

不同规模农户生产技术效率差异及其影响因素分析^①

——基于超越对数随机前沿生产函数与农户微观数据

屈小博

(中国社会科学院 人口与劳动经济研究所, 北京 100732)

摘 要: 采用超越对数随机前沿生产函数模型, 对陕西省果农不同经营规模农户生产技术效率及影响因素进行理论与经验分析。结果表明: 经营规模与农户生产技术效率呈现“倒 U 型”效应趋势, 即中等经营规模农户生产效率高于小规模农户和较大规模的农户, 农户技术效率提升的空间较大。进一步分析技术效率损失影响因素发现: 在三种经营规模中, 教育和技术培训等人力资本投资、科技信息对农户生产技术效率都具有显著的正效应, 非农经营、转包耕地和信用可得性等因素具有负效应, 农户特征变量对生产技术效率影响不显著。

关键词: 不同规模农户; 随机前沿生产函数; 技术效率; 效率损失

中图分类号: F304 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-7465(2009)03-0027-09

一、引言与文献述评

随着现代生物技术、动植物遗传育种技术和现代园艺技术等农业领域的科技进步以及加入 WTO 后农产品国际贸易的冲击, 导致我国在传统农业向现代农业转型的过程中, 农业及农户经济发展不平衡性在加剧, 农户之间生产经营的收益也在变化。尤其是从事完全“市场化、商品化”(如水果、蔬菜、养殖业及园艺产品等劳动密集型的高价值农产品)生产经营的农户, 一方面其生产经营与农业科学技术的应用紧密相连, 一方面又受国际农产品市场竞争的影响, 这些农户生产经营实践上的效率如何, 直接关系到农户生产经营收益和农产品市场竞争力。相关研究已证实, 例如, Fan, Lip Thirtle 等, Kalirajan, Obwona and Zhao 等认为, 农户收益(产量)变化的主要来源是在农业(或农场)生产经营管理实践上的差异, 这些差异导致了“生产技术效率差距”。^[1-4]

有关生产经营技术效率在中国农业经济方面的研究, Kalirajan, Obwona and Zhao 利用省际加总数据对家庭责任制制度变迁前后的中国农业全要素生产率增长进行了比较和分析;^[4] Xu and Scott 为了证明“舒尔茨假说”的存在, 利用江苏省水稻种植农户的横截面数据比较了传统农业与现代农业的技术效率与技术进步;^[5] Fan 也以江苏省的水稻种植农户为例来解释和分析中国农业的技术进步、技术与配置效率^[6]。国内该方面的研究起步较晚, 黄少安等运用计量和统计分析的方法, 对 1949~1978 年中国大陆农业生产效率和要素利用率进行实证分析;^[7] 李周通过非参数的 Malmquist 指数法对西部地区农业生产效率的 TFP 增长进行了分析;^[8] 张冬平利用中国小麦生产成本收益数据, 采用数据包络(DEA)方法, 分析 20 世纪 90 年代以来中国小麦全要素生产率及其构成的变化趋势;^[9] 周宏应用 DEA 方法分别衡量了安徽省阜南县小麦生产和全国 22 个省市水稻的综合效率、技术效率和规模效率。^[10]

收稿日期: 2009-03-01
作者简介: 屈小博(1975—), 男, 中国社会科学院人口与劳动经济研究所博士后。研究方向: 劳动经济学、农业经济学。

① 澳大利亚国立大学(Australian National University) Xiaodong Gong 博士对有关生产函数问题的讨论、澄清使本文获益良多, 在此表示感谢。

可以看出, 针对中国农业的研究多集中在种植业(谷物或小麦)和农业整体生产效率的探讨上, 而对于从事劳动密集型的高价值农产品生产经营的农户在生产要素投入、经营规模与生产效率的关系研究方面较少, 也较少看到以农户家庭生产为基本单元的生产经营效率的研究, 特别是缺乏将农户经营规模与农户生产效率结合起来进行关联分析的研究。

本文研究目的: 一是根据果农微观调查数据, 分析和测算从事劳动密集型高价值农产品生产经营的农户生产要素投入、经营规模与技术效率的关系及三种经营规模农户生产技术效率的分布; 二是寻找影响农户生产技术效率差异背后的深层次原因, 得出更加可具操作性的政策建议。

二、理论分析: 农户生产技术效率模型与方法

对生产技术效率的衡量, Battese and Coelli开发的效率损失影响 (technical inefficiency effects) 随机前沿生产模型被广泛应用, 该模型提出了一种同时估计随机生产前沿和技术效率损失函数的方法, 可以保证估计结果在无偏、有效的前提下分析影响技术效率损失的因素。^[11] 其理论模型为:

$$Y_i = f(X_i; \beta) \exp(\epsilon \equiv V_i - U_i) \quad (1)$$

$$\ln Y_i = \ln f(X_i; \beta) + V_i - U_i \quad (2)$$

模型 (2) 是模型 (1) 的对数形式, Y_i 代表实际产出; $f(\cdot)$ 表示生产可能性边界上的确定性产出, 它代表了现有技术条件下的最佳产出; X_i 代表投入要素 (包括土地、资本、劳动力及其它投入要素); β 代表未知参数; ϵ 是合成误差项; V_i 为样本单元在生产中不能控制的因素, 用来判别测量误差和随机干扰的效果, 例如统计误差、气候、自然灾害的影响等, 并且 $V_i \sim N(0, \sigma_v^2)$; U_i 为第 i 个样本单元的生产技术无效率的部分, 即样本产出与生产可能性边界的距离, U_i 服从截尾正态分布, 即 $U_i \geq 0$, $U_i \sim N(m_i, \sigma_u^2)$ 。

则样本单元的技术效率函数可表示:

$$m_i = \theta + \sum_{k=1}^n \hat{\alpha}_k Z_{ki} + \omega_i \quad (3)$$

(3) 式中, ω_i 为服从极值分布的随机变量; Z_k 表示决定农户生产技术效率的第 k 项外生变量; θ 和 $\hat{\alpha}_k$ 分别表示待估参数。反映变量 $\hat{\alpha}_k$ 对农户技术效率的影响, $\hat{\alpha}_k$ 负值表明该变量对技术效率有正的影响, 正值表明有负的影响效应。虽然上述随

机前沿生产函数具有参数线性特性, 但是, 由于回归方程的误差项不满足最小二乘法的经典假设, 包含技术效率因素和随机扰动因素两个不可观测变量, 所以不能用 OLS 方法进行参数估计。根据 Battese and Coelli 提出的最大似然估计基本思路^[12], 用两个参数 $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ 和 $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$ 替代观察误差的方差 σ_v^2 和技术效率的方差 σ_u^2 , 因有 $\gamma \in (0, 1)$ 。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, 得到所有参数最大似然估计量, 对 γ 估计值的统计检验可以反映出农户技术效率的变异是否具有统计显著性。

因此, 特定样本单元 “ i ” 农户的生产经营的技术效率可以用下面公式估计:

$$TE_i = \frac{Y_i}{e^{X_i\beta + V_i}} = \exp(-U_i) = Y_i / Y_i^* \quad (4)$$

Y_i 是被观察样本的实际产出; Y_i^* 是给定投入水平下最大可能产出。

对于经营规模与生产效率的关系, 理论界有不同的观点。Atanu Saha et al 林毅夫等认为, 技术传播的速度与经营规模成正相关关系, 农场规模对技术采用的决策具有正效应。^[13-14] Hayami and Herdt Ruttan 认为, 尽管最初小农场主和佃农在采用新技术上会落后于大的农场主, 但他们不久便会赶上, 并最终使用新技术的过程不随农场的规模或农场主的租赁身份而变化。^[15-16] 就新品种技术采用而言, 速水佑次郎和拉坦则认为: “总的来说, 小农场和大农场都以或快或慢的同等速度采用了现代品种, 而且在效率方面取得了同样的收获。”^[17]

本文将根据不同经营规模农户生产经营效率的估计结果及实际调查获得的信息验证上述观点。由于采用的是横截面调查数据, 本文假设所有样本农户面临相同技术进步条件和相同的自然风险 (产量风险)。

根据上述理论分析, 本文采用超越对数随机前沿生产函数模型分析和测定不同规模农户生产技术效率^①, 表达式如下:

① 由于传统的 C-D 函数暗含一个前提假设: 各种生产投入要素的替代弹性为 0 或 1。在确定农户苹果种植的生产函数形式时, 由于事先并不知道各种生产投入要素之间的弹性替代情况, 所以采用形式比较灵活, 可近似反映任何生产技术的超越对数 (Translog) 生产函数 (Richard N. Boisvert 1982)^[18] 其一般形式为:

$$\ln Y = \alpha + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln X_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \beta_{ij} \ln X_i \ln X_j + \dots$$

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 \ln(AW)_i + \beta_2 \ln(AC)_i + \beta_3 \ln(AL)_i + 1/2\beta_4 [\ln(AW)_i]^2 + \beta_5 \ln(AW)_i \ln(AC)_i + \beta_6 \ln(AW)_i \ln(AL)_i + 1/2\beta_7 [\ln(AC)_i]^2 + \beta_8 \ln(AC)_i \ln(AL)_i + 1/2\beta_9 [\ln(AL)_i]^2 + \beta_{10} \text{area}_i + \beta_{11} \text{area}_i^2 + V_i - U_i \quad (5)$$

模型 (5) 中, 表示农户序号; Y 表示单位面积苹果产量; AW 表示单位面积苹果生产“果袋”投入^①; AC 表示单位面积苹果资本投入, 包括灌溉、化肥、农药、机械费和其它生产资料投入; AL 表示单位面积苹果生产投工; area_1 、 area_2 分别表示地区虚拟变量一、地区虚拟变量二 (以其中一个地区为参照); V_i 是随机干扰项; U_i 表示技术效率损失; $\beta_0 \sim \beta_{12}$ 为待估计参数。根据 (3) 式, 对农户生产技术效率影响因素模型设定为如下形式:

$$U_i = \delta_0 + \delta_1 \text{familysize}_i + \delta_2 \text{edu}_i + \delta_3 \text{age}_i + \delta_4 \text{laborsize}_i + \delta_5 \text{plantyear}_i + \delta_6 \text{information}_i + \delta_7 \text{coorg}_i + \delta_8 \text{techtrain}_i + \delta_9 \text{nonfarm}_i + \delta_{10} \text{famsize}_i + \delta_{11} \text{famsize}_i^2 + \delta_{12} \text{tland}_i + \delta_{13} \text{credit}_i + \omega_i \quad (6)$$

模型 (6) 中, 下标 i 与模型 (5) 的下标相同, familysize 表示农户家庭人口规模; edu 表示户主受教育程度; age 表示户主年龄; laborsize 表示家庭劳动力人数; plantyear 表示农户从事苹果种植的年限; information 表示是否向外界了解科技信息 (是 = 1, 否 = 0); coorg 表示是否加入果农协会等合作组织 (是 = 1, 否 = 0); techtrain 表示是否参加过苹果技术培训 (是 = 1, 否 = 0); nonfarm 表示农户是否从事非农产业 (是 = 1, 否 = 0); famsize 表示农户经营规模, 用苹果种植面积衡量; famsize^2 表示经营规模的二次项, 用来反映规模效率提高速度与规模增大速度的对比; tland 表示是否转包他人或村集体耕地 (是 = 1, 否 = 0); credit 表示是否能从信用社获得信贷资金 (是 = 1, 否 = 0)。

三、数据来源与统计描述

1. 数据来源

本文所用数据是笔者于 2007 年 3 月 2 日至 4 月 12 日在陕西省渭北旱原的渭南、咸阳、延安三个地区苹果适生区调查所得。陕西省渭北地区是目前世界上最大的苹果适生区, 苹果种植面积达 670 万亩, 超过欧盟苹果种植总面积的一半^②。本次调查就果农经营规模、苹果投入产出、种植、销售、市场流通和政府扶持政策等问题在渭北地区 6 个苹果主产区 27 个乡镇 27 个村, 总共调查了 453 户。

为了保证调查质量, 问卷内容事前经过预调查并加以修改完善, 正式调查时采取调查员入户一对一调查方式, 每个乡镇选取一个村, 每个村不定量随机选取农户。调查结束后对问卷进行了集中检验, 共获得有效调查问卷 447 份。

2. 数据的统计描述

表 1 是不同经营规模^③和区域农户的统计特征, 表中数据均为果农苹果种植面积的统计描述。表 2 和表 3 是对模型 (5) 和模型 (6) 中使用的变量的统计描述。从样本数据的统计特征来看, 中等经营规模农户的苹果单产高于较大规模农户和小规模农户。中等经营规模农户的苹果单位面积平均产量为 1777.98 公斤, 较大规模农户的单产平均值为 1551.61 公斤, 小规模农户的苹果单产平均值为 1342.75 公斤; 而在资本要素投入上, 较大规模农户的资本投入大于中小规模农户, 劳动力投工和“果袋”投入上, 三种规模农户投入差异不大, 中等规模农户的投入略高于较大规模农户和小规模农户。

在影响农户生产技术效率的变量中, 家庭人口规模变量 familysize 的均值为 4.76 家庭劳动力人数变量 laborsize 的均值为 2.37 户主受教育程度变量 edu 的均值显示样本农户的平均受教育程度为初中文化水平 (8.90 年), 户主年龄变量 age 的均值 (45.56) 显示从事苹果种植农户的平均年龄较大, 农户苹果种植年限变量 plantyear 的均值 (14.86) 显示样本户有较长的苹果种植历史; 而科技信息变量 information 的平均值显示有 71.7% 的农户主动了解、获取科技信息; 农民合作组织变量 coorg 的均值显示, 只有 28.9% 的农户加入了果农协会, 样本户的合作组织化程度较低; 农户技术培训变量 techtrain 的均值 (0.692) 显示农户参加苹果技术培训的普及率已达中等水平; 是否从事非农产业变量 nonfarm 的均值 (0.293) 显示被调查户从事

① “果袋”投入是目前苹果生产过程中特有的一项关键生产要素投入, 是体现苹果生产精细化管理的关键技术投入, 包括购买“果袋”的资金投入, 同时“套袋”、“卸袋”劳动用工投入也是整个苹果生产过程中投工比例最大的, 农户不仅要进行选择“果袋”的市场决策, 还要掌握套袋时期、套袋方法、卸袋时间和方法及配套技术。本文的“果袋”投入是指农户“果袋”的资金投入。

② 数据来自中国农业网, <http://www.zgny.cn/Content/6/1/111754.htm> 2007-1-24

③ 在有关农户经营规模的文献中, 划分标准主要是按种植面积。这些文献对经营规模大小的划分差异不大, 将 3~5 亩以下视为小规模, 8~10 亩以上视为较大规模^[9]。据实际调查中农户对经营规模的经验划分, 农户认为 4 亩左右属于小规模农户, 8 亩以上则属于苹果种植大户。

非农产业的比例较低;农户经营规模变量详细统计特征见表 1;是否转包耕地变量 `tland` 平均值为 0.183 显示转包耕地农户所占比例很小;信用可得性变量 `credi` 的平均值 (0.346) 显示农户面临较强的信贷约束。

表 1 不同经营规模 and 不同区域农户的统计特征

经营规模	最大值 (亩数)	最小值 (亩数)	均值	标准差	频数	占样本的百分比
4 亩以下样本户	4	1	3.061	0.841	161	36%
4~8 亩样本户	8	4.5	6.174	1.125	174	38.9%
8 亩以上样本户	25	8.4	11.68	3.021	112	25.1%
全部样本农户	25	1	6.433	3.751	447	100%
地区一农户	20	2	5.948	3.703	139	31.1%
地区二农户	18	1	5.665	2.683	156	34.9%
地区三农户	25	2.5	8.143	4.042	152	34%

表 2 不同规模组农户生产投入数据的统计描述

不同规模组	变量	苹果单产	“果袋”投入	资本投入	劳动力用工
4 亩以下样本农户	均值	1342.75	177.75	367.57	33.03
	标准差	416.96	116.85	39.73	2.46
	最大值	3333.33	337.50	496.00	40.00
	最小值	441.14	0.00	220.00	24.00
4~8 亩样本农户	均值	1777.98	215.47	413.86	39.86
	标准差	829.52	115.56	47.24	2.65
	最大值	4743.33	555.56	573.45	45.00
	最小值	666.67	92.00	280.50	31.00
8 亩以上样本农户	均值	1551.61	197.64	434.76	38.65
	标准差	628.65	146.96	49.32	2.76
	最大值	4175.00	585.00	590.00	45.00
	最小值	500.00	64.00	295.00	30.00

表 3 技术效率影响因素数据的统计描述

变量名	单位	观察值数	最大值	最小值	均值	标准差
<code>familysize</code>	人	447	11	1	4.76	1.283
<code>edu</code>	年	447	15	0	8.90	3.019
<code>age</code>	年	447	67	23	45.56	9.11
<code>laborsize</code>	人	447	6	1	2.37	0.916
<code>plantyear</code>	年	447	27	3	14.86	4.074
<code>information</code>	—	447	1	0	0.717	0.446
<code>coorg</code>	—	447	1	0	0.289	0.454
<code>technic</code>	—	447	1	0	0.692	0.467
<code>nonfam</code>	—	447	1	0	0.293	0.422
<code>farm size</code>	亩	447	25	1	6.433	3.751
<code>tland</code>	—	447	1	0	0.183	0.373
<code>credit</code>	—	447	1	0	0.346	0.492

四、模型估计结果及分析

1. 不同规模农户生产技术效率

利用 Tim Coelli(1996)估计随机前沿生产函数的 Frontier4.1 程序对随机前沿生产函数模型 (5) 和技术效率函数模型 (6) 进行极大似然估计。表 4 是模型 (5) 超越对数随机前沿生产函数的参数估计, “果袋投入”、资本和劳动力三种生产要素投入的参数与理论预期的一致, 即都具有正的符号, 其中, “果

袋”投入和劳动力投工的参数估计都在 1%水平上通过显著性检验, 资本投入的参数估计在 5%水平上通过显著性检验, 说明三种投入对苹果产出具有显著的正的影响。地区虚拟变量的参数符号为负, 其中, 地区虚拟变量一在 1%水平上通过显著性检验, 地区虚拟变量二在 10%水平上通过显著性检验, 说明农户苹果生产经营效率的地域差异是显著存在的。γ 值为 0.8974 并且在 1%的水平上显著, 说明复合误差项的变异主要来自于技术非效率 U 占 89.7%, 随机误差 V 的变异仅占 10.3%。

表 4 模型 5 生产函数的估计结果

变量	估计参数	T 统计量	变量名	估计参数	T 统计量
常数项	0.4975 *	3.8505	资本×劳动力	0.0409	0.2726
“果袋”投入	0.8921 *	3.0498	劳动力二次项	0.0662	1.0376
资本	1.1923 **	1.9753	地区虚拟变量一	-1.0314 *	-3.4115
劳动力	1.2637 *	3.3642	地区虚拟变量二	-0.6943 ***	-1.6907
“果袋”投入二次项	-0.0572 **	-2.5063	γ	0.8974 *	25.965
“果袋”投入×资本	0.0346	0.9167	σ ²	0.3403 *	2.7349
“果袋”投入×劳动力	-0.0947 ***	-1.6863	似然函数值	-723.46	
资本二次项	0.1281 *	3.0861			

注: *, **, *** 分别表示该系数达到 0.01 0.05 0.10 的显著性水平。

对模型 (5) 和模型 (6) 进行统计显著性检验, 本文采用了单边似然比对参数施加约束条件进行检验, 其统计量为: $\lambda = -2 \ln [L(H_0) / L(H_1)] \sim \chi^2(q)$; 其中, $L(H_0)$ 和 $L(H_1)$ 分别是零假设 H_0 和备选假设 H_1 设定下的对数似然估计值, 自由度 q 是

H_0 中的零约束的个数。表 5 的检验结果表明, 技术效率损失是显著存在的, 一般文献中使用的 C-D 函数形式在本文研究中不适合, 传统的 OLS 估计得到的平均生产函数不能代表效率的状态, 否则会产生错误的结果。

表 5 假设的检验结果

假设	对数似然函数值	χ ² 统计量	临界值: χ _{0.95} ²	是否拒绝假设
(1) $H_0: \gamma = 0$	-311.075	327.36	5.99	拒绝
(2) $H_0: \hat{\delta}_1 = \hat{\delta}_2 = \dots = \hat{\delta}_9 = 0$	-1062.33	253.25	22.40	拒绝
(3) $H_0: \hat{\beta}_4 = \hat{\beta}_5 = \dots = \hat{\beta}_9 = 0$	-896.231	723.38	12.59	拒绝
(4) $H_0: \beta_{10} = \beta_{11} = 0$	-727.305	242.02	7.81	拒绝

表 6 给出了农户生产技术效率在三个经营规模组的频率分布, 从中可以看出:

第一, 农户经营规模与生产效率的关系跟以往文献有不同的结论, 存在一个重要的对应关系——经营规模与农户生产技术效率呈现“倒 U 型”效应趋势, 即中等经营规模农户的技术效率高于较大规模和小规模农户, 表 6 中 4~8 亩样本农户技术效率的平均值为 76.98%, 大于 4 亩以下样本户的平均值和 8 亩以上样本户的平均值。这一结果部分

验证了 Atanu Saha 和林毅夫等人的观点, 但与速水佑次郎和拉坦等研究观点不同, 小规模和大规模农户在生产技术效率方面存在显著差异。同时这也符合规模经济效应是一个典型的“倒 U 型”效应, 即规模过小或过大都可以称之为“规模不经济”^[20], 尤其是并非像传统观点那样认为经营规模会越大越好。规模过小则会丧失分工、专业化协作和标准化等各方面的优势, 但规模过大同样会带来组织内部协调成本和监督成本等交易费用的上升。

事实上, 农户苹果生产经营是一个劳动密集型和果园精细化管理的生产过程, 超过一定规模后随着经营规模的增大, 单位劳动力对果园精细化管理的程度就会降低, 导致效率下降。

表 6 农户生产技术效率在不同规模组的分布

生产技术效率	4亩以下 样本农户	4~8亩 样本农户	8亩以上 样本农户
<30%	2	0	0
30%~40%	4	0	1
40%~50%	13	2	4
50%~60%	24	8	7
60%~70%	38	20	23
70%~80%	38	53	30
80%~90%	28	61	37
90%~100%	14	30	11
样本数	161	174	112
平均值	69.27%	76.98%	72.36%
最大值	92.8%	96.1%	94.2%
最小值	24.3%	44.2%	33.6%
全体样本户平均值	72.87%		

第二, 产出导向的三个规模组农户平均生产效

率为 72.87%, 说明以现有技术状态和不变投入, 若消除效率损失, 产出有可能增加 27.13%, 农户生产经营效率提升空间较大。

第三, 生产技术效率在三个规模组是有变化的。在 4亩以下经营规模组, 生产技术效率范围在 24.3%~92.8%, 平均技术效率为 69.27%, 样本中有 49.7%的农户获得了 70%以上的生产效率; 在 4~8 亩经营规模组, 生产技术效率范围在 44.2%~96.1%, 平均技术效率为 76.98%, 样本中有 82.8%的农户获得了 70%以上的生产效率, 有 52.3%的农户获得了 80%以上的生产效率; 在 8亩以上经营规模组, 生产技术效率范围在 33.6%~94.2%, 平均技术效率为 72.36%, 样本中有 69.6%的农户获得了 70%以上的生产效率。

2 不同规模农户生产技术效率影响因素

为了寻找引致农户技术效率差异背后的深层次原因, 表 7给出了模型(6)影响农户生产效率的外生变量的参数估计结果, 也就是三个经营规模组农户之间生产技术效率差异分析的结果。表 7估计结果表明:

表 7 模型 6 生产技术效率差异影响因素的估计结果

变量	全体样本户		4亩以下样本农户		4~8亩样本农户		8亩以上样本农户	
	系数估计	T值	系数估计	T值	系数估计	T值	系数估计	T值
常数项	1.237*	5.124	1.049*	6.124	0.527*	4.402	1.247	0.964
familysize	0.684	1.236	0.217	0.874	0.067	1.360	0.189	1.056
edu	-0.031*	-5.028	-0.005***	-1.675	-0.036**	-2.432	-0.007*	-3.765
age	1.382	1.496	0.628	1.277	0.478	1.366	0.411	1.398
laborsize	-1.024***	1.824	0.276	0.960	-0.068**	-2.268	-0.247***	-1.765
plantyear	-0.062	-1.157	0.045	1.268	-0.006***	-1.625	-0.004	1.046
information	-1.171*	-2.734	-0.340***	-1.749	-0.640**	-2.262	-1.042*	-3.478
coorg	0.768	1.072	0.464	0.729	0.068	0.812	0.106	1.012
techtrain	-0.727*	-4.682	-0.051***	-1.875	-0.071**	-2.218	-0.321**	-1.688
nonfarm	1.382*	7.246	0.733*	4.917	0.126*	3.877	0.179*	4.407
farmsize	-1.432*	-8.511	-0.109***	-1.278	-0.026	-1.082	0.083**	2.026
farmsize	0.258*	6.688	0.003	0.367	-0.011***	-1.693	-0.007***	-1.652
land	0.152*	6.214	0.004	1.058	0.023*	4.035	0.046***	1.484
credit	0.615*	4.469	0.065**	2.360	0.056**	2.172	0.035***	1.755
样本数	447		161		174		112	
LOG函数值	-714.690		-418.356		-469.560		-289.771	

注: *, **, *** 分别表示该系数达到 0.01 0.05 0.10的显著性水平。

第一, 户主受教育程度、科技信息的获取和农户技术培训三个影响因素的参数符号在全体样本户和三个规模组样本农户中均为负, 分别在 1%、5%、10%的水平上通过了显著性检验, 说明对农户

生产技术效率产生显著的正效应。其中, 农户获取科技信息和技术培训的系数绝对值在 4亩以下样本户分别为 0.340和 0.051, 在 4~8亩样本户为 0.640和 0.071, 在 8亩以上样本户为 1.042和

0.321 随着经营规模的增大有增大趋势,说明随着经营规模增大农户注重获取科技信息、掌握生产技术以提高自身的生产效率。同时,本文也再一次证明了教育程度对技术效率具有显著的正向作用,教育不但能提高农户自身应用现代农业技术的能力,而且教育具有非常强的正外部性,可以激励更多的人力资本投资。

第二,农户家庭劳动力人数变量对生产技术效率有正效应,尽管在小规模样本不显著,但在中等和较大规模组通过了 10%水平显著性检验,并且表 4 中劳动力的产出弹性大于资本的产出弹性,说明在水果这类劳动密集型的高价值农产品生产中,劳动力的有效投入是资本等物质生产要素投入获得有效产出的关键。种植年限变量的参数估计尽管没有通过显著性检验,但系数符号为负显示对农户技术效率有正面作用,苹果种植年限越长,积累的要素投入经验和精细密集管理的技巧也越多,因而对促进生产率有正效应。

第三,家庭人口规模变量对三个规模组农户生产技术效率影响都不显著,可能因为家庭人口数量多不一定从事农业的有效劳动力就多,因为农业的比较收益低,中西部地区农村青壮年劳动力多数愿意外出打工,这使得农户家庭经营技术效率更加恶化。果农合作组织对农户生产技术效率影响不显著,原因之一是农户“参合率”低,表 3 该变量的均值只有 0.289 说明参加果农协会等合作组织的农户约为样本总数的 30%;原因之二可能是西部地区农民合作组织发展滞后,农户对协会等农民合作组织的功能和作用认识不足。户主年龄变量对三个规模组农户技术效率影响也不显著,可能因为农户年龄的大小与学习、掌握生产技术及生产要素的有效投入之间没有必然相关关系。

第四,从事非农产业变量对农户生产技术效率产生显著的负效应,在全体样本户中通过了 1%水平的显著性检验,负面作用力度较大,从事非农产业会影响苹果种植的技术投入和果园管理,造成农户精力和投入上的分散,实际调查中中等以上规模的样本户从事非农产业的很少,因而负面效应小于小规模样本户。转包耕地变量对全体样本农户生产技术效率产生显著的负效应,对中等以上规模组样本户也显示显著的负面作用;由于农村土地流转市场不健全,农户往往不愿在转包地投入更多,从而影响生产经营的技术效率。能否从信用社等农村正规金融机构获得信贷资金支持,将对农户的预

算约束产生重要影响,从而影响到技术效率。表 7 中信用可得性变量的参数估计在全体样本和三种规模组样本都通过了显著性检验,对技术效率产生负效应,与 Battese Broca 的研究结论一致^[21]。实际上,由于中国西部地区农村信贷市场很不完善,很难满足从事水果种植业或养殖业等高效农业的农户从信用社等正规金融机构获取信贷支持的难度较大,而且即使少数经营规模较大的农户能获得信贷资金,但在信贷资金量、期限以及贷款手续方面与农户生产经营不适应。^[22]因此,农村信贷市场发达与否是影响农户家庭经营效率的一个重要变量。

第五,表 7 中农户经营规模变量的参数估计在全体样本户中通过 1%水平的显著性检验,规模变量对技术效率会带来非常显著且很强的正效应。但是规模变量对生产技术效率的效应并不像其他变量那样稳定,有时会带来负效应(8 亩以上样本户该变量的系数为正),稳定性不理想,经营规模二次项系数也表现出了类似的特征,作用符号并不稳定。表 6 中三种规模组样本农户生产技术效率的分布也说明,并不是规模越大越好,至少对劳动密集型的高价值农产品生产经营来说,规模经济与生产经营效率并没有显示出强烈的正相关关系,随着经营规模的增大,农户生产经营的精耕细作以及劳动密集的优势就会丧失。因此,对从事劳动密集型农业产业的农户来说,尤其是中国农村劳动力资源和土地细碎化的现状,提高生产经营的全要素生产率进行适度规模经营应是最佳的选择。

五、结论与政策启示

本文采用超越对数函数形式的随机前沿模型,基于陕西省果农的微观调查数据,对不同经营规模果农生产技术效率进行理论和实证考察,同时对影响农户生产经营效率的外生变量进行了深入分析。文章研究得出的初步结论:经营规模与农户生产技术效率呈现“倒 U 型”效应趋势,中等经营规模农户生产效率高于小规模农户和规模较大的农户,在现有技术和生产要素投入下农户技术效率提升的空间较大;在三种经营规模中,教育和技术培训等人力资本投资,科技信息的传播与推广对农户生产经营的技术效率都具有显著的正效应,从事非农产业、转包耕地和信用可得性等影响因素有负效应,家庭人口规模、户主年龄、农民合作组织等因素对

生产效率影响不显著。需要说明的是,由于数据上的限制,使用陕西省果农微观截面数据,可能会有地域性特色,缺乏生产率与技术进步的动态分析,所得结论对其它劳动密集型农业产业(如养殖业)是否适用,需要进一步根据产业属性和特征进行对比研究。

但研究结论的政策含义非常明显。在广大中西部农村地区,从事劳动密集型的高效农业生产是农户家庭经营收入的最主要来源,在现有技术水平和要素投入下,适度规模经营通过改善资源配置、提高要素配置市场化程度以及精耕细作的技术投入是促进农户生产经营效率的关键。第一是应加强农户人力资本的投资,包括提高农户受教育水平和农业实用技术培训,注重人力资本投资的公平性与普及性,尤其是加强农村妇女劳动力的技术培训,同时积极开展农业科技信息的传播与科技成果的推广与普及,着眼于对现有技术和资源的利用,通过“干中学”加强对新型农业技术的推广和利用,通过提高农户自身生产经营效率来增强农民的市场竞争力。第二是应积极引导和鼓励各种农产品专业协会发展,提高农户的“参合率”,通过农民合作组织技术引进的专业化优势和生产要素采购的市场化优势,提高生产经营整体的专业化和市场化水平,这样即使小规模农户也能获得同样的市场竞争力。第三是政府要进一步完善农村公共物品供给制度,加强农村信息化建设的力度,提高农户信息的可得性和获取能力,降低技术扩散的成本,特别是信息传播中的交易成本;完善农村金融服务农业的功能,特别是满足农户发展高效农业生产的信贷需求,根据农产品产业特征和农户家庭禀赋特征多样化开发农村信贷产品,提高农户信用支持的可得性。第四是政策导向上要充分发挥中国农业的资源禀赋比较优势,增强高价值农产品的国内、国际市场竞争力,比如对精耕细作、劳动力密集型的高效农业产业加大财政支持力度。

参考文献:

- [1] 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.
- [2] Lin J Y. Rural Reform and Agricultural Growth in China [J]. American Economic Review, 1992, 82(1): 34—51.
- [3] Thirtle C, Hadley D, Townsend R. Policy-Induced Innovation in Sub-Saharan African Agriculture [J]. Development Policy Review, 1995, 13(4): 323—348.
- [4] Kalirajan K P, Obwona M B, Zahao S. A Decomposition of Total Factor Productivity Growth: The Case of Chinese Agricultural Growth before and after Reforms [J]. American Journal of Agricultural Economics, 1996, 78(3): 331—338.
- [5] Xu Xiaosong, Scott R, Jeffrey. Efficiency and Technical Progress in Traditional and Modern Agriculture: Evidence from Rice Production in China [J]. Agricultural Economics, 1998, 18: 157—165.
- [6] Fan Shenggen. Technological Change, Technical and Allocative Efficiency in Chinese Agriculture: the Case of Rice Production in Jiangsu [J]. Environment and Production Technology Division [J]. International Food Policy Research Institute, EPD Discussion Paper, 1999, 39.
- [7] 黄少安, 孙圣民, 宫明波. 中国土地产权制度对农业经济增长的影响——对 1949~1978 年中国大陆农业生产效率的实证分析 [J]. 中国社会科学, 2005(3): 38—49.
- [8] 李周, 于法稳. 西部地区农业生产效率的 DEA 分析 [J]. 中国农村观察, 2005(6): 2—11.
- [9] 张冬平, 冯继红. 我国小麦生产效率的 DEA 分析 [J]. 农业技术经济, 2005(3): 48—54.
- [10] 周宏, 褚保金. 中国水稻生产效率的变动分析 [J]. 中国农村经济, 2003(12): 42—46.
- [11] Battese G E, Coelli T J. A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data [J]. Empirical Economics, 1995, 20: 325—332.
- [12] Battese G E, Corra G S. Estimation of a Production Frontier Model with Application to the Pastoral Zone of Eastern Australia [J]. Australian Journal of Agricultural Economics, 1977, 21: 169—179.
- [13] Annu Saha H. Alan Love and Robert Schwar. Adoption of Emerging Technologies under Output Uncertainty [J]. American Journal of Agricultural Economics, 1994, 76 (11): 836—846.
- [14] 林毅夫. 制度、技术与中国农业发展 [M]. 上海三联书店、上海人民出版社, 1994.
- [15] Hayami Yujiro, Robert W Herdt. Market Price Effects of Technological Change on Income Distribution in Semi-subsistence Agriculture [J]. American Journal of Agriculture, 1977, 59(5): 245—256.
- [16] Rutan Veron W. The Green Revolution: Seven Generalizations [J]. International Development Review, 1978, 19: 16—23.
- [17] Richard N. Boisvert. The Translog Production Function: Its Properties, Its several Interpretations and Estimation

Problems[J]. Journal of Agricultural Economics Research 1982 28(9): 5—35

[18] 速水佑次郎, 弗农·拉坦. 农业发展的国际分析 (修订扩充版) [M]. 郭熙保, 张进铭, 译. 北京: 中国社会科学出版社, 2000

[19] 李岳云. 不同经营规模农户经营行为的研究 [J]. 中国农村观察, 1999(4): 39—45

[20] 李谷成, 冯中朝, 范丽霞. 农户家庭经营效率及其影响因素的实证分析 [C] // 第六届中国经济学会年会大会论文, 2006

[21] Battese G E, Broca S S. Functional Forms of Stochastic Frontier Production Functions and Models for Technical Inefficiency Effects: a Comparative Study for Wheat Farmers in Pakistan [J]. Journal of Productivity Analysis 1917 8 395—414

[22] 霍学喜, 屈小博. 西部传统农业区域农户资金借贷的需求与供给分析 [J]. 中国农村经济, 2005(8): 58—67

(责任编辑: 宋雪飞)

Technical Efficiency of Different Farmer Sizes and its Influencing Factors Based on Stochastic Frontier Production Function and Micro-Data of Households

QU Xiaobo

(Institute of Population and Labor Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China)

Abstract: Using Translog Stochastic Frontier Production Function Model and a large set of firsthand household-level survey data from fruit growers in Shaanxi Province, this paper makes an attempt at both theoretical and empirical analyses on the production technical efficiency of different farmer sizes and its influencing factors. The results show that firstly, management size and farmer households' production technical efficiency display an inverted "U" tendency, that means, medium sized farmer households have a higher production efficiency than both small sized and large sized, and have larger room for technical efficiency enhancement. Secondly, technical efficiency loss shows that farm size, human resources investment like education and technical training and the extension and popularization of sci-tech information all have a marked positive effect on the production efficiency of farmer households, while non-farm management, arable land subtraction and credit availability all have a negative effect, and other factors like family size, age and agro-cooperatives do not show a marked effect. Finally, the paper draws a research conclusion and puts forward some policy suggestions.

Key words: Different Farmer Size; Stochastic Frontier Production Function; Technical Efficiency; Efficiency Loss