

人力资本与中国区域农业全要素生产率增长 ——基于 DEA 视角的实证分析

李谷成

(华中农业大学 经济管理学院, 湖北 武汉 430070)

摘 要:文章在考虑人力资本要素和技术非效率的前提下,使用非参数的 DEA 曼奎斯特生产率指数方法,对 1988—2006 年中国区域农业全要素生产率增长进行估计和测算,通过将其分解为技术进步、纯技术效率变化和规模效率变化三部分,来寻找农业 TFP 增长的源泉。实证表明,1988—2006 年中国农业 TFP 增长较为显著,大致可以分为四个阶段,其对农业增长的贡献基本上是顺周期的,各个省区的 TFP 增长差异性则较为明显。从其内部构成来看,TFP 增长主要由技术进步贡献,技术效率改善的作用则很有限。另外,是否考虑人力资本要素对农业增长的作用,会对 TFP 的估计产生较大影响。文章最终认为,应努力通过制度创新来消除农业技术扩散的各种制度性障碍,实现农业技术进步和技术效率增进共同推动农业 TFP 增长。

关键词:人力资本;全要素生产率;农业;数据包络分析

中图分类号:F061.5;F30 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2009)08-0115-14

一、引 言

改革开放 30 多年来,中国农业取得了巨大的成功,不仅以占世界不到 10% 的耕地成功养活了占世界 20% 多的人口,保证着中国人口最基本的食物安全,而且同时还成功地满足着经济高速增长与工业化、城市化加速进程中所不断产生的对农产品新的需求。一般认为,经济增长的贡献源泉来源于要素投入的增长和生产率的提高两个方面。转型期中国农业所取得的巨大成功也可以归结为两个方面的原因:一是农业生产要素特别是现代农用工业品使用数量的大幅增长,二是农业生产率的提高,包括技术进步、专业化分工和效率增进等。对于先天农业资源禀赋条件并不十分有利的中国而言,我们认为后者对于中国农业可持续发展更加具有研究意义,国际经验也表明单纯依靠要素投入增长所获得的经济增长不具备可持续性。

鉴于生产率增长的重要性,已有的研究对中国农业全要素生产率(Total

收稿日期:2009-05-28

作者简介:李谷成(1982—),男,湖南望城人;经济学博士,华中农业大学经济管理学院讲师。

Factor Productivity, TFP) 增长给予了充分关注。McMillan(1989)、Tang(1982)和 Wen(1993)等较早地对中国农业 TFP 进行了研究,其时间段主要集中于改革开放初期。后来,Fan(1991、1997)、Lin(1992)和 Kalirajan 等(1996)继续对中国农业 TFP 增长的影响因素尤其是制度因素进行了分析,其中以 Lin(1992)最为经典。乔榛、焦方义等(2006),郑晶、温思美(2007)和杨正林(2007)等继续在 Lin(1992)生产函数框架内对农业制度变迁的 TFP 增长效应作了扩展性研究。包括 Huang 和 Kalirajan(1997)、Fan 以及 Pardey(1997)和王红林、张林秀(2002)等对农业 R&D 和基础设施建设的 TFP 增长效应进行了分析。这些研究总体上得出了较为一致的结论,为我们加深对中国农业 TFP 增长的理解具有重要作用。

不过,在对我国农业 TFP 增长的研究中,大多采用了增长核算法和时间序列生产函数法。前者实际上需要较为苛刻的行为和制度假设条件,如完全竞争和利润最大化等;后者则很难在分析中纳入较多的解释变量,尤其对农业生产函数并不适宜,容易导致多重共线性等问题。而且上述方法大多隐含了一个假设条件——完全效率假设,即生产者实现了生产前沿面上的生产。对于既定要素和产出品价格,给定技术条件和投入约束,生产者产出实现了最大化;或在既定技术条件和目标产出下,生产者投入实现了最小化。具体到 TFP 求解上,这就将 TFP 增长等同于技术进步,无法进一步寻找 TFP 增长的内部源泉。经验研究也表明完全效率假设对发展中国家并不适宜,这些国家由于市场体制不完善等原因,生产者很难实现生产前沿面上的生产,而落在生产前沿面内部(Felipe, 1999)。宏观上,对于中国这样已经经历了并仍然正在经历着经济与制度双重转型的发展中大国而言,必须充分考虑到实际存在的各种导致非效率的因素;微观上,因为农户生产与消费合一的“二重性”(不同于企业性质),其仅仅是部分地参与本不完全的投入和产出市场(弗兰克·艾利思,2006),不能充分利用其本来可以利用的最高生产函数。因此,在研究转型期中国农业时,必须放松或修正完全效率假设。

为了避免上述问题,本文使用承认非效率因子存在的生产前沿面方法来对中国农业生产率进行研究,具体采用的是基于数据包络分析(DEA)非参数估计的曼奎斯特(Malmquist)生产率指数方法。Malmquist 生产率指数除了和基于参数方法的随机前沿生产函数一样可以实现对 TFP 增长的分解(技术进步和技术效率增进)以外,它还是一种基于数据驱动的纯数学线性规划方法,不需要设定具体的函数形式以及特定的严格行为假设,有效地避免了因为错误的生产函数和非效率项分布形式带来的偏差。与国外类似研究相比,将 DEA-Malmquist 生产率指数方法应用于中国农业生产率的研究相对较晚。例如,Mao 和 Koo(1997)、Lambert 和 Parker(1998)、Wu 等(2001)、孟令杰(2000)、顾海(2002)和陈卫平(2006)等从不同角度利用 DEA 方法对中国农

业 TFP 增长进行了测算和分解,并得出了相似的结论。但是这些研究主要集中于 20 世纪 90 年代以前中国农业的研究,不能代表 21 世纪以来中国农业生产率的最新变化,需要得到进一步扩展。

更为重要的是,上述研究都假设农业产出是由劳动力、土地以及化肥等其他物质资本投入的结果,而没有考虑到人力资本的作用,尤其是人力资本在现代农业中的贡献越来越大,忽视这一点就很容易带来 TFP 估计的偏差。早在 20 世纪 60 年代,以舒尔茨、贝克尔为代表的人力资本理论就指出,人力资本是现代经济增长的重要解释变量,在很大程度上可以解释为什么相近的要素投入却会带来差别较大的产出,包括二战后的日德经济增长之谜等。Schultz (1964)还进一步论证了对农民进行人力资本投资是改造传统农业的关键手段。随后,以 Romer(1986,1990)、Lucas(1988,1990)等为代表的内生增长理论以及 Mankiw、Romer 和 Weil(MRW,1992)等从理论和实证方面证明了人力资本对现代经济增长的重要性。包括 Temple(2001)、Miller 和 Upadhyay (2000)、Aiyar 和 Feyrer(2002)等在内的研究则进一步认为人力资本会对 TFP 增长产生重要作用。而对中国农村人力资本的研究则长期主要集中于其投资收益率(钱雪亚,2000;侯风云,2004;等)、与农民收入增长(白菊红,2004;李谷成,2006;等)、农村经济增长(周晓,2003;张艳华,2006;等)、收入差距(高梦滔、姚洋,2006;邹薇、张芬,2006;等)、劳动力迁移(侯风云,2007;等)的关系等领域,关于将人力资本纳入农业全要素生产率增长及生产前沿面方法分析框架中的研究还相当缺乏。

因此,本文整体分析思路如下:在考虑农村人力资本要素的同时,使用生产前沿面方法中的 DEA-Malmquist 生产率指数和中国大陆省区 1998—2006 年面板数据进行中国区域农业 TFP 增长的研究。

二、模型与方法

如果将每一个省区当成一个生产决策单位(Decision Making Unit, DMU)置于相同的技术结构下,运用由 Fare 等(1994)扩展的 DEA 方法来构造每一个时期中国农业生产的生产前沿面。生产前沿面是评判单个 DMU 效率状态的基准,落在前沿面上的 DMU 被称为“最佳实践者”,落在前沿面内部的 DMU 被称为在技术上存在非效率。引入时间动态 t 的概念,把单个 DMU 的实际生产点与生产前沿面上的映射点比较,可以对技术效率变化和技术进步进行测度,本文从基于产出的角度来定义 TFP 指数。

若干个时期 $t=1,2,\dots,T$ 的第 $k=1,2,\dots,K$ 个省份使用 $n=1,2,\dots,N$ 种要素投入 $x_{k,n}^t$,生产 $m=1,2,\dots,M$ 种产出 $y_{k,m}^t$,每一组观察值都严格为正值,每一期的 DMU 数量保持一致。在不变规模报酬 c 和要素投入强可处置性 S 条件下,参考技术可以被定义为:

$$P^t(x^t | C, S) = \{(y_1^t, \dots, y_M^t) : \sum_{k=1}^K z_k^t y_{km}^t \geq y_{km}^t, m=1, 2, \dots, M; \sum_{k=1}^K z_k^t x_{kn}^t \leq x_{kn}^t, n=1, 2, \dots, N; z_k^t \geq 0, k=1, \dots, K\} \quad (1)$$

z 表示密度变量, 反映单个 DMU 评价技术效率时的权重, 也是构造技术结构的参数。参考技术 P^t 包含了第 t 期所有投入、产出向量的可行集合。要素投入强可处置性 S 表示在既定产出条件下, 所需各投入要素间可以相互自由替代。

基于产出的单个 DMU Farrell 技术效率被定义为既定技术结构和要素投入下, 实际产出与最大产出的比率。

$$F_o^t(x^t, y^t | C, S) = \text{Max}\{\theta; \theta y^t \in P^t(x^t | C, S)\} \quad (2)$$

其线性规划模型为:

$$\begin{aligned} \text{s. t. } & \sum_{k=1}^K z_k^t y_{km}^t \geq \theta^k y_{km}^t, m=1, \dots, M; \sum_{k=1}^K z_k^t x_{kn}^t \leq x_{kn}^t, n=1, 2, \dots, N; \\ & z_k^t \geq 0, k=1, 2, \dots, K \end{aligned} \quad (3)$$

定义产出距离函数为既定要素投入和技术结构下, 实际产出相对于参考的生产前沿面能够增加的最大比例, 则其正好为 Farrell 技术效率的倒数。从而定义参考技术 $P^t(x^t | C, S)$ 的产出距离函数为:

$$D_o^t(x^t, y^t | C, S) = 1/F_o^t(x^t, y^t | C, S) = \text{Min}\{\phi; (y^t/\phi) \in P^t(x^t | C, S)\} \quad (4)$$

因为技术效率的取值范围在 $(0, 1]$ 之间, 所以当且仅当 $D_o^t(x^t, y^t) = 1$ 时, 该 DMU 作为“最佳实践者”处在生产前沿面上, 技术上完全有效率; 如果 $D_o^t(x^t, y^t) > 1$, 则该 DMU 处在生产前沿面内部, 存在技术非效率。

引入跨期的动态概念, 只需变动 t 即可, 如 $t+1$ 等。则 TFP 指数可以定义为相邻两个时期的生产率变动: $\text{TFP} = (y^{t+1}/x^{t+1})/(y^t/x^t)$ 。

在产出距离函数框架下, 根据 Caves 等(1982)的推导, 在时期 t 的参考技术下, 基于产出的 TFP 变化可以用曼奎斯特(Malmquist)生产率指数表示:

$$M_o^t = D_o^t(x^{t+1}, y^{t+1} | C, S) / D_o^t(x^t, y^t | C, S) \quad (5)$$

同样也可以采用 $t+1$ 期的生产前沿面作为基准来衡量从 t 到 $t+1$ 期的 TFP 变化。即在时期 $t+1$ 的参考技术下, Malmquist 指数表示为:

$$M_o^{t+1} = D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1} | C, S) / D_o^{t+1}(x^t, y^t | C, S) \quad (6)$$

仿照 Fisher 采用 Paasche 指数和 Laspeyres 指数几何平均值的思想, 取两个不同时期 Malmquist 指数的几何平均值作为真实值的高度近似有:

$$\begin{aligned} M_o(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t) &= \left(\frac{D_o^t(x^{t+1}, y^{t+1} | C, S)}{D_o^t(x^t, y^t | C, S)} \times \frac{D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1} | C, S)}{D_o^{t+1}(x^t, y^t | C, S)} \right)^{1/2} \\ &= \frac{D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1} | C, S)}{D_o^t(x^t, y^t | C, S)} \times \\ &\quad \left(\frac{D_o^t(x^{t+1}, y^{t+1} | C, S)}{D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1} | C, S)} \times \frac{D_o^t(x^t, y^t | C, S)}{D_o^{t+1}(x^t, y^t | C, S)} \right)^{1/2} \end{aligned}$$

$$= \text{TEC}(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t) \times \text{TP}(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t) \quad (7)$$

这样, Malmquist 生产率指数被分解为 Farrell 技术效率变化(TEC)和技术进步(TP)。TP(·)仍然为一个几何平均值,衡量的是生产前沿面从 t 期到 t+1 期的移动,反映了技术进步的作用。TEC(·)衡量的是不变规模报酬和投入强可处置条件下,每个 DMU 在 t 期到 t+1 期从实际生产点到生产前沿面(“最佳实践者”)的追赶速度。

根据 Fare 等(1994)的方法,还可以通过构造可变规模报酬参考技术下的生产前沿面分离出规模效率变化指数 $\text{SEC}(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t)$ 和纯技术效率变化指数 $\text{PTEC}(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t)$ 。

$$\begin{aligned} \text{TEC}(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t) &= \frac{D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1} | C, S)}{D_o^t(x^t, y^t | C, S)} \\ &= \frac{D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1} | C, S) / D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1} | V, S)}{D_o^t(x^t, y^t | C, S) / D_o^t(x^t, y^t | V, S)} \\ &\quad \times \frac{D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1} | V, S)}{D_o^t(x^t, y^t | V, S)} \\ &= \frac{\text{SE}_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{\text{SE}_o^t(x^t, y^t)} \times \frac{D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1} | V, S)}{D_o^t(x^t, y^t | V, S)} \\ &= \text{SEC}(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t) \times \text{PTEC}(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t) \quad (8) \end{aligned}$$

Malmquist 生产率指数等于 1 表示 TFP 没有发生变化,大于(小于)1 表示生产率状况改进(恶化),对于其构成部分有相同解释。Malmquist 生产率指数的求解需要计算四个线性规划问题。在 Fare 等(1994)不变规模报酬(CRTS)t+1 期参考技术下,给定投入 x^t ,实际产出 y^t 与最大可能产出比值的线性规划解为:

$$\begin{aligned} (D_o^{t+1}(x^t, y^t | C, S)^{-1}) &= \max_{\theta, z} \theta^k \\ \text{s.t. } \sum_{k=1}^K z_k^{t+1} y_{km}^{t+1} &\geq \theta^k y_{km}^t, m = 1, 2, \dots, M; \sum_{k=1}^K z_k^{t+1} x_{kn}^{t+1} \leq x_{kn}^t, n = 1, 2, \dots, N; \\ z_k^{t+1} &\geq 0, k = 1, 2, \dots, K \end{aligned} \quad (9)$$

同理可以构造出 t+1 期参考技术下 (x^{t+1}, y^{t+1}) 、t 期参考技术下 (x^t, y^t) 、 (x^{t+1}, y^{t+1}) 与各自最大可能产出比值的线性规划解。求解 VRTS 参考技术下相应比值的线性规划解,对密度变量 $z, (z_1, z_2, \dots, z_K)$ 施加相关约束条件

$$\sum_{k=1}^K z_k = 1 \text{ 即可。}$$

三、变量与数据

本文主要参照 Coelli 和 Prasada Rao(2003)所提供的分析框架来确定 DEA-Malmquist 生产率指数分析中的农业投入与产出变量,并在此基础上引

入了农业人力资本变量,而关于人力资本存量的估计与讨论也正是本文的一个难点和重点。考虑到西藏特殊的经济地位、资源禀赋条件和数据可得性,DEA 方法对异常数据也非常敏感,实证框架中没有包括西藏;为了保持统计口径的统一,本文将海南和重庆分别纳入广东省和四川省。因此本文所使用的数据为中国 28 个省级行政单位(不包括港澳台地区)1988—2006 年的平衡面板数据。所有样本均来自官方统计,主要包括历年的《中国统计年鉴》、《中国农业年鉴》、《中国畜牧业年鉴》以及《新中国五十年农业统计资料》、《新中国 55 年统计汇编 1949—2004》和一些地方统计年鉴。

农业产出变量为 1988 年不变价农林牧渔业总产值。本文采用的是广义农业口径,Wu(2001)、Coelli 等(2003)和陈卫平(2006)的研究也采取了这一处理方式,实证表明这一处理方式在 DEA 框架中是合适和可靠的。

农业投入变量包括人力资本(包括劳动力的作用)、土地、农业机械、化肥、役畜和灌溉 6 个方面。(1)人力资本存量,关于农业人力资本存量的核算和讨论正是本文的重点和难点,将在下面予以专门讨论;(2)土地投入,以农作物总播种面积计算,这比可耕地面积更能考虑对土地的实际利用率,因为在中国农业复种或休耕、弃耕等都是比较普遍的现象;(3)机械动力投入,以农业机械总动力计算,包括耕作、排灌、收获、农业运输、植物保护机械和牧业、林业、渔业以及其他农业机械,主要是用于农、林、牧、渔业的各种动力机械的动力总和,不包括专门用于乡镇、村组办工业、基本建设、非农业运输、科学实验和教学等非农业生产方面用的机械和作业机械;(4)化肥投入,以本年度内实际用于农业生产的化肥施用量(折纯量)计算,这主要包括氮肥、磷肥、钾肥和复合肥等;(5)役畜投入,役畜在农村主要用于农业生产流动、农村运输以及耕作,采取本年度各省拥有的大牲畜数量中所包含的农用役畜数量计算,农用役畜是指大牲畜中实际用于农林牧渔生产的部分;(6)灌溉投入,以每年实际的有效灌溉面积计算,这等于灌溉工程或设备已经配备的、能够进行正常灌溉的水田和水浇地面积之和。

虽然农林牧渔总劳动力可以衡量农业劳动力数量的变化,但是却无法包含任何关于劳动力质量的信息,即在省际面板数据中关于人力资本存量随省区、年度变化的信息。而在一般情况下,绝大多数文献都采用教育变量来对人力资本存量进行度量。即便是如此,度量的方法仍然有许多种,例如产出法、经费投入法和教育年限法等。本文在综合比较研究的基础上,沿着 Hall 和 Jones(1999)的思路,将教育变量的度量反映在人力资本扩展型(Human Capital-Augmented)劳动力变量 H_i 概念的使用上。假定一个省区内部农业劳动力平均受到 E_i 年的教育,则人力资本扩展型劳动力 H_i 就表示为:

$$H_i = e^{\phi(E_i)} L_i = h_i L_i \quad (10)$$

$\phi(E_i)$ 是指相对于一个没有接受任何正规教育的劳动力($\phi(0)=0$),一个

接受了 E 年正规教育劳动力的生产效率。而 $\phi'(E_i)$ 为一般明瑟工资方程 (Mincer Function) 中的教育收益率 (雅各布·明塞尔, 2001), 指的是多接受一年正规教育使劳动者生产效率提高的比例。其中 $\phi(E_i)$ 被设定为分段线形函数的形式。Biles 和 Klenow (1996) 也曾经指出这是在生产函数中利用受教育程度对人力资本进行加总的合适方法。如果 $E_i = 0$, 则有 $H_i = e^{\delta(0)} L_i = L_i$, 也就是说没有接受任何正规教育的劳动力提供的即是一般标准生产函数中的简单劳动力而已。

按照中国目前的统计口径, 农村劳动力平均受教育程度可以划分为文盲及半文盲、小学、初中、高中、中专、大专及以上六类, 根据中国实际各级学制, 我们把平均接受正规教育年数对应分别设定为 0 年、6 年、9 年、12 年、12 年和 15.5 年, 从而可以计算出各省区农业劳动力平均接受教育年数。此外, 根据受教育年数来测算人力资本存量时, 还需要教育投资的明瑟收益率。近年来, 关于中国教育收益率的研究开始增多, 例如侯风云 (2004, 2007) 利用 2002 年调查样本测算出我国农村和城市劳动力教育收益率分别为 3.665%、8.3%, 此外比较有影响的研究还有李实、李文彬 (1994)、Parish 等 (1995) 等。但目前我国并没有一个公认的分教育阶段的教育收益率数据, 特别是关于农村劳动力的教育收益率数据。因此, 我们采用世界上应用最为广泛也最为全面的希腊经济学家 Psacharopoulos (1994)、Psacharopoulos 等 (2004) 对世界大部分国家有关教育收益率的长期跟踪研究数据 (Hall 和 Jones, 1999; 彭国华, 2005; 侯风云, 2007; 等)。根据他们的研究表明, 中国教育收益率在小学阶段为 0.18, 中学阶段为 0.134, 高等教育阶段为 0.151, 这与其他国家相比总体上是偏低的。我们采用这一数据, 接受正规学校教育在 0—6 年之间系数确定为 0.18, 6—12 年之间为 0.134, 12 年以上确定为 0.151。例如, 如果一个省区的农业劳动力平均接受了 13.5 年正规学校教育, 那么这个地区的劳均人力资本存量就是:

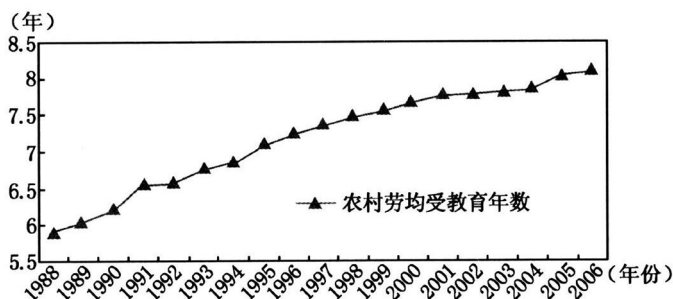
$$h = \exp(0.18 \times 6 + 0.134 \times 6 + 0.151 \times 1.5) = \exp(2.1105) \quad (11)$$

正如 Barro 和 Lee (2000) 所指出, 一般在采用教育作为人力资本存量的指标时, 直接将人力资本存量看作是劳动力数量与平均受教育年限的乘积, 或者直接采用平均受教育年数来度量。而我们采用 Hall 和 Jones (1999) 的思路则相对更为合理, 因为不同阶段教育对生产效率所起的作用是不同的, 例如一年小学教育与一年大学教育对人力资本积累所产生的贡献肯定是不相同的, 而其他直接采用受教育年数的度量方法则完全忽视了这种教育质量上的差异, 认为他们的作用是同质的, 采用教育收益率法则充分考虑到了劳动力的异质性 (Heterogeneous) 差异这一点。而本文关于农业简单劳动力 L_i 的度量则以农林牧渔总劳动力来计算, 其中不包括农村从事工业、服务业等的劳动力。

四、实证分析

国家农调总队直到 1988 年才开始对我国分省农村劳动力的受教育情况进行统计,即平均每百个农村劳动力中各文化层次上的人数。图 1 提供了全国农村劳动力的平均受教育年数,从中可以初步判断出我国农村人力资本的增长速度是非常快的,劳均受教育年限从 1988 年的 5.92 年提高到了 2006 年的 8.08 年,年均增长 1.74%,速度还是比较快的。这突出说明了 20 世纪 90 年代以来我国在农村教育、“普九”工程等人力资本投资方面所取得的巨大成就,整个农村劳动力文化素质得到了有效提高,成效显著。依据分省农村劳均受教育年数、公式(10)以及分阶段受教育的明瑟收益率可以测算出分省的人力资本扩展型劳动力存量 H_t ,然后根据所设定的 DEA 模型对 28 个省级生产决策单位 1988—2006 年的平衡面板数据进行农业 TFP 增长测算与分解,其中时间和省际相关变化结果可以参考表 1 和表 2。

从考虑了人力资本作用以后的 TFP 增长动态变化及其源泉来看,1988—2006 年我国农业 TFP 经历了程度较为适中的增长,年平均总增长率为 3.49%。即使与同期中国整体经济和工业部门的



资料来源:历年《中国农村统计年鉴》,作者根据年鉴数据和中国的实际学制整理、计算而得,单位为年。

图 1 全国农村劳均受教育年数(1988—2006 年)

TFP 增长相比,农业部门 TFP 增长水平也毫不逊色,甚至更高。也就是说从 20 世纪 90 年代以来,整个农业 TFP 的增长非常显著。对比一些较早时间段的研究,如顾海、孟令杰(2002)等,表明 20 世纪 90 年代以来农业 TFP 增长速度比 80 年代的增长速度有所提高。因为 TFP 增长反映的是产出增长扣除投入增长后所剩下的部分,由此既可反映出农业综合生产能力的变化,也可反映出我国农业发展方式转变的程度。所以实证结果反映了该时期我国农业发展所取得的巨大成就,以及 TFP 在其中所扮演的重要角色。这也从另一个角度说明了经过改造的现代农业同样可以成为现代经济增长的源泉。

但是,农业部门的 TFP 增长在具体模式上却与整体经济或者工业部门存在不同。1988—2006 年,整个农业技术进步指数年均增长 5.35%,农业技术效率指数年均反而下降 1.77%,其中纯技术效率指数和规模效率指数年均分别下降 1.04%和 0.74%,这似乎说明了由于家庭联产承包责任制下一家一户

分散经营的小农户生产方式占主导地位,农业经营规模偏小和耕地细碎化的问题仍然可能在不断恶化。整体分解情况说明了 1988—2006 年我国农业 TFP 所取得的增长主要由农业前沿技术进步所贡献,而非来自于技术效率的有效改善。即主要来自于“最佳实践者”的“最佳实践”,具有明显的“增长效应”,而“落后者”对“最佳实践者”“追赶”所产生的“水平效应”则非常有限。这与其他类似研究如孟令杰(2000)、Wu 等(2001)和陈卫平(2006)等是一致的。

表 1 是否考虑人力资本的中国农业曼奎斯特生产率指数变动与分解比较(1988—2006 年)

年 份	TEC		PTEC		SEC		TP		TFP	
	yes	no	yes	no	yes	no	yes	no	yes	no
1988/1989	0.996	0.998	1.000	1.002	0.996	0.996	0.981	0.981	0.977	0.979
1989/1990	0.999	1.000	1.005	1.004	0.993	0.996	1.015	1.017	1.014	1.018
1990/1991	0.937	0.939	0.970	0.970	0.966	0.968	1.059	1.064	0.993	0.999
1991/1992	0.925	0.924	0.968	0.970	0.955	0.952	1.123	1.124	1.039	1.039
平 均	0.964	0.965	0.986	0.986	0.977	0.978	1.043	1.045	1.005	1.009
1992/1993	1.022	1.021	1.012	1.011	1.010	1.010	1.023	1.024	1.045	1.046
1993/1994	0.983	0.985	0.988	0.989	0.995	0.996	1.064	1.064	1.047	1.047
1994/1995	0.973	0.972	0.987	0.984	0.986	0.987	1.064	1.064	1.035	1.034
1995/1996	0.973	0.972	1.000	0.998	0.973	0.974	1.071	1.073	1.042	1.042
1996/1997	0.923	0.929	0.956	0.956	0.965	0.972	1.106	1.100	1.021	1.022
平 均	0.974	0.975	0.988	0.987	0.986	0.988	1.065	1.065	1.038	1.038
1997/1998	1.013	1.004	0.997	0.994	1.017	1.010	1.013	1.024	1.027	1.028
1998/1999	1.055	1.051	0.993	0.994	1.063	1.057	0.950	0.954	1.002	1.003
1999/2000	0.967	0.97	0.992	0.992	0.975	0.978	1.084	1.084	1.047	1.051
2000/2001	0.975	0.974	0.996	0.992	0.980	0.982	1.060	1.062	1.034	1.035
平 均	1.002	0.999	0.994	0.993	1.008	1.006	1.025	1.030	1.027	1.029
2001/2002	0.895	0.892	0.988	0.987	0.906	0.904	1.174	1.176	1.050	1.049
2002/2003	0.924	0.921	0.965	0.963	0.957	0.957	1.134	1.132	1.048	1.043
2003/2004	1.026	1.021	0.999	0.999	1.027	1.022	1.057	1.052	1.085	1.074
2004/2005	1.068	1.052	1.000	0.996	1.067	1.057	0.991	0.998	1.058	1.049
2005/2006	1.049	1.032	0.998	1.000	1.051	1.036	1.020	1.024	1.070	1.057
平 均	0.990	0.981	0.990	0.989	1.000	0.994	1.073	1.074	1.062	1.057
总平均	0.982	0.980	0.990	0.989	0.993	0.991	1.053	1.055	1.035	1.034

注:表 1 中指数为历年各省份的几何平均数,所取平均数亦为各年份的几何平均数。
yes 表示考虑了人力资本的作用,no 表示没有考虑。

从农业 TFP 增长及其构成的具体时间演变来看,大致可以将其划分为 1988—1992 年、1992—1997 年、1997—2001 年和 2001—2006 年四个阶段(表 1 和图 2),不同时期农业 TFP 增长速度和模式存在显著差异,而且其也与这一段时期中国农业增长的大致阶段划分基本一致,可以说 TFP 增长对农业增长的贡献基本上是顺周期的。也就是说农业 TFP 增长与 1988—2006 年农业增长的阶段和波动特征高度一致,基本不存在逆周期变化的情况。TFP 增长作为整个农业增长的重要源泉,也就说明了 TFP 变动是该时期农业产出增长与波动的重要原因之一。那么又是什么因素决定了农业 TFP 的时间变化呢?已有的研究将更多注意力放在了制度变迁上,如 Lin(1992)等。作为一个处于转型的发展中大国,中国已经发生了并仍然在发生着大规模的制度变迁进程,其

中农村经济制度变迁是整个大规模制度变迁的重要组成部分。尤其是 20 世纪 90 年代以来,农村的一些经济制度变迁成了农业 TFP 的重要决定性因素。

在 1988—1992 年的第一阶段,农业 TFP 增长明显陷入停滞状态,年均增长仅 0.50%,其中主要表现为技术效率的高度损失,年均下降 3.60%,前沿技术进步则年均增长 4.30%,还是比较快的,但其对 TFP 的增长贡献被技术效率状况的恶化所抵消,整体 TFP 增长是停滞的。1985 年改革重点转向城市,工业品被允许以市场价格出售,使得农业投入品价格大幅上涨;但作为抑制通货膨胀努力的一部分,政府于 1987—1988 年开始对主要农产品市场价格设置上限,农业贸易条件不断恶化。另外,农村乡镇企业的蓬勃发展,加剧了因为农业贸易条件恶化和农业比较效益过低而导致的农业资源向非农领域的流失。其实,这一阶段整个宏观经济都处于不景气状态,农业领域出现“卖粮难”、投资不足和土地产权纠纷等问题。而农业 TFP 的恶化又突出地反映在技术效率状况的恶化上。

1992 年,邓小平“南巡讲话”和“十四大”,中国明确了建立社会主义市场经济体制的改革目标,整个市场化改革进程显著加速,这尤其反映在农产品价格体制改革的不断深化上。“十四大”以后农产品统销制度彻底退出了历史舞台,实现了购销同价和“保量放价”,市场定价份额越来越大。政府还多次提高了粮食、棉花的收购价格,如 1992 年粮食定购价提高 44.7%,1993 年出台最低保护价,棉花的收购价也多次被大幅提高。这一时期农产品收购价格大大高于同期农业生产资料价格的上涨速度,农业贸易条件相对改善有利于农业比较利益的提高,给农业 TFP 增长带来了显著正效应。尤其是农业前沿技术进步速度更加明显,1992—1997 年 TFP 年均增长 3.80%,尤其是技术进步速度更加显著,年均增长 7.30%,不过农业技术效率的改善状况仍然不是很理想,年均递减 2.60%,大大抵消了前沿技术进步对 TFP 增长所作的贡献。

从 1997 年开始,受宏观经济增长下滑、通货紧缩、失业增加等多重因素的影响,农业重新进入不景气状态,并延续到 2001 年左右,这是我国农业发展较为困难的一个时期,“农村

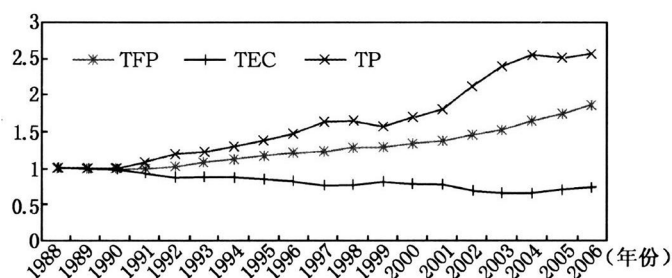


图 2 中国农业累积曼奎斯特生产率指数及其分解
变迁示意图(1988—2006 年)

真穷、农民真苦、农业真危险”成为当时“三农”问题的集中体现,并首次出现了农产品结构性买方市场。其次,1994 年分税制改革后,省级以下财权事权关

系不是很明确,地方财力纵向上移、事权相对下移,各种制度性矛盾主要集中在基层。农业税属于地方税种,与其他摊派、收费一起构成了地方重要收入来源,支出刚性导致农民负担问题愈演愈烈。农民常以各种群体性事件和自己所能掌控的退出权(“用脚投票”)作为响应。此阶段,农业 TFP 增长速度明显放慢,年均增长 2.70%,低于 1988—2006 年的平均水平,尤其是 1998—1999 年仅增长 0.20%。从其内部构成来看,又主要体现为技术进步速度减缓,年均增长 2.50%,技术效率有所改善,但仍然不理想,年均增长 0.20%。

长期的农业低迷引起了中央政府的高度重视。21 世纪以来,党和中央政府推出了一系列实质性支农政策,TFP 增长也出现了拐点。2000 年初中央在先期局部试点的基础上全面推行税费改革,2006 年 1 月 1 日起全面废止《农业税条例》。此次农村税费改革通过重构政府—集体—农民利益分配格局直接扩大了农民的利益空间。其次,中央出台了许多“支农、惠农、强农”措施,2003 年开始明确提出要把解决好“三农”问题作为全部工作的“重中之重”,包括连续六个中央“一号文件”等。总之,2001—2006 年农业发展进入到了一个前所未有的历史最好时期。TFP 年均增长高达 6.20%,尤其反映在农业技术进步增长的高速度上,年均增长达 8.70%,但农业技术效率状况仍然在不断恶化,年均递减 1.00%。不过在 2004—2006 年,农业技术效率状况持续改善,与高技术进步速度并存,如果这种“双驱动”TFP 增长模式能够持续的话,那将意味着中国农业 TFP 增长模式可能正经历着历史性转变。

表 2 考虑人力资本的中国分省农业曼奎斯特生产率指数与分解(1988—2006 年)

省 份	技术效率变化指数	纯技术效率变化指数	规模效率变化指数	技术进步指数	曼奎斯特生产率指数	省 份	技术效率变化指数	纯技术效率变化指数	规模效率变化指数	技术进步指数	曼奎斯特生产率指数
上 海	1.003	1.001	1.002	1.145	1.148	宁 夏	0.977	0.942	1.037	1.050	1.026
北 京	1.001	1.000	1.001	1.079	1.080	山 西	0.975	0.986	0.989	1.050	1.024
天 津	1.005	0.995	1.010	1.069	1.074	湖 南	0.974	0.984	0.990	1.049	1.022
江 苏	1.000	1.000	1.000	1.069	1.069	江 西	0.980	0.992	0.988	1.040	1.019
福 建	1.011	1.01	1.001	1.055	1.067	云 南	0.982	0.989	0.993	1.036	1.017
广 东	1.006	1.002	1.004	1.054	1.060	新 疆	0.987	0.995	0.992	1.030	1.017
浙 江	0.996	0.996	1.000	1.062	1.058	河 南	0.959	1.000	0.959	1.059	1.016
山 东	0.994	1.000	0.994	1.062	1.056	四 川	0.979	0.995	0.984	1.034	1.012
青 海	0.995	0.995	1.000	1.055	1.050	甘 肃	0.963	0.974	0.989	1.045	1.007
湖 北	0.991	0.993	0.998	1.048	1.039	安 徽	0.960	0.988	0.972	1.045	1.004
辽 宁	0.985	0.985	1.000	1.054	1.038	黑 龙 江	0.969	0.990	0.979	1.034	1.002
吉 林	0.974	0.996	0.978	1.063	1.035	贵 州	0.968	0.972	0.996	1.022	0.989
陕 西	0.982	0.987	0.995	1.049	1.030	内 蒙 古	0.949	0.970	0.978	1.027	0.974
河 北	0.977	0.998	0.979	1.054	1.030	总平均	0.982	0.990	0.993	1.053	1.035
广 西	0.964	0.975	0.989	1.067	1.029						

注:表 2 中指数为各省份历年的几何平均数。

从农业 TFP 增长的省区分布来看,1988—2006 年农业 TFP 增长的省际差异非常明显(表 2),其中最快的是上海,最慢的是黑龙江,另外贵州和内

古是下降的。总的来看,上海、北京和天津三大直辖市以及江苏、福建和广东等代表的东部沿海省区 TFP 增长速率要远远高于其他省区及全国平均水平。这些省区农业 TFP 增长的共同特点就是在保持前沿技术高速进步的同时,农业技术效率状态得到了显著的提升,规模效率状态也持续改善。粮食主产区省份如中部六省、东北三省等的农业 TFP 增长表现则不是很理想,大多处于全国中等甚至偏下水平。因此这些粮食主产区省份的农业增长可能更多来自于要素投入数量的增加,可持续发展能力不强。这可能与长期以来农业的比较效益过低,对粮食主产区的利益补偿不足,农民种粮积极性受到一定损害有关。而西部省区的农业 TFP 增长差异较大,其中青海、陕西的 TFP 增长较为突出,其他大部分西部省区则不甚理想,增长潜力很大。

从整体情况看,农业 TFP 增长速度与地区经济发展状况存在较强的相关性,东部发达省区农业 TFP 增长水平最高,中西部省区农业增效的任务还是较为艰巨,尤其是农业技术效率水平的提升尚存在很大空间。在典型分税制条件下,省区经济发展状况似乎是影响农业生产率增长的重要因素。地方经济发展程度越高也就意味着地方的财政支付能力越强,在中央转移支付一定的条件下,地方可以为农业发展提供更多的公共产品。但这也并不意味着只是仅存在这种单向因果关系,因为对一些农业比重较大的省份而言,省区农业生产率增长及农业发展状况又可能是省区经济发展差异的重要来源。从农业 TFP 增长的内部源泉看,大部分省区的农业技术进步状况还是比较理想的,主要是在累计技术效率变化上存在恶化现象,这在一定程度上反映了各省区在对现有农业前沿技术利用能力上的不足。

表 1 提供了没有考虑人力资本要素的农业 TFP 增长估计情况。由表 1 见,尽管在最后 TFP 增长的平均值上,是否考虑人力资本对农业 TFP 增长的估计影响不大,但这并不能掩盖各个年份之间是否考虑了人力资本要素的农业 TFP 及其构成的增长差异,可见这种 TFP 增长及其内部构成的差异还是比较大的。其实,是否考虑了人力资本要素的作用对各个省区的农业 TFP 增长及其构成的估计影响也很大,限于篇幅,本文没有提供直接采用简单农业劳动力计算的农业 TFP 增长及构成估计结果。总而言之,是否考虑人力资本要素的作用,对于农业 TFP 增长及其构成的估计影响比较大,也就是说,如果忽视农村劳动力质量变化(人力资本积累)对于农业增长的贡献和作用,采用简单劳动力估计的农业 TFP 增长及构成是存在偏差的。诚然,单纯采用教育变量来对人力资本进行表征可能会存在争议,但那不是本文要讨论的重点。

五、基本结论

本文将人力资本要素的贡献纳入对农业经济增长的分析中,采用生产前沿面方法中的非参数估计框架(DEA 分析)对 1988—2006 年我国区域农业总

量的全要素生产率增长进行估计和分解。这一方面解决了因为采用完全效率假设而忽视各种非效率因素,以及生产函数和非效率项分布形式误设可能对农业 TFP 增长估计所产生的偏差;另一方面解决了因为忽视现代人力资本要素的作用而对生产率增长估计所产生的偏差。其中采用人力资本扩展型劳动力概念对我国各省区农业人力资本存量的估计也是本文的一个贡献。

通过 DEA-Malmquist 生产率指数的实证估计表明,1988—2006 年中国农业 TFP 增长是比较显著的,构成了整个农业增长的重要源泉。但是这一 TFP 增长主要来自于农业前沿技术进步的贡献,也就是生产前沿面的向外扩张上,而农业技术效率改善的贡献则非常有限,有时还处于不断恶化之中。总体看,农业 TFP 的增长贡献对于整个农业增长周期而言基本上是顺周期的,整个 TFP 增长大致划分为四个阶段,且各阶段的特点也不尽相同。另外,从农业 TFP 增长的省区分布看,TFP 增长速度与各个省区的经济发展程度存在较强的正相关性。近 20 年来,我国农村劳动力文化素质得到了较大提高,而是否考虑人力资本要素对农业增长的作用,会对农业 TFP 及其构成的估计产生较大影响,若忽视人力资本的作用,则 TFP 估计可能会存在较大偏差。

从政策含义看,农业技术快速进步与技术效率高度损失并存的现象表明,近 20 年来中国农业科学研究体系在 R&D 与技术创新方面确实有所建树,但也至少部分说明了农业技术推广体系在技术扩散与科技成果推广转化方面存在较大不足。若长期只单纯强调前沿技术的进步,而忽视前沿技术创新成果的推广及成果转化,那么整个 TFP 增长仍然不会太理想,并将导致科研成果的闲置浪费及整个生产的低绩效。这些问题必须从制度安排上予以解决,通过制度创新来努力消除农业技术扩散的各种制度性障碍,促进现存资源的合理优化配置,由农业前沿技术进步与技术效率增进并存来共同推动 TFP 增长。

参考文献:

- [1]白菊红.农村人力资本积累与农民收入研究[M].北京:中国农业出版社,2004.
- [2]陈卫平.中国农业生产率增长、技术进步与效率变化:1990—2003 年[J].中国农村观察,2006,(1):18—23.
- [3]弗兰克·艾利思.农民经济学——农民家庭农业和农业发展(中文版)[M].上海:上海人民出版社,2006.
- [4]高梦滔,姚洋.农户收入差距的微观基础:物质资本还是人力资本?[J].经济研究,2006,(12):71—80.
- [5]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.
- [6]侯风云.中国农村人力资本收益率研究[J].经济研究,2004,(12):75—84.
- [7]侯风云.中国人力资本投资与城乡就业相关性研究[M].上海:上海三联书店、上海人民出版社,2007:70—71、53—158、188—189.
- [8]李谷成,冯中朝.教育、健康与农民收入增长[J].中国农村经济,2006,(1):66—74.

- [9]彭国华.中国地区收入差距、全要素生产率及其收敛分析[J].经济研究,2005,(9):19—29.
- [10]钱雪亚,张小蒂.农村人力资本积累及其收益特征[J].中国农村经济,2000,(3):25—31.
- [11]乔榛,焦方义.中国农村经济制度变迁与农业增长[J].经济研究,2006,(7):73—82.
- [12]雅各布·明塞尔.人力资本研究(中文版)[M].北京:中国经济出版社,2001.
- [13]杨正林.农村经济制度变迁与农业增长因素的贡献度[J].改革,2007,(11):49—54.
- [14]王红林,张林秀.农业可持续发展中公共投资作用研究[J].中国软科学,2002,(10):21—25.
- [15]张艳华,刘力.农村人力资本对农村经济增长贡献的实证分析[J].中央财经大学学报,2006,(8):61—65.
- [16]郑晶,温思美.制度变迁对我国农业增长的影响:1988—2005[J].改革,2007,(7):40—47.
- [17]周晓,朱农.人力资本对中国农村经济增长的作用[J].中国人口科学,2003,(6):32—37.
- [18]邹薇,张芬.农村地区收入差异与人力资本积累[J].中国社会科学,2006,(2):76—97.

Human Capital and TFP Growth of Regional Agriculture in China: Empirical Study Based on Data Envelopment Analysis

LI Gu-cheng

(College of Economic and Management, Huazhong
Agricultural University, Wuhan 430070, China)

Abstract: Taking human capital factor and technical inefficiency into account, the paper estimates and calculates TFP growth of regional agriculture in China from 1988 to 2006 through the method of non-parameter Malmquist productivity index. It explores the source of agriculture TFP growth by classifying TFP growth into three parts, namely technological progress, pure technical efficiency change and scale efficiency change. Empirical studies show that the significant agricultural TFP growth from 1988 to 2006, which basically makes a pro-cyclical contribution to agricultural growth, can be roughly divided into four stages. And provincial TFP growth differs wildly. Technological progress makes the crucial contribution to TFP growth and technical efficiency has limited effects on promoting TFP growth. In addition, the consideration of the impact of human capital factor on agricultural growth fulfils a great function on the estimation of TFP. At last, it points out that we should try our best to surmount the institutional obstacles of agricultural technical spread through institutional innovation, and realize agricultural technical progress and technical efficiency improvement to promote agricultural TFP growth.

Key words: human capital; total factor productivity (TFP); agriculture; data envelopment analysis

(责任编辑 许 柏)