.609	0.636	0.702	0.6731
四 川	0.646	0.669	0.699	0.723	0.750	0.739	0.711	0.752	0.7110
贵 州	0.401	0.415	0.415	0.417	0.419	0.429	0.465	0.503	0.4315
云 南	0.382	0.397	0.425	0.440	0.378	0.390	0.444	0.392	0.4059
西 藏	0.324	0.327	0.325	0.303	0.308	0.312	0.291	0.296	0.3107
陕 西	0.269	0.301	0.320	0.352	0.342	0.388	0.387	0.365	0.3404
甘 肃	0.372	0.382	0.391	0.410	0.440	0.455	0.482	0.501	0.4291
青 海	0.337	0.337	0.347	0.357	0.355	0.377	0.392	0.391	0.3616
宁 夏	0.293	0.290	0.294	0.304	0.297	0.310	0.327	0.336	0.3064
新 疆	0.559	0.567	0.542	0.547	0.525	0.436	0.509	0.525	0.5262
均 值	0.4641	0.4602	0.4829	0.4997	0.4678	0.4803	0.5074	0.5191	

49.2%；下降最多的黑龙江 TFP 指数为 0.724，累计下降 27.6%，两者差距高达 76.8%。东部 8 省中有 2 个下降、中部 8 省中有 5 个下降、西部 11 省中有 5 个下降。东部和西部下降省区所占比例较小，而中部地区下降省区比重较大，导致三大区域中东部和西部地区整体 TFP 上升（东部地区累计 TFP 指数为

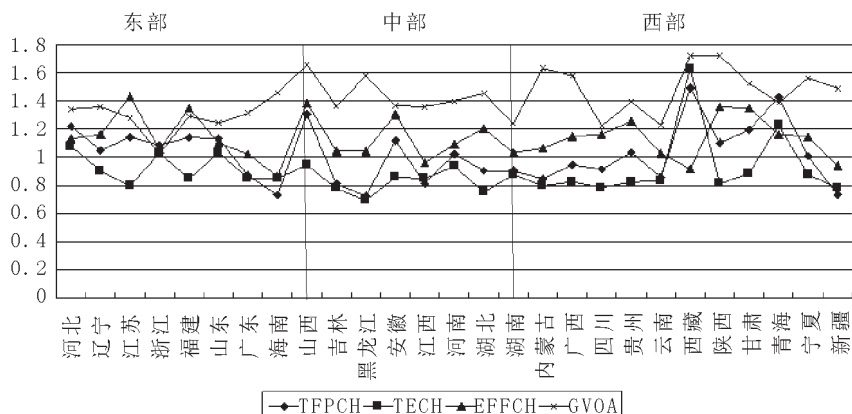


图 4 中国各省区全要素生产率及其分解指数(累计值)

注：TFPCH 表示农业全要素生产率变化指数；TECH 表示技术进步指数；EFFCH 表示农业技术效率变化指数；GVOA 表示剔除价格因素的农、林、牧、渔业指数。

### 1. 农业全要素生产率整体上上升但地区间不平衡

图 4 是 2003—2010 年期间各省区农业全要素生产率及其分解指数(累计值)。根据 Malmquist 指数的计算方法，各项指数值大于 1，意味着对应的指标上升，反之，则表明对应的指标下降了。图 4 中 TFPCH 线均位于 1 以上，表明 2003—2010 年期间各省区农业全要素生产率呈整体上升趋势，全国平均 TFP 指数为 1.017，但各省区间存在着较明显的差异。大多数省区 TFP 有所提高，部分省区（广东、海南、吉林、黑龙江、江西、湖北、湖南、内蒙古、广西、四川、云南、新疆）有所下降，提高最多的西藏 TFP 指数为 1.492，累计增长

1.046，西部地区累计 TFP 指数为 1.040，而中部地区整体 TFP 处于下降趋势（中部地区累计 TFP 指数为 0.956）。中国农业全要素生产率的变化特征与中国农业的发展是相吻合的，图 4 中 TFPCH 线和 GVOA 线的趋势一致，支持了这一结论。

### 2. 农业全要素生产率的上升源于技术效率的提

高

表 3 为全国和东、中、西部三大区域农业全要素生产率的变化及其分解构成。全国农业全要素生产率、技术进步和技术效率年均增长率分别为为 0.24%、-1.67% 和 1.95% ,可见农业全要素生产率源于技术效率的提高。

表 3 中国三大区域农业全要素生产率变化及其分解

年份	地区	TFPCH	TECH	EFFCH	年份	地区	TFPCH	TECH	EFFCH
2003—2004	全国	0.995	0.990	1.005	2007—2008	全国	1.010	0.981	1.030
	东部	0.980	0.995	0.984		东部	1.028	0.986	1.043
	中部	0.967	0.979	0.988		中部	1.005	0.972	1.033
	西部	1.026	0.995	1.032		西部	1.001	0.984	1.017
2004—2005	全国	1.036	0.988	1.049	2008—2009	全国	1.041	0.979	1.064
	东部	1.052	0.992	1.061		东部	1.038	0.983	1.056
	中部	1.038	0.977	1.063		中部	1.063	0.971	1.094
	西部	1.022	0.992	1.031		西部	1.027	0.982	1.047
2005—2006	全国	1.018	0.986	1.033	2009—2010	全国	0.996	0.976	1.020
	东部	1.037	0.990	1.047		东部	1.017	0.981	1.038
	中部	1.006	0.976	1.031		中部	0.979	0.969	1.010
	西部	1.014	0.990	1.025		西部	0.994	0.979	1.015
2006—2007	全国	0.925	0.983	0.940	2003—2010	全国	1.017	0.889	1.145
	东部	0.902	0.988	0.913		东部	1.046	0.918	1.140
	中部	0.905	0.974	0.929		中部	0.956	0.831	1.149
	西部	0.957	0.987	0.969		西部	1.040	0.912	1.142

表 3 还表明,我国三大区域的技术进步均有所下降,东、中、西部的技术进步指数分别为 0.918、0.831、0.912; 而技术效率均有所提高,东、中、西部的技术效率指数分别为 1.140、1.149 和 1.142,图 4 中各省份的 TECH 线均位于 1 以下, EFFCH 线基本位于 1 以上也在一定程度上反映了这一情况。虽然中部地区的技术效率上升幅度最大,累计达 14.9% ,但中部地区的技术进步下降幅度也较大,累计为 -16.9% ,抵消乃至超过了技术效率上升对全要素生产率的贡献,导致中部地区全要素生产率下降。东部和西部地区虽然技术效率的上升幅度略低于中部,但技术进步的降幅也较小,其负面影响未完全抵消技术效率上升对全要素生产率的贡献,全要素生产率因此有所提高。

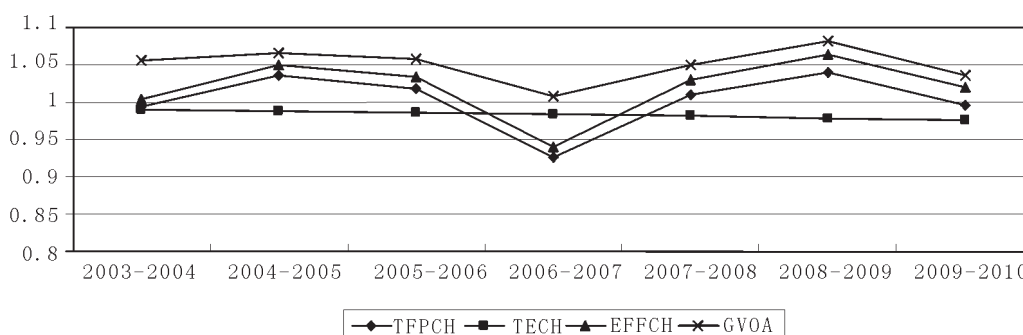


图 5 中国农业全要素生产率及其分解指数变化趋势

图 5 为农业总产值和农业全要素生产率及其分解指数的变化趋势。图 5 表明,在 2003—2010 年期

间,技术效率和全要素生产率的变化趋势高度一致,且与农业总产值指数的变化趋势也一致,进一步说明我国农业全要素生产率的增长属于技术效率的提高。

### 3. 农业全要素生产率的上升对农业增长的贡献非常有限

2003—2010年期间,农业全要素生产率年均增长率为0.24%,而农业总产出(剔除价格因素)的年均增长率为5.08%,说明农业产出的增长仅4.72%源自全要素生产率的上升。由此可见,我国农业仍然是依靠要素投入增加的粗放型增长方式,而不是通过提高全要素生产率实现的,这与已有研究结论也是一致的。Fan<sup>[18]</sup>发现,中国农业增长一半以上是靠要素投入驱动而不是全要素生产率的增长,全炯振<sup>[19]</sup>和王珏<sup>[20]</sup>等最近的研究也得到了相同的结果。

## 四、结论与政策含义

本文运用SFA方法考察了2003—2010年期间农村劳动力结构变化对农业生产技术效率的影响,并结合曼奎斯特指数,分析了农业全要素生产率的变化及其构成,得出以下结论和政策含义:

第一,我国农村劳动力的结构变化对农业生产的技术效率具有显著影响,老龄化显著提高了农业生产的技术效率,表明从农业生产效率的角度来看,农村劳动力老龄化并非坏事,“坚持计划生育的基本国策”也并无不妥;女性化显著降低了农业生产的技术效率,表明有必要改变我们农村劳动力转移模式,改善农民进城的生活和工作环境,促进举家迁移,缓解农村妇女化问题;平均受教育年限对于农业生产技术效率具有促进作用,加大农村教育投资是必要的。

第二,我国农业生产的技术效率总体水平不高,普遍存在着技术非效率性,且地区差异明显,尤其是中部和西部地区技术效率较低,提升空间较大,应通过人力资本投资和基础设施建设(降低自然灾害率)予以提高。

第三,我国农业全要素生产率呈上升态势,主要得益于技术效率的提高抵消了技术进步的下降,但存在着地区差异,且对农业增长的贡献非常有限,表明我国的农业增长仍属粗放型增长,主要依靠要素投入的增加,因此加强农业技术进步对于提高农业全要素生产率也至关重要。

### 参考文献:

- [1] ZHAO YAOHUI. Labour Migration and Earnings Difference: The Case of Rural China[J]. Economic Development and Cultural Change, 1999, 47(4): 767 - 782.
- [2] SICULAR T, ZHAO Y. "Earnings and Labor Mobility in Rural China: Implications for China's WTO Entry" in D. Bhat-tasali, S. L & W. Martin (Eds.), China and the WTO: Accession, Policy Reform and Poverty Reduction Strategies[M]. Washington DC: World Bank and Oxford University Press, 2004.
- [3] 李 旻, 赵连阁. 农村劳动力流动对农业劳动力老龄化形成的影响——基于辽宁省的实证分析[J]. 中国农村经济, 2010, (9): 68 - 75.
- [4] 李建民, 杜 鹏, 桂世勋, 张 翼. 新时期的老龄问题我们应该如何面对[J]. 人口研究, 2011, (7): 29 - 43.
- [5] 李 琴, 宋月萍. 劳动力流动对农村老年人农业劳动时间的影响以及地区差异[J]. 中国农村经济, 2009, (5): 52 - 60.
- [6] MALLEE, HEIN. "Agricultural Labor and Rural Population Mobility: Some Observations in Lorraine" in A West and Yaohui Zhao (Eds.), Rural Labor Flows in China[M]. Berkeley: University of California Press, 2000: 34 - 66.
- [7] SONG YINCHING, JIGGINS, JANICE. Feminization of Agriculture and Related Issues: Two Cases Study in Marginal Rural



Area in China[J]. Leisa Magazine, 2002, (12): 5 - 7.

[8] JACKA, TAMARA. Women's Work in Rural China: Change and Continuity in an Era of Reform[M]. Cambridge Modern China Series, Cambridge: Cambridge University Press, 2007.

[9] 毛学峰, 刘 靖. 农地“女性化”还是“老龄化”?——来自微观数据的证据[J]. 人口研究, 2009, (12): 69 - 80.

[10] 李志俊, 郭剑雄. 劳动力选择性转移对农村家庭人口生产偏好转变的影响[J]. 中国农村观察, 2011, (3): 40 - 49.

[11] 匡远凤. 技术效率、技术进步、要素积累与中国农业经济增长——基于 SFA 的经验分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2012, (1): 3 - 18.

[12] BATTESE G E, COELLI T J. A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Production Frontier for Panel Data[J]. Empirical Economics, 1995, (20): 325 - 332.

[13] 朱希刚, 刘延凤. 我国农业科技进步贡献率测算方法的意见[J]. 农业技术经济, 1997, (1): 17 - 23.

[14] HENDERSON D J, RUSSELL R R. Human Capital and Convergence, A Production - frontier Approach[J]. International Economic Review, 2005, 46(4): 1167 - 1205.

[15] LOVELL C A K, RICHARDSON S, TRAVERS P, WOOD L L. Resources and Functionings: A New View of Inequality in Australia[M]. in Eichhorn, W. (ed.): Models and Measurement of Welfare and Inequality, Berlin, Springer - Verlag, 1994: 787 - 807.

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

[17] FUENTES H J, E GRIFELL - TATJE, S PERELMAN. A Parametric Distance Function Approach for Malmquist Productivity Index Estimation[J]. Journal of Productivity Analysis, 2001, (15): 79 - 94.

[18] FAN S. Effects of technological change and institutional reform on production growth in Chinese agriculture[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1991, 73(2): 266 - 275.

[19] 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.

[20] 王 珏, 宋文飞, 韩先锋. 中国地区农业全要素生产率及其影响因素的空间计量分析——基于 1992 ~ 2007 年省域空间面板数据[J]. 中国农村经济, 2010, (8): 24 - 35.

(收稿日期: 2013—03—04 责任编辑: 李俭国)

## A study on China's agricultural technology efficiency and TFP — A perspective on the changes in the structure of rural labor force

Peng Daiyan, Wu Xiang

(School of Economics, Huazhong University of Science and Technology, Wuhan, Hubei, 430074)

**Abstract:** This paper uses SFA method to examine the influence of the changes in the structure of rural labor force in China over the 2003 - 2010 period on agricultural technology efficiency, and incorporates Malmquist Index into the analysis on the changes in and the formation of agricultural total factor productivity. The results show that: the technology efficiency of agricultural production on the whole is not high, there is technology non - efficiency generally, and regions differ obviously; aging and education of rural labor force increase the efficiency, while feminization lowers it; and that thanks to the improvement in technology efficiency, agricultural TFP in most provinces and regions shows upward trend, but it differs among regions, and it has limited contribution to agricultural growth.

**Key words:** Aging; Feminization; Stochastic frontier analysis; Malmquist Index