

小农户真的更加具有效率吗? 来自湖北省的经验证据

李谷成 冯中朝 范丽霞*

摘要 对农业效率与农户规模负向关系的研究一直是农业经济学的热点,本文以1999—2003年湖北农户数据为证据,从土地生产率、劳动生产率、成本利润率、TFP和技术效率等角度,多维度检视农户效率与农户规模的关系,从家庭禀赋角度对农户效率的影响因素进行实证。农业效率与农户规模负向关系假说需要放到更广阔的视野内全面审视,小农户是否享有相对大农户的效率比较优势取决于宏观导向上优先考虑的政策目标。通过各种政策工具提高农业效率的潜力巨大,可以妥善利用。

关键词 农户, 农户规模, 效率, 负向关系

一、引言

关于农户规模与农业效率之间的关系一直是国际农业经济学的热点和重点问题。自从Sen (1962, 1966)发现印度农业农户规模与农业效率之间存在负向关系(Inverse Relationship, IR)以来,关于农业由于一些资源的不可分性而存在明显规模经济的传统认识受到极大挑战,对于农户规模与农业效率之间负向关系(IR)的存在性以及如何进行合理解释吸引了众多研究者的目光,例如Berry and Cline (1979)、Binswanger *et al.* (1993)、Assuncao and Ghatak (2003)和Bizimana *et al.* (2004)等。由于这些研究大多以发展中国家或传统农业国家作为研究对象,所以关于农户规模与农业效率之间存在的负向关系也经常被被认为是传统农业的经典特征。

然而,对这一问题的研究以及如何进行解释的争议也一直不断,长期以来并未达成共识。首先,有研究者对农户规模与农户效率之间负向关系的存在性持怀疑态度。例如:Nehring *et al.* (1989)、Bravo-Ureta and Rieger (1990)和Kumbhakar (1993)等曾表明两者的关系是正向的;Carter and

* 李谷成,冯中朝,华中农业大学经济管理学院;范丽霞,武汉工业学院经济与管理学院。通信作者及地址:李谷成,华中农业大学经济管理学院,430070;电话:(027)87282141;E-mail:lgcabc@yahoo.com.cn。本文的研究得到国家自然科学基金项目(编号:70903027)的资助。作者对两位匿名审稿人和姚洋主编的宝贵修改意见表示衷心感谢。当然,文责自负。

Wiebe (1990)、Benjamin (1995) 和 Lamb (2003) 等则认为它们的关系很可能是非线性的; Bagi (1982)、Bagi and Huang (1983)、Bravo-Ureta (1986) 和 Moussa and Jones (1991) 等则表明两者在统计上并不能建立显著联系。其次, 现有研究针对这种负向关系主要提供了几种解释: ① 要素市场不完全, 这包括大农户与小农户在各自所面临的土地、劳动力和资本市场上的差别, 尤其是劳动力市场的作用至为关键, 包括 Sen (1966)、Carter (1984)、Reardon *et al.* (1996) 和 Newell *et al.* (1997) 等; ② 耕地质量及其利用程度的差异, 包括 Byiringiro and Reardon (1996)、Lamb (2003) 等; ③ 农户异质性 (Heterogeneity) 问题, 如 Assuncao and Ghatak (2003) 对农户本身管理能力、生产效率差别等难以观察的异质性的关注; ④ Chayanov 的自我剥削机制, 这与华裔学者黄宗智的“过密型”和“内卷型”农业理论存在某种相通之处; ⑤ 农户面临组织内部交易成本、监督费用及激励机制的差异, 如 Eswaran and Kotwal (1985) 等。实际上, 各种解释内部存在某种程度的内在联系, 其中要素市场尤其是劳动力市场的作用尤其重要。

关于发展中国家农业生产是否存在“小农户更加具有效率”的命题涉及农业具体发展战略、土地改革、农村社会的公平正义以及以家庭经营为基础的小农经济的未来, 具有很强的政策含义。这一点对中国而言尤为重要, 从资源禀赋来讲, 中国是一个典型的人多地少、农村劳动力充裕的发展中大国, 1978 年集体化体制瓦解后所实施的家庭联产承包责任制 (HRS) 实质上就是一种立足于土地均分的小农户发展战略。Lin (1992) 证明 HRS 对当时农业增长的贡献率高达 46.89%, 但 HRS 的一次性突发增长效应在 1984 年基本释放完毕以后, 随着国内农业生产波动、政治气候变化等, 对 HRS 的质疑或否定就从未停止过, 尤其是近年来一些经济发达地区要求实现农地流转、规模经营的呼声越来越高。此外, 由于总耕地面积持续下降和人口增长, 改革开放以来总的宏观印象是我国农户户均耕地规模一直处于不断下降之中, 但与之相伴的是户均农业总产值却在不断增加 (图 1)。根据 Fan and Chan-Kang (2005), 我国 1997 年 83% 的农户耕地规模要小于 0.6 公顷, 仅有 0.24% 的农户规模大于 6.6 公顷。按照 World Bank (2003) 2 公顷的小农户定义标准, 毋庸置疑, 中国农业本质上以小农经济为主。

中国经济经历了三十多年的高速增长和庞大的城市化进程, 以此为基础转移了大量农村劳动力, 这一过程在可以预见的将来仍将会持续下去。但是由于历史上错误的人口政策、特定的资源禀赋条件和典型的二元经济结构等原因, 小规模家庭农业仍会是未来中国农业相当长时期内的一个显著特征。然而正如黄宗智 (2006) 以及黄宗智和彭玉生 (2007) 所指出的, 中国农业现今也正面临着大规模非农就业、人口自然增长减慢和农业生产结构转型三大变迁交汇的历史性契机。因此, 各种思潮得以显现: 有的主张在高度城市化下建立大规模农场, 淘汰小农经济; 有的认为应维持土地承包制度, 尤其

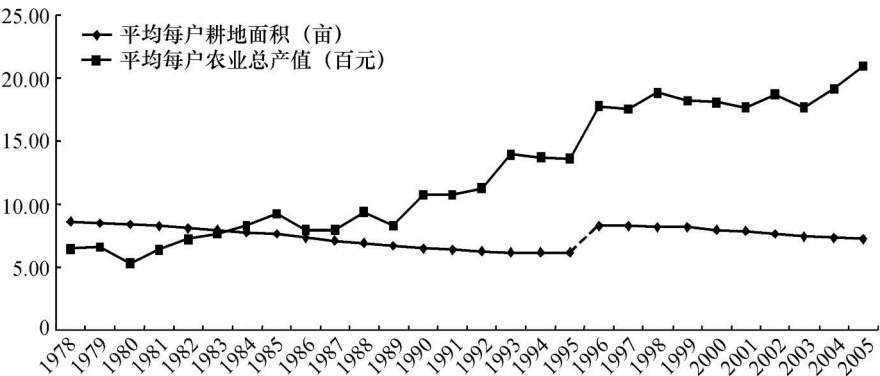


图 1 中国农户平均每户耕地面积和农业总产值变迁示意图（1978—2005）

注：农业总产值为狭义农业总产值，采用 1978=100 不变价计算。其中平均每户耕地面积 1995—1996 年出现的“折点”完全是因为该年人为对全国耕地面积统计数据进行调整所致，因为国土资源部 1996 年开始每年会公布土地利用详查数据，限于本文的研究目的，我们并没有必要对 1996 年以前的全国耕地数量进行修正，因为这并不会影响我们对相关指标总体变动趋势的判断。即使修正以后的各种统计数据，如朱红波（2006）等，也都和《中国统计年鉴》上的数据一样表明了耕地总量在 1978—1995 年间的基本下降趋势（朱红波，2006）。单位分别为亩/户和百元/户。

资料来源：历年《中国统计年鉴》，其中全国农户数量来自于“中国三农信息网”（www.sannong.gov.cn），1996—2005 年耕地面积来源于国土资源部、国家统计局、全国农业普查办公室“关于土地利用现状调查数据成果的公报”，1996 年数据为 1996 年 10 月 31 日时点数。经作者整理、计算而得。

是保证粮食生产的口粮地制度；有的主张在维持土地所有权公有不变的条件下，实现使用权的流转；还包括“永佃制”等。一般传统农业经济理论也倾向于扩大经营规模从而获得更高的效率，但这一认识因为发展中国家面临着富裕的农村劳动力而受到挑战，正如上文已指出的，农户规模与农业效率之间存在典型的负向关系。不过我们发现，已有文献很少存在中国案例的实证研究。尤其作为一个处于转型中的发展中大国，中国农业仍然正处于由传统农业向现代农业的过渡阶段，如果小规模农户相对于大规模农户而言确实享有效率上的比较优势，那么对于未来中国的农业政策和土地政策都具有重要参考意义，或者具有重新思考的必要性。

不过，我们在总结已有文献时发现，已有研究在探讨农户规模与农业效率的负向关系时，农业效率往往都是由土地“单产”或“单产价值”，即土地生产率来衡量的，例如高梦滔和张颖（2006）¹对中国的经验研究。这往往与广大发展中国家需要优先确保国家的基本食物安全，将农业政策作为优先实现目标有关，从而较多地强调单产或土地生产率。但是需要明确指出的是，

¹ 这也是目前为止我们所能检索到的仅有一篇专门针对中国农村案例进行相关实证的公开出版文献。

土地单产是一个单要素生产率 (Single Factor Productivity, SFP) 指标, 不能全面综合地反映整个农业生产过程, 而农业效率在生产过程中是一个多维度综合性概念, 至少还应该包括劳动生产率、成本利润率, 以及全面反映综合生产状况的全要素生产率 (Total Factor Productivity, TFP) 和相关技术利用状况的技术效率 (Technical Efficiency, TE) 等, 且不同的效率指标蕴涵着不同的政策含义。

中国农业正面临着新的历史性契机, 三十多年的经济增长使得居民食物消费结构和农业生产结构开始转型, 而“三农”问题的核心是农民问题, 千方百计增加农民收入从根本上依赖于其劳动生产率的提高, 过分强调农业政策而忽视农民政策很可能会陷入黄宗智所总结的“没有发展 (劳动生产率而言) 的增长 (总产量而言)”的农业陷阱之中。因此单纯从土地生产率角度来探讨农户规模与农业效率之间的关系可能会失之偏颇, 不适合新形势下促进农民增收的需要, 现在国家应该是将政策重心逐渐从“农业问题”转向“农民问题”的时候了。故以往单纯从土地生产率角度来研究农业效率与农户规模之间负向关系的研究, 需要被放到一种更为宽阔的视野内来予以全面检验和评价。在一种更为宽广的效率指标体系下, 小农户是否真的还享有对大农户的比较优势呢? 或者说, 这种负向关系是否仍然存在呢?

因此, 本文要关注的问题是全面地、综合性地考察农业效率与农户规模之间的关系。除了继续考察土地生产率与农户规模的关系外, 还重点考察农户劳动生产率、成本利润率、全要素生产率及技术效率与农户规模 (用“农户耕地面积”度量) 的关系, 全方位地检验是否确实存在着小农户相对于大农户具有效率上的比较优势这一实证性问题。对于已有的关于农户效率与农户规模之间负向关系的一些经济学解释则并不试图加以检验, 关注土地单产、其他相关效率指标与农户规模的关系才是本文的重点。除了农户规模以外, 还存在着其他农户特征变量对农户效率产生影响, 必须加以分类控制, 我们将这些因素总结为农户家庭禀赋 (Household Endowment, HE), 包括教育、技术培训及其所拥有的社会资本等, 同时对这些反映农户异质性的家庭禀赋方面的微观因素进行分析也是本文的内容。总之, 本文试图在以下几个方面能够作出自己的贡献: ① 希望能够在农户 IR 关系领域内丰富中国案例的实证研究和相关文献; ② 除了土地生产率, 还包括劳动生产率、成本利润率、TFP 和 TE 等方面, 全面地考察农户规模与农户效率的关系, 而已有研究大多直接从土地生产率角度对负向关系进行研究和解释, 本文试图在效率指标的研究框架方面进行扩展, 希望能得出一些新的结论; ③ 通过效率指标的扩展进行全方位考察, 所得出的结论实际上也可以为已经发现的 IR 关系提供相关经济学解释。

二、变量、数据和研究方法

（一）研究方法

本文试图扩展以往单纯以土地生产率衡量的农业效率与农户规模“负向关系”的验证性研究，在此基础上进一步讨论农户劳动生产率、成本利润率、全要素生产率和技术效率同农户规模的关系，多维度回答“小农户是否真的更加有效率”这一问题。但这里有一个问题必须予以澄清，即农户规模的定义。实际上已有 IR 文献的研究都是用农户耕地面积来定义农户规模的大小，关注的中心问题是农户效率与耕地面积的负向关系，这包括了耕地面积大小的最适规模、经济性问题。但这很容易引起将农户耕地面积大小与将农户视为一个整体生产单位看待的经济规模产生混淆，并容易与经济学含义中纯粹的规模经济概念混淆。类似于已有 IR 文献，本文中农户规模特指以农户所经营的耕地面积来衡量的规模大小。这与微观经济学中一般将所有要素投入按同一比例同时增减所产生的规模收益变化的含义不同，一般认为经济学意义上农业规模报酬不变，如速水佑次郎和拉坦（2000）、弗兰克·艾利思（2006）等，纯粹经济学上的规模经济概念在农业经济中除了更多理论意义，并不具有实践指导意义，因为农业投入中所有要素按同比比例变化基本上不可能，例如土地的相对固定性等。另外，本文农户规模概念与将农户作为一个整体看待的由于资源不可分性而产生成本节约的最优经济规模概念也存在一定区别和联系，最优经济规模是指厂商理论中 U 形平均成本曲线的最低点，这种意义上的农户最优规模，必然要求特定农业技术条件下农户实现在最低平均成本上生产点所对应的耕地面积，而这个生产点上所确定的耕地面积也正是本文所定义的农户最优耕地面积。所以，农业规模经营并不等于土地规模经营，但土地规模是农业规模经营的重要基础。一般还认为，农业规模经营与农户家庭经营并不冲突。

在定义了农户规模的含义以后，由于本文讨论的是土地生产率、劳动生产率、成本利润率、全要素生产率和技术效率等多维农户效率概念，在讨论这些指标与农户耕地规模的实证关系时，必然会涉及两种互不相关的农业规模经营概念。² 一种是从农业生产的规模经济出发，强调经营单位的总规模，例如 100 亩耕地、100 个劳动力的农场其规模大于 1 亩耕地、1 个劳动力的农场，如果具有规模经济，那就意味着前者比后者平均成本低或者相同投入下产出会更多，其政策含义在于促进农场合并以获取规模经济，促进农业增产；另一种是从提高农民收入的角度出发，强调人均耕地占有规模，例如 100 亩

² 这一点来自于一位匿名审稿人的中肯意见，对此表示衷心感谢。

耕地、100 个劳动力的农场规模其实并不比 1 亩耕地、1 个劳动力的农场大，大农户之所以大是因为人均耕地面积大，其人均产出（劳动生产率）会更高，其政策含义在于大规模转移农村剩余劳动力，减少农民数量，提高人均耕地规模，促进农民增收。本文将在实证分析过程中对这两种“规模经营”进行具体区分，以讨论各自的政策含义。

在传统的 IR 研究中，大多数采用经典方程（1）进行 OLS 估计：

$$\text{Efficiency}_i^f = C + \beta \ln \text{OP}_i + \varepsilon_i, \tag{1}$$

Efficiency 为相应农户土地生产率指标，OP 为农户实际投入生产的耕地面积， ε 为经典随机扰动项。如果 $\beta < 0$ 且显著，则可以判断出负向关系（IR）存在，例如 Carter（1984），Heltberg（1998）等。

但式（1）往往因为忽略了其他影响农户效率的因素而受到批评，这些因素包括耕地质量差异（Lamb，2003；等）、农户异质性（Assuncao and Ghatak，2003；等）、耕地细碎化程度（Wu *et al.*，2005；等）等。根据前人已有的研究和数据的可获得性，在（1）式的基础上本文引入了一些外生控制变量来控制这些特征变量对农户效率的影响。同时我们将这些特征变量定义为家庭禀赋，即农户家庭成员及整个家庭所拥有（包括天然拥有及后天获得）的资源和能力。家庭禀赋包含了农户所拥有的人力资本和社会资本，例如受教育程度、技术培训、个人经历、社会网络及资源可得性等。

因此，本文采用的具体估计式被定义为：

$$\text{Efficiency}_i^f = C + \beta \ln \text{OP}_i + \sum_j \delta_j X_{ij} + \varepsilon_i, \tag{2}$$

X_j 为引入的各控制变量，表示家庭禀赋的影响，其他变量定义不变。

首先，本文在式（2）的分析框架内探讨各农户效率指标与农户耕地规模及家庭禀赋的关系。其次，为进一步度量出可以综合反映农业全面生产过程的效率指标——TFP，本文具体采用 Cobb-Douglas 生产函数形式进行计算，该函数具有简洁、易于分解和经济含义明显的特点。实证也表明 Cobb-Douglas 函数已经能够较好地描述中国农业增长，有关中国农业的研究（如 Fan，1991；Lin，1992；Zhang and Carter，1997；乔榛等，2006；等）绝大部分都采用了经典的 Cobb-Douglas 函数。

$$Y_i = A_0 e^{\eta t} K_i^{\alpha_K} L_i^{\alpha_L} M_i^{\alpha_M} \exp(\varepsilon_i), \tag{3}$$

Y_i 表示农户 i 的产出水平， K_i 、 L_i 和 M_i 分别表示农户物质资本、劳动和土地投入， α_K 、 α_L 和 α_M 分别为各自的产出弹性， t 为时间趋势项， η 则经常被称为技术进步率。在对式（3）进行估计时，一般估计其自然对数化形式：

$$\ln Y_i = \ln A_0 + \eta t + \alpha_K \ln K_i + \alpha_L \ln L_i + \alpha_M \ln M_i + \varepsilon_i, \tag{4}$$

定义 $RTS = \alpha_K + \alpha_L + \alpha_M$ ，对要素产出弹性系数进行正规化得：

$$\alpha_K^* = \alpha_K / RTS, \quad \alpha_L^* = \alpha_L / RTS, \quad \alpha_M^* = \alpha_M / RTS.$$

则全要素生产率可以定义为：

$$TFP_i = Y_i / (K_i^{\alpha_K^*} L_i^{\alpha_L^*} M_i^{\alpha_M^*}), \tag{5}$$

从而通过式（6）定量估计农户规模及家庭禀赋与全要素生产率的关系。

$$TFP_i = C + \beta \ln OP_i + \sum_j \delta_j X_{ij} + \epsilon_i, \tag{6}$$

并且定义要素产出弹性之和 RTS 为规模报酬（Returns to Scale, RTS ）系数，这是衡量规模报酬状况的一般指标， RTS 与 1 的比较可以验证速水佑次郎和拉坦（2000）、林毅夫（2005）、弗兰克·艾利思（2006）等的论点，即一般认为纯粹经济学意义上的农业规模报酬是不变的。

最后，技术效率（Technical Efficiency, TE ）是近年来衡量生产单位效率状况使用最多的指标之一，其从投入产出角度衡量生产单位能够在多大程度上运用现有技术达到最大产出的能力，一般用生产单位的实际产出与其所能实现的最大潜在产出比值来衡量。目前，对 TE 的求解主要有参数法和非参数法两种方法。非参数法是利用线性规划技术如数据包络分析（DEA）进行求解，这种依靠数据驱动（Data-Driving）的方法，无须预设具体函数形式，对样本量要求不大，但是无法考虑到随机误差的影响，对数据异常值也较为敏感。考虑到农业生产的特点，以及我们所掌握的样本量较大，变量变异性较强，本文采用计量经济学基础的随机前沿生产函数方法（Stochastic Frontier Approach, SFA）对农户技术效率进行估计，SFA 能够在实现对生产过程进行精确描述的同时，考虑随机误差对技术效率的干扰。但如果同样在上述“两步法”（Two-Step Approach）³的分析框架中来估计各外生因素对技术效率的影响，如 Battese and Coelli（1995）、Battese and Broca（1997）等，那么“两步法”会因为技术效率分布假设在两阶段的不同而导致参数估计的低效和有偏，这经常被称为“两步法悖论”。解决办法是采用极大似然法或非线性最小二乘法进行一步估计，蒙特卡罗试验也证明“一步法”估计要优于“两步法”估计（Wang, 2002）。本文采用 Battese and Coelli（1995）的 B-C（1995）模型，通过将技术非效率指数表示为一组外生性变量的函数和一个纯随机扰动项同时植入随机前沿生产函数进行“一步法”估计。

在式（3）基础上，将随机扰动项 ϵ_i 表示为一复合扰动项 $\epsilon_i = (v_i - u_i)$ 即可将平均生产函数转化为随机前沿生产函数，同时考察技术非效率与纯随

³ 传统的“两步法”估计，即首先估计随机前沿生产函数，得出技术效率，然后利用所得到的技术效率指数对与生产单位特征相关的各变量重新进行多元回归，从而得出各变量对技术效率的影响及程度。

机扰动因素对农业产出的影响。

$$Y_i = A_0 e^{\eta} K_i^{\alpha_K} L_i^{\alpha_L} M_i^{\alpha_M} \exp(v_i - u_i). \tag{7}$$

式 (7) 中误差项 $\epsilon_i = (v_i - u_i)$ 为一复合误差项, 由两个独立部分组成: v_i 是经典白噪声项, $v_i \sim \text{iid}N(0, \sigma_v^2)$, 主要包括测度误差及各种不可控随机因素, 如气候、运气等; u_i 是非负的, 表征农户 i 的生产技术非效率项, 且独立于纯随机误差 v_i 。

在“一步法”估计中, 将 u_i 设定为独立同分布并服从均值为 m_i 、方差为 σ_u^2 的非负断尾正态分布:

$$u_i \sim \text{iid}N^+(m, \sigma_u^2), \tag{8}$$

$$m_i = C + \sum_j \hat{\varphi} \cdot X_{ij} + w_i, \tag{9}$$

m_i 对应技术无效率函数, e^{-m_i} 则反映了农户 i 技术效率水平, m_i 越大表示技术无效率程度越高, X_j 代表了决定农户技术效率水平的各外生性变量, $\hat{\varphi}$ 为对待估参数, 反映各外生性因素对技术效率的影响, w_i 为纯随机误差项, 服从均值为 0、方差为 σ_w^2 的断尾正态分布, 如 $w_i \geq -(C + \hat{\varphi} \cdot X_j)$, 这可以确保 u_i 的非负性质。

在此基础上可以求解出技术效率水平:

$$TE_i = E(Y_i \mid u_i, Z_{ij}) / E(Y_i \mid u_i = 0, Z_{ij}) = \exp(-u_i), \tag{10}$$

Z_j 表示要素投入向量, 如果 $u_i = 0$, 则 $TE_i = 1$, 该农户处于完全技术效率状态, 生产点位于生产前沿面上; 如果 $u_i > 0$, 则 $0 < TE_i < 1$, 这种状态为技术非效率状态, 农户生产点位于生产前沿面下面。从而求解出平均技术效率:

$$TE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n TE_i, \tag{11}$$

n 为农户数量。由式 (7)、(8)、(9) 确定的随机前沿生产函数参数估计采用最大似然估计法 (ML) 联合估计。似然函数中会利用方差参数 (Battese and Corra, 1977; Coelli, 1995):

$$\gamma = \sigma_u^2 / \sigma_\epsilon^2, \quad \sigma_\epsilon^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2 \quad (0 \leq \gamma \leq 1), \tag{12}$$

γ 反映了整个复合扰动项全部复合方差中技术无效率项所占的比例, 通过考察 γ 可判断 SFA 模型设定是否合适。 γ 接近于 0 时, 表明实际产出与最大可能产出的差距主要来自于不可控纯随机因素所造成的白噪声误差, 而没有必要采用 SFA 模型, 普通 OLS 即可实现对生产函数的估计; γ 越趋近于 1, 越说明误差主要来源于技术非效率项 u_i , 采用 SFA 模型也就越合适; 但当 $\gamma = 1$ 时, SFA 模型也就变成了确定性前沿生产函数模型, 不再存在随机冲击效应。

(二) 变量定义



根据上述分析思路和数据的可获得性，论文将微观农户层面上的主要投入产出指标、家庭禀赋特征指标确定如下。

1. 农户投入产出变量

(1) 产出变量 Y 。农户年内种植业经营总收入，主要包括所种植的粮食作物和经济作物⁴，单位为元。由于一些农户在所种植作物品种上存在差异，直接在产量层面上进行加总是不科学的，因此只有利用各品种的价格信息进行加总，即“价值量”表示，这也是大多数 IR 文献的处理方式。

(2) 投入变量 K 。农户年内在种植业经营上所投入物质费用数量，单位为元。这是指在直接生产过程中所消耗的各种农业生产资料的费用支出，但不包括其间所发生的与直接生产过程无关的期间费用。主要包括机械畜力作业、种子秧苗、化肥、农家肥、农膜、农药、水电灌溉、燃料动力、小农具购置修理费用和固定资产折旧等合计。正如厄尔·O. 黑迪和约翰·L 狄龙 (1991) 所指出的，农业领域内本质不同的资本产品没有共同的物质单位，必须在一定程度上进行适度综合，用价值量来衡量以便于计算。鉴于本文的研究目的和农业部 (1997) 等已有的大多数处理方式，本文采用物质费用这一指标进行综合。在求解 TFP 和 TE 时还可以减轻多重共线性的困扰。

(3) 投入变量 L 。农户年内在种植业经营上所投入的劳动投入数量，单位为“标准劳动日”。一个中等劳动力正常劳动 8 小时为一个标准劳动日，这包括生产过程中主要生产者（含其家庭成员）和雇佣工人直接劳动的天数。

(4) 投入变量 M 。对土地的利用为农业活动所独有，本文采用农户年内种植业总播种面积表示，单位为亩，这考虑到了复种指数因素的影响，在农业生产函数中比采用农户承包耕地面积更能体现人类对土地资源的利用效率。

(5) 农户农业劳动力人数 $Famer$ 。这是计算农户劳动生产率及其他相关指标时需要用到的变量，采用农户家庭从事农业活动的主要劳动力人数表示。

(6) 农户耕地面积 OP 。这是本文研究目的所对应的最重要变量，也是本文中农户规模所对应的概念，用农户年内实际投入生产（承包）的耕地面积来表示，单位为亩。类似于已有的 IR 研究文献，我们将其自然对数化后直接引入估计式，主要判定其估计系数符号及显著性程度。这实际上考察的是农户耕地规模与农户效率之间的非线性单调关系，当然对数化也可以缓解截面异方差的影响。

⁴ 粮食作物主要包括小麦、稻谷、玉米和大豆，经济作物主要包括棉花、油料、糖料、麻类和烟草作物等。

2. 农户家庭禀赋变量及相关理论假设

（1）劳均接受正规教育程度 Education。按照 Barro and Lee（1993）及常用的方法，采用劳动力在学校接受正规教育平均年数表示农户人力资本存量水平。这也更接近于人力资本的真实含义（陈钊和陆铭，2004）。按照中国实际学制，每个农户劳均受教育年限具体表示为：

$$\text{Education} = (0 \cdot H_0 + 6 \cdot H_1 + 9 \cdot H_2 + 12 \cdot H_3) / \text{Farmer}, \quad (13)$$

H_j 表示各农户劳动力中各文化层次人数， $j = 0, 1, 2, 3$ 分别表示文盲与半文盲、小学、初中和高中及以上文化程度。教育作为人力资本投资的最重要手段，无论是微观还是宏观角度，理论上一般都认为教育会通过其“内部效应”和“外部效应”对生产率、经济增长或收入增长做出显著贡献。但在实证中却经常发现受教育变量对生产率并没有起到积极作用（Temple, 2001），这经常被归结为人力资本的度量差异（Krueger and Lindahl, 2001），或不同受教育程度差异对生产率的作用相互抵消（或正或负）而产生（李静，2006）。

（2）非正规教育——技术培训。本文设置了技术培训虚拟变量来测度农户参加农业技术培训的效果，家庭劳动力中如果有人受过职业教育或技术培训则取 1，否则取 0。技术培训作为一种非正规教育手段，是人力资本投资的重要内容，对提高农户能力和经济价值具有重要的工具性作用，使其更加了解农业技术特点，掌握应用技术的能力。尤其农业是一个植物活体的生产过程，受自然气候和周围生态环境、基础设施条件的影响很大，对农业技术的掌握需要一个经过自然环境条件适应性调整和基础设施改良、“干中学”的过程。

（3）家庭背景——干部户。本文设置了以户主是否为国家干部职工户和乡、村干部户的虚拟变量来测度农户家庭背景对农户效率的影响，如果是则取为 1，不是则取为 0。干部身份通常与能力相关，往往只有能力更强的人才能被选为干部，这种能力与农户生产决策行为能力相关。但这又有可能与劳均受教育程度 Education 变量存在共线性，因此在估计之前我们讨论了两个变量的相关性，发现两者只存在弱相关性，所以对估计结果影响不大，特别是本文采取大样本的情况下影响更小。家庭背景变量除了表征个人能力外，更重要的是干部身份可以给农户带来“收入效应”⁵，即可以比普通农户获取更多可支配性资源 and 市场信息等，与上层机构和技术部门具有更多联系，以及更大的社会关系网络，这经常被认为是社会资本（Social Capital）的重要组成部分。但在农业比较效益较低的情况下，干部身份对农户效率还存在“替代

5 这里的“收入效应”和后面的“替代效应”加加注引号是作者为了与一般微观经济学中经典的收入效应和替代效应相区别，是作者本人为了更加清晰定义和方便阐述而设定，与一般微观经济学中 Slutsky 方程中的收入效应和替代效应没有联系。

效应”，即假定干部户偏好休闲和其他条件不变、效用最大化的条件下，干部户通常会比普通农户配置较少的时间和资源于农业经营活动，配置更多的时间到各种行政或其他事务上，干部户一般也会拥有更多的非农就业机会，从事农业经营的机会成本较高。这就是我们所指的对农户效率可能产生的“替代效应”。家庭背景因素对农户效率的总效应还取决于“收入效应”和“替代效应”的对比。

(4) 耕地细碎化程度 Land fragmentation。耕地细碎化耕种是我国人多地少的资源禀赋条件、家庭联产承包责任制下土地均分与双层经营体制的制度约束以及农地市场发育不完全的市场环境三者共同作用的结果。农户内部承包的耕地往往也呈细碎化分布，一般被分成几块，经常按质量好坏、位置远近搭配，以兼顾地力和位置的差异。耕地细碎化的最大不足就是使农户难以实现规模化经营，增加田埂和沟渠面积使很多具有不可分性特征的固定投入难以充分发挥作用，阻碍了先进机械设备和技术的推广，还难以有效控制大规模病虫害的发生。大部分研究都认为耕地细碎化耕种会带来效率的损失，如 Simons (1987)、Wan and Chen (2001) 等。但耕地细碎化往往又有利于传统农业中农户发挥其善于精耕细作的比较优势，吻合劳动力密集、土地稀缺的资源禀赋条件；此外，一般认为耕地细碎化为农户通过农地利用多样化、调整种植结构和促进多种经营提供了分散市场与自然风险的机会。耕地细碎化还可以有效缓解农业劳动力季节性供给不足 (Fenoaltea, 1976)。也有实证研究表明耕地细碎化不会对农户效率产生显著影响，如 Chavas *et al.* (2005)。本文以农户年末经营平均每块耕地面积来测度耕地细碎化程度，即 $Land\ fragmentation = OP / NO.$ ，单位为亩/块，其中 NO. 为农户年末耕地经营块数。

(5) 非农经营活动变量。农户时间配置中农业经营与非农活动时间配置之间存在着替代关系，但非农比较效益要高于农业，如果农户存在非农机会，那么他从事家庭经营会存在较高机会成本——非农就业报酬，人力资源最终流向报酬较高的行业，家庭经营中常出现季节性劳动供给和劳动时间投入不足，粗放经营。此外，这还会使农业技术在留守弱质农民群体中难以推广，不利于先进农业技术扩散。当然也有研究 (Hagglade *et al.*, 1989; Hazell and Hoggati, 1995; Goodwin and Mishra, 2004) 指出，非农活动可以看做是对农村信贷市场不完善的反应，非农活动的更多现金流可以外移农户总预算约束线，通过资金重新配置来刺激农业投资，改善农业生产条件。我们主要将非农经营活动视为农户对农业比较效益过低和农业劳动力供给过剩条件下的一种理性反应。本文采用农户家庭全年总收入中非农收入所占比重来测度这种影响，即 $Nonfarm\ share = 该年\ 非农\ 收入 / 家庭\ 总收入$ 。

(6) 市场化程度变量。农户的一个重要特征就是其不完全参与市场，以及其生产与消费的二元复合性质，没有完全融入市场交换之中，但作为社会

体系的一部分又不得不与其他经济体系发生交换关系。由于农村社区非市场的力量十分强大,许多交换还带有一种“道德经济”、“情感经济”的互惠和共享含义。但正如弗兰克·艾利思(2006)所指出的,农民与市场的关系是一个连续的压力空间,其从中承担风险并获得参与市场的好处,延伸到为生存规避风险而保留非市场的生产基础。总之,农户既是传统自然经济力量的主要维持者,但又不得不受到外来市场经济的冲击。本文采用农户每年种植业经营总收入中被出售部分所占的金额比重来度量这种影响,即 $\text{Market} = \frac{\text{该年出售产量总金额}}{Y}$ 。追求利润最大化作为企业的本质,市场化程度愈深的理性小农面对市场价格变化理应愈会精于成本收益计算以实现利润最大化的目标,可以预见农户市场化程度应该与成本利润率指标最为相关。但 Schultz (1964)也曾指出传统小农在其面临的特有约束条件下已经达到了最有效率的资源配置,即“贫穷而有效率”的假说,他的一个推论就是传统农业中农户效率应该是与市场化程度无关的。

(7) 银行信用可获得性。农村资本信贷市场发达与否是影响农户家庭经营效率的重要变量,因为他会影响农户预算约束线的位置,影响农户扩大经营规模及资本替代劳动的能力。但由于农户信贷的高交易成本、抵押品的缺乏及道德风险等,农村正规资本要素市场不发达,通常以小额信贷为主。一般对农户效率的研究中,该变量并没有作为一个显著变量引入,但在农户技术效率文献中都重点研究了该变量的作用,只是究竟会带来何种效应,目前尚无定论。例如 Battese and Broca (1997)对巴基斯坦农户的 SFA 估计中设置的信用哑变量给技术效率带来了显著负效应,但 Chavas *et al.* (2005)对哥伦比亚农户的 DEA-Tobit 两步估计中却存在显著正效应。类似于已有文献,本文将农户信用可获得性设置为虚拟变量,某农户如果该年度曾经获得银行或农信社的贷款,不论数额多少,都设置为 1,否则取 0。

(三) 数据说明

本文实证分析所用到的数据全部来自于农业部湖北省 15 个村级固定观察点 1999—2003 年所形成的年度统计数据,在剔除了有缺失数据、异常值和非连续观测⁶的农户以后,每年有 431 户农户、5 年共计 2 155 个样本所形成的微观面板数据 (Panel Data)。使用面板数据结构⁷和大样本的优势进行回归,不仅信息量丰富,还可以利用固定效应模型剔除许多不可控制的因素,如土地质量、农户不可观察的技能问题等,克服数据可获得性的难题;另外还可

⁶ 本文所使用的数据虽然为农户固定观测点数据,但官方在实地调查和操作过程中实际上往往会每年调整 10%—15% 左右的农户,以保证观测的充分代表性和动态性。

⁷ 衷心感谢姚洋老师的指正和中肯建议。

以缓解普通模型因为存在多重共线性和自相关所产生的压力；估计农户技术效率时采用面板数据尤其可以解决横截面数据估计的非一致性问题。⁸ 因为本文在具体估计各效率指标与农户耕地规模及家庭禀赋实证关系的过程中，采用的是面板数据双向固定效应方法（TWFE），这就要求各变量同时具有跨个体、跨年度的变化，否则系数将不显著。

整个湖北经济水平适中，主产粮、棉、油、生猪等农副产品，是我国重要的商品粮基地和老农业基地，地处我国中部、长江中游，承接东西，贯通南北，素有“九省通衢”之称，整个农村兼具东西农村的特点。其农业区域基本上处于亚热带，农业资源与劳动力资源比较丰富，但鄂西仍存在大量高山和贫困地区，15 个观察村都属于农区村，也就是说家庭经营以种植业为主，位于城市郊区的 2 个，其中 4 个平原村、7 个丘陵村、4 个山区村，在所在县，就经济发达程度而言，3 个居中等偏上、10 个居中等、2 个居中等偏下水平，其中有 2 个为当地县以上命名的小康村。所以，无论在区位选择还是经济意义上，本文所选的样本均具有典型意义。但这毕竟是局限于湖北省农村的微观实证，鉴于我国东西部农村经济发展差距较大的客观事实，本文的结论能否推广到东部沿海地区的农村应该采取一定的审慎态度。

本文对各农户效率指标估计采用的是面板数据双向固定效应模型，但在对农户技术效率进行估计时采用的是 SFA 一步法估计，对于式（7）、（8）和（9），直接采用成熟的 Frontier 4.1（Coelli, 1996）软件及其所包含的三阶段最大似然估计（Three Step Maximum Likelihood Estimation），因此我们引入了村级层面上的地理虚拟变量 D 来尽量控制那些不同地理位置间（村级层面上）不能够明确测度和反映的因素的影响，而对于那些双向固定效应模型则没有引入。另外，需要补充说明的是，在估计农户 TFP 和 TE 的式（4）和（7）时，本文分别采用湖北省农村居民消费价格指数和农业生产资料价格指数将变量 Y 和 K 对应折算成 1999 年为基期的不变价格。⁹

三、实证结果与讨论

（一）土地生产率与耕地规模的关系

农户土地生产率（Efficiency¹）与其耕地规模的关系是本文关注的重点，也是 IR 文献中所关注的内容。本文以土地“单产价值”来衡量土地生产率，

⁸ Schmidt and Sickles(1984)曾指出在采用横截面数据来研究技术效率和估计 SFA 模型时会存在以下问题：一是模型估计高度依赖于误差分布假设；二是独立性假设过于苛刻；三是技术效率估计具有不一致性。而上述困难，采用面板数据结构可以轻易解决。

⁹ 价格因素是在采用面板数据进行投入产出分析时必须面临的问题。精确地讲，各种产出及投入要素间价格变动存在着差异，应该区别对待，采用相对应的价格指数处理，但往往由于价格指数数据的限制而采取官方公布的“一篮子”物品的价格指数进行剔除。本文按照一般的处理方式采用农村居民消费价格指数和农业生产资料价格指数对应进行处理。

即 $Efficiency^1=Y/OP$ 。依照前文的分析步骤，利用式（2）作为基准模型对样本数据进行估计，估计结果参见表 1 中的第 2 列。实证表明以耕地“单产价值”衡量的农户效率与以耕地面积衡量的农户规模之间的负向关系（Inverse Relationship, IR）是存在的，显著性程度很高，力度也很大。这充分说明了样本中小农户的土地单产效率要远远高于大农户，即 IR 关系在以湖北为代表的中西部农业中同样存在。如果将其视为传统农业的一种特征的话，那么实证从 IR 角度说明了中国农业仍然具有传统农业的特征。

实证估计表明，单纯从农户土地单产效率角度来看，小农户相对于大农户确实享有土地生产率上的比较优势。从两种农业规模经营的区分来看，大农户并不一定具有经营单位总规模上的规模经济特征，小农户土地单产高的原因需要从另外的角度来寻找解释。如果从农业政策角度确保解决农业问题优先的政策目标出发，换句话说，如果政策目标仅仅定位于保障基本的粮食安全或食物安全，那么继续维持小农户发展战略是实现这种政策目标的有效途径，并不需要考虑农场的合并或者扩大农户耕地规模的问题。也就是说家庭联产承包责任制下的小农户相对于其他制度安排下的大农户发展战略享有土地生产率上的效率优势，使得其在当前时代背景下仍然具有存在的必要性和合理性，维持土地均分的家庭联产承包责任制仍然是满足食物需求刚性增长、确保粮食安全的一种有效制度安排，在未来相当长的一段时期内也是完成工业化与城市化之前符合我国特定资源禀赋条件的一种制度安排。

（二）劳动生产率与耕地规模的关系

从土地要素的角度考察农户效率与耕地规模之间的关系具有重要意义，尤其对中国这样一个人多地少的特定资源禀赋条件的发展中大国而言，依靠提高土地单产确保食物安全始终是农业政策的重点内容。但随着城乡居民收入的大幅增长，不仅其消费支出中食物支出份额在下降，而且食物消费结构也正经历着由植物纤维为主向兼重动物脂肪及高蛋白转变，居民消费结构的转变迫切要求农业生产结构也发生相应转变，特别是食品安全¹⁰问题日益突出。其实，以确保增加农产品产量为主导的农业政策和以增加农民收入为核心的农民政策并非完全是内在统一的，无论是农业生产结构朝着更符合比较优势的畜禽、水、园艺等劳动密集型农产品转变，还是大规模转移农村劳动力以转变城乡就业结构，千方百计增加农民收入，从根本上还依赖于农业劳动生产率的提高。因此，在新的时代背景下深入考察农户劳动生产率与耕地规模的

10 本文中食物安全是从整个国民经济发展角度出发，农业部门为整个国民经济所能提供的农产品数量能否适应国民经济发展的需要，特别对于我们这样一个曾遭受大饥荒的国家而言，它更多地与能否解决居民温饱问题相关，又经常被称为粮食安全问题。食品安全是从居民生活质量和消费水平角度出发，农业部门为城乡居民所能提供的农产品质量能否保证居民身心健康及营养需要，它更多地与能否保证居民的健康问题相关，经常也被称为农产品质量安全问题。

关系同样具有重要的政策含义。

我们分别构造了两个劳动生产率指标来检验其与耕地规模的关系，以夯实实证基础。首先是基于农户实际劳动投入用工数量的劳动生产率（Efficiency²），即农户劳动用工生产率 $\text{Efficiency}^2=Y/L$ ；其次是基于农户劳动力数量的劳动生产率（Efficiency³），即农户劳动力生产率 $\text{Efficiency}^3=Y/\text{Farmer}$ 。这样就更能全面反映受激励因素影响的劳动投入实际使用程度和基于人本思想的微观个体的实际生产率的综合考量，利用式（2）的估计结果分别参见表 1 中的第 3、4 列。实证表明，无论是农户“劳动实际用工平均产出价值”还是“劳动力平均产出价值”，用劳动生产率来衡量的农户效率与其耕地规模之间存在着高度显著的正向关系（Positive Relationship, PR），其中尤其以农户劳动力数量衡量的“劳动力平均产出价值（Efficiency³）”正向关系力度更加突出、明显。

表 1 各农户效率指标与农户耕地规模、家庭禀赋的实证关系

	Efficiency ¹	Efficiency ²	Efficiency ³	Efficiency ⁴	Efficiency ⁵
C	985.478 *** (46.147)	16.164 *** (1.406)	698.044 *** (84.166)	-0.104 (0.065)	3.499 *** (0.518)
ln(OP)	-235.463 *** (24.812)	2.251 *** (0.756)	483.128 *** (45.232)	0.136 *** (0.035)	0.117 (0.279)
劳动均受教育程度	6.391 (4.807)	-0.440 *** (0.147)	14.837 * (8.769)	0.001 (0.007)	0.071 (0.054)
技术培训变量	105.195 *** (34.822)	2.457 ** (1.061)	102.065 * (63.477)	0.235 *** (0.049)	2.228 *** (0.391)
家庭背景变量	-32.874 (41.524)	-0.266 (1.266)	-87.031 (75.695)	-0.0002 (0.059)	0.246 (0.466)
耕地细碎化程度	-12.061 ** (6.082)	-0.631 *** (0.185)	-137.392 *** (11.088)	-0.042 *** (0.009)	-0.124 * (0.068)
非农经营活动变量	-203.272 *** (37.680)	-2.198 * (1.148)	-425.594 *** (68.696)	-0.163 *** (0.053)	-0.892 ** (0.423)
市场化程度变量	-51.480 *** (13.296)	-0.782 * (0.405)	-80.694 *** (24.238)	-0.063 *** (0.019)	-0.586 *** (0.149)
信用可获得性变量	-44.794 (47.941)	0.481 (1.461)	27.897 (87.393)	-0.011 (0.068)	0.720 (0.538)
Log-likelihood	-15097.80	-7575.20	-16384.01	-957.95	-5422.61
Adjusted R ²	0.437	0.401	0.656	0.465	0.267
F-statistic	4.778 ***	4.259 ***	10.279 ***	5.227 ***	2.779 ***

注：*、**、*** 表示变量的 *t* 检验值分别通过在 10%、5% 和 1% 水平下的显著性检验，() 内为标准误。
资料来源：作者根据农业部湖北省 1999—2003 年农村固定观察点资料测算。

从农户劳动生产率或提高农民收入角度来看，大农户相对于小农户享有劳动生产率方面的比较优势。从两种农业规模经营的区分来看，大农户具有人均产出上的优势，这可能是因为耕地规模大的农户，其人均耕地面积也大，因此劳动生产率高。所以，如果从农民政策角度以提高农民收入为核心的政策目标出发的话，解决“农民问题”的有效途径是实施一种大农户发展战略，这依赖于大规模转移农村剩余劳动力，减少农民数量，从而提高人均耕地面

积。当然，在我国特有的资源禀赋条件下，这又依赖于整个国民经济的工业化、城市化进程及农村社会保障体系的建立。因此大力发展劳动吸收能力强的产业、确保就业优先理应成为整个宏观经济政策的主要考虑。这里的一个引申含义就是农户人均耕地规模过小是我国农村居民收入过低的重要原因。但是不顾整个国民经济发展的程度与阶段，盲目实施大农户发展战略也可能会危及农村社会的公平正义，导致贫富分化。结合土地生产率的 IR 关系来看，现阶段继续维持家庭联产承包责任制有其合理性。但是，在一些经济发达地区率先探索各种农地流转的新形式、鼓励和支持农户间自愿进行各种转包、转让及互换等流转方式，不仅非常必要而且完全正确，也必将成为未来乡土中国的重要发展方向。

农户劳动生产率与耕地规模之间的正向关系（PR）实际上为土地生产率与耕地规模之间负向关系（IR）的一种解释提供了实证证据，即小农户相对于大农户在单位土地面积上投入了更多的劳动。在缺乏非农就业机会或生产要素市场二元分割的条件下，小农户往往倾向于投入过多的自有劳动来对其他要素进行替代，以使单位土地上的产出最大化。因为此时不能按照劳动力市场进行定价的农户自有劳动机会成本很低，但是其面临的土地和资本要素价格却相对较高，特别是家庭劳动更容易与各种农业可变投入形成互补性，传统农业中更容易形成精耕细作的特点以提高土地利用强度。与此对应的是，农业生产存在对劳动进行监督和计量的天然性困难，随着农户规模的扩大和雇佣劳动力的增加，不仅监督成本、管理费用上升，而且必须要在劳动力市场上按照新古典法则支付工资。再者，大农户相对小农户也更容易接近正规信用渠道。所以总的来看，大农户往往倾向于使用更多农业机械来对劳动进行替代，土地利用强度较低，而小农户则更容易形成“过密型”和“内卷型”农业。本文实证研究中土地生产率和耕地规模之间负向关系（IR）与劳动生产率和耕地规模之间正向关系（PR）并存的结果表明，小农户劳动投入强度高的论点对于解释 IR 关系是站得住脚的。恰恰因为中国当前的资源禀赋特征是劳动力要素丰裕、土地和资本要素稀缺，所以从整个社会价格而非私人价格角度出发，小农户的社会效率显然要高于大农户，这也是当前家庭联产承包责任制得以维系的重要原因。但随着资本积累的日益完成，要素禀赋结构逐渐升级和动态比较优势发生变化，农户耕地规模的逐步扩大将成为未来中国比较优势发生变化的重要结果。

（三）成本利润率与耕地规模的关系

过去经济学中常将农民定义为“落后的”、“传统的”甚至“愚昧的”，或者还包括一些“道德小农”、“情感小农”的认识等，因此一般认为农民经济行为是非理性的，不会对价格变动或市场机会做出反应。但 Schultz（1964）颠覆了这一传统，他认为农民和其他经济主体一样，有着其目标函数及特殊

的约束条件，在其自身特定约束条件下已经实现了资源配置的最优化，舒尔茨关于传统农业“贫穷而有效率”的假说对农业经济学发展产生了深远影响。“理性小农”假设将利润最大化生产动机加到了农民身上，那么其会精于成本收益计算，并可能对市场价格变化做出反应。因此本文在土地生产率和劳动生产率的基础上继续考察农户成本利润率与其耕地规模的关系，也就是说小农户与大农户在利润最大化动机及理性行为上是否存在差别。由于前文已经证明，大农户与小农户在面对各自的劳动力成本差异时会产生经济决策行为的差别，而且因为小农户自有劳动的机会成本很低，劳动力要素市场因素在解释 IR 和 PR 关系的并存性时具有很强的解释力。所以，我们构造了两个成本利润率指标对大、小农户在劳动力成本上的差异进行了区分，以便进一步为这种劳动力要素市场的解释提供佐证。这两个指标分别为包含了农户劳动力投入成本的成本利润率指标(Efficiency⁴)， $Efficiency^4 = (Y - K - L \cdot P_L) / (K + L \cdot P_L)$ ， P_L 为劳动力价格，采用湖北省该年度农村劳动用工日工价（标准劳动力）计算；以及不包含劳动力成本的成本利润率指标(Efficiency⁵)， $Efficiency^5 = (Y - K) / K$ 。

利用式（2）得到的实证估计结果分别参见表 1 中的第 5 列和第 6 列，实证表明是否考虑劳动力成本的成本利润率与耕地规模的关系表现截然不同。从我们计算的包含劳动力成本的农户成本利润率指标来看，绝大多数农户的成本利润率实际上为负值，也就是说从完整的会计成本核算角度，绝大多数农户的经营长期处于亏损或濒于破产状态。而且，从表 1 第 5 列可以清楚地看出包含农户劳动力成本的全面成本利润率与其耕地规模之间存在着显著的正向（PR）关系，虽然系数力度不大，但是高度显著。与此相反，从我们计算的不包含劳动力成本的农户成本利润率指标来看，农户成本利润率基本上都为正值，即长期处于盈利状态。而这种不包含劳动力成本的农户成本利润率指标同时也是规模无关的（Unrelated），从表 1 第 6 列中 ln(OP)的表现可以清楚地看出，大农户和小农户并不存在成本利润率上的明显差别。

综合表 1 第 5 列和第 6 列来看，在考虑劳动力成本的情况下，大农户在成本利润率上享有相对于小农户一定程度上的比较优势；在不考虑劳动力成本的情况下，成本利润率基本上与农户耕地规模无关。根据本文对劳动力要素价格 P_L 的定义，在假定大、小农户面临相同劳动力价格的要素市场条件下，即都以当年湖北省平均农村劳动用工日工价定价，而不考虑非农就业机会差异导致自有劳动机会成本差异的情况下，大农户的成本利润率在一定程度上要显著高于小农户；而在单纯对物质费用表示的资本要素投入的使用上，大、小农户并不存在成本收益计算的差别。这再次证明了前文的判断，在全面考虑农户经营成本即考虑农民自有劳动力成本的条件下，小农户成本利润率没有大农户高，而且基本为负值（亏损）。因此，这可能意味着小农户在经营过程中确实存在着不计自身劳动力成本的“自我剥削倾向”，过度投入自身

劳动力来对其他生产要素进行替代，形成劳动力要素的“过密化”。而大、小农户两者在单纯对资本要素的使用上并不存在成本利润率的差别。

本文的实证研究并没有证伪“理性小农”假设，而恰恰进一步证实了其存在性。因为，无论大、小农户都在努力实现其目标函数，或都有着利润最大化的追求，只是因为两者所面临的约束条件不同，才产生了经济决策（行为）的差异。尤其是两者在面临要素成本（特别是劳动力成本）上的差异影响甚大。正因为是“理性小农”，才使得其面对不同的经济环境（约束条件）时做出了不同的调整和反应，产生了不同的经济后果。不过需要补充说明的是，从估计系数的大小来看，系数值的力度都不是很大。

（四）全要素生产率与耕地规模的关系

单要素生产率指标有着其重要的政策意义，但是它往往只能反映某种生产要素对产出的作用及变化情况，例如农户土地生产率与劳动生产率在各自对耕地规模的估计时就得出了不一致（PR 关系与 IR 关系并存）的结论。正因为农业生产过程需要同时使用多种生产要素，一般情况下各种要素之间可以相互替代，而要素价格会反映各自的稀缺性，特别是当外部市场要素价格变化时农户会做出主动响应，例如上文就提到了小农户倾向于过度使用自有劳动来对其他要素进行替代。这种情况下需要一个能全面反映生产过程中要素综合使用情况的指标来反映农户效率，在经济学中一般采用全要素生产率指标，即总产出与加权要素投入之比率。依照前文的分析步骤，本文首先通过面板数据双向固定效应模型来估计农户生产函数（式（3）和式（4））的各要素产出弹性，并求解出 TFP（式（5）），然后再估计式（2）和式（6），来考察农户全要素生产率与其耕地规模的关系。

从实证估计出的各生产要素投入产出弹性来看（表 2 第 2 列），以播种面积表征的土地要素产出弹性最大，其次是以物质费用表征的资本要素的产出弹性，劳动投入要素的产出弹性最小，并存在一定程度的技术进步现象。这与对中国农业资源禀赋特征的一般观察相一致，即土地是农业生产中最为稀缺的生产要素，资本投入在农业发展过程中也扮演了重要角色（Wu, 2005），只有劳动力最为充裕，生产弹性值也最小，但是还没有出现所谓的“内卷化”迹象。从规模报酬系数 RTS 来看，Wald 约束检验表明 $RTS=1$ 的原假设并不能被拒绝，这为一般经济学意义上农业规模报酬不变的论点提供了证据。

利用式（2）和式（6）来估计农户全要素生产率与其耕地规模及家庭禀赋实证关系的结果可以参见表 2 第 4 列。从中虽然可以初步判断出农户全要素生产率与耕地规模之间可能存在一定程度的负向关系，但是这种负相关关系高度不显著，力度也较小。所以，本文认为农户全要素生产率与其耕地规模基本无关（Unrelated），即大、小农户在综合利用土地、劳动和资本等要素投入方面并不存在明显的效率差异，不存在负向（IR）或正向（PR）关系的

问题。考虑到全要素生产率的经济学含义，这实际上与前文实证估计出的农户耕地规模与土地生产率的 IR 关系以及 与劳动生产率的 PR 关系的结论是一致的，因为各生产要素在一定程度上的相互替代性，使得大小农户在全要素生产率上并不存在显著差别。

表 2 农户全要素生产率估计及其与耕地规模、家庭禀赋的实证关系

农户生产函数估计	系数及显著性	各外生性变量	T FP	Efficiency ⁶
$\ln A_0$	4.173 *** (0.157)	C	72.903 *** (3.812)	5 061.119 *** (540.708)
α_K	0.299 *** (0.021)	$\ln(OP)$	- 1.776 (2.049)	- 270.851 (290.581)
α_L	0.106 *** (0.024)	劳均受教育程度	0.614 (0.397)	25.634 (56.332)
α_M	0.552 *** (0.032)	技术培训变量	18.504 *** (2.876)	- 184.865 (407.794)
η	0.024 *** (0.006)	家庭背景变量	- 1.073 (3.430)	861.379 * (486.283)
$RTS=\alpha_K+\alpha_L+\alpha_M$	0.957	耕地细碎化程度	- 0.953 * (0.502)	- 72.566 (71.232)
Wald Test ($H_0: RTS=1$)	2.004 不能拒绝	非农经营活动变量	- 12.444 *** (3.112)	357.163 (441.323)
α_K^*	0.312	市场化程度变量	- 7.664 *** (1.098)	152.519 (155.713)
α_L^*	0.111	信用可获得性变量	- 4.921 (3.960)	2 325.498 *** (561.437)
α_M^*	0.576			
Log-likelihood	- 830.486	Log-likelihood	- 9723.653	- 20390.630
Adjusted- R^2	0.826	Adjusted- R^2	0.256	0.482
F-statistic	24.513 ***	F-statistic	2.679 ***	5.536 ***

注：*、**、*** 表示变量的 t 检验值分别通过在 10%、5% 和 1% 水平下的显著性检验，() 内为标准误。

资料来源：作者根据农业部湖北省 1999—2003 年农村固定观察点资料测算。

(五) 技术效率与耕地规模的关系

农户技术效率反映的是农户能够在多大程度上运用现有前沿技术达到最大产出的能力，也是时下衡量效率最为常用的指标之一，综合反映了现有前沿技术的普及和应用程度。本文突破传统“两步法”估计，在 SFA 实证框架内采用 Battese-Coelli (1995) 模型，利用式 (7)、(8) 和 (9) 对农户技术效率与耕地规模、家庭禀赋等各外生性因素的关系进行“一步法”估计。相对于传统“两步法”估计，只有“一步法”参数估计才是有效和无偏的，实证结果参见表 3。

表 3 农户技术效率与耕地规模、家庭禀赋实证关系的随机前沿生产函数估计

前沿生产函数	估计系数	<i>t</i> 检验值	技术无效率函数	估计系数	<i>t</i> 检验值
$\ln A_0$	3.995 *** (0.141)	28.264	C	-7.227 *** (0.892)	-8.102
α_K	0.263 *** (0.015)	17.132	$\ln(OP)$	0.018 (0.133)	0.138
α_L	0.107 *** (0.018)	6.032	劳均受教育程度	-0.345 *** (0.034)	-10.068
α_M	0.634 *** (0.022)	29.151	技术培训变量	-2.437 *** (0.515)	-4.735
η	0.037 *** (0.005)	7.636	家庭背景变量	0.772 *** (0.139)	5.559
σ^2	2.769 *** (0.345)	8.026	耕地细碎化程度	0.034 * (0.023)	1.493
γ	0.966 *** (0.005)	188.906	非农经营活动变量	0.169 (0.204)	0.828
TE	0.786		市场化程度变量	0.662 *** (0.087)	7.583
Log-likelihood	-1109.321		信用可获得性变量	-0.539 * (0.416)	-1.295
LR Test	354.540				

注：*、**、*** 表示变量的 *t* 检验值分别通过在 10%、5% 和 1% 水平下的显著性检验；通常认为 LR 统计量渐近服从卡方或混合卡方分布；与一般估计方程不同，本技术效率方程中系数负号表示各外生性变量对技术效率有正影响，正号表示各外生性变量对技术效率有负影响；() 内为标准误。

资料来源：同表 1。

从生产函数的估计结果（表 3 第 2 列）来看，采用 SFA 模型与前文估计 TFP 时所采用平均生产函数模型的估计结果基本上一致。各生产要素产出弹性中，土地要素的产出弹性最大，其次是资本投入要素，劳动力要素的产出弹性最小，同样存在一定程度的技术进步现象。RTS (RTS=1.004) 系数也没有表现出规模报酬递增或递减的迹象，基本上表现出规模报酬不变的性质。从两个模型的对比来看，前文中关于农户生产函数的讨论是稳健 (Robust) 的。不过，从复合方差中技术无效率项所占的比例 $\gamma(\gamma=0.966)$ 来看，技术非效率项所占的比重较大，采用 SFA 模型在一定程度上要优于一般的平均生产函数设定，但是从估计结果的对比来看，这些并不会影响到我们前文中所得出的结论。

从技术无效率函数中可以看出，农户技术效率与其耕地规模之间的关系和全要素生产率的表现基本一致，即它们之间可能存在一定程度的负向关系，但这种负向关系高度不显著，力度也较小。因此本文认为农户技术效率与其耕地规模基本上是无关系的 (Unrelated)，即大、小农户在对农业前沿技术的利用和实现最大潜在可能产出的能力上并不存在显著差异。一般而言，以机械动力变革为代表的农业机械型技术进步倾向于对劳动要素进行替代，是资本密集型的，因为其不可分性产生的规模偏向特征会对农户耕地规模提出一定要求，不过正如弗兰克·艾利思 (2006) 所指出的，其净效益更多的是要素

替代效应而非生产率效应；以育种技术变革为代表的农业生物良种技术作为一种纯粹的技术进步，是可变投入密集型和规模中性的，其本身和互补性投入都可以无限细分，不会对农户耕地规模提出要求，但尤其需要劳动投入，其净效益更多的是生产率效应而非要素替代效应；以化学技术变革为代表的农业化学型技术进步则倾向于对土地进行替代以提高土地生产率，其同样不会对农户耕地规模产生要求，是规模中性的，当然它需要注意的是其面源污染问题。总的来看，速水佑次郎和拉坦（2000）就曾认为现代农业技术更多趋于中性，规模变量不会成为一个有效变量进入决策系统；Khanana（2001）的实证也表明简单农业技术扩散与耕地面积没有显著关系，但复杂（如机械型）农业技术的采纳和扩散则与农户规模呈明显正相关关系。此外，前文 IR 关系的存在性表明，湖北农户仍然存在一定传统农业的特征，对于一些传统农业技术精华，如多种农作物轮作、综合经营和水旱结合等成熟普及型技术，小农户更善于发挥其精耕细作和自有劳动力机会成本低的比较优势，过度投入劳动力，尽可能地实现最大潜在产出水平。总的来看，以耕地规模衡量的大、小农户在农业技术效率上并不存在显著差异，农户技术效率是规模无关的。

（六）农户效率与家庭禀赋的关系

从农户家庭禀赋与各效率指标的实证估计（表 1、表 2 和表 3）来看。劳均受教育程度变量对农户土地生产率、劳动力生产率、成本利润率、TFP 和 TE 各效率指标基本都产生了正面作用，其中对土地生产率、成本利润率和 TFP 的这种正面作用是不显著的，但该变量却对以劳动实际用工衡量的劳动生产率指标产生了显著负效应。所以，总的来看劳均受正规教育变量与各效率指标的关系表现得并不是很稳健，出现正向关系不明显甚至为负的这一与正统经济学理论预期不一致的“悖论”。在以往实证研究中如 Battese and Coelli（1995）、Temple（2001）和李静（2006）等也发现了这种现象，已有研究大多将这种现象归结为人力资本度量上的差异、教育变量内部不同受教育程度对生产率作用的差异（或正或负）而出现相互抵消等原因。结合非农经营活动变量的表现来看，本文初步认为可能还存在另一种解释，即与整个农业发展处于转型期，被动受到外部经济环境剧烈变化影响的历史背景有关，除了农村劳动力本身普遍以文盲、半文盲为主外，受教育程度较高的农村劳动力也往往倾向于向城市和非农产业大规模转移，整个农村劳动力素质呈结构性下降趋势。

作为农民接受再教育的主要手段，农业技术培训变量给农户各效率指标均带来了显著正效应，而且力度较大。正如前文所强调的，农业作为一个生物生产过程，对象是有生命的动植物活体，技术模仿与扩散不像工业那样简单，特别是农业技术在国际间、地区间转移时，受生态环境和要素禀赋条件

的限制,并不能直接转移,往往需要自然环境条件的适应性改良和基础设施等互补性投入的配套建设等。实证中农业技术培训变量的显著正向作用再次证明,开展农业技术培训可以提高农民掌握、应用技术和家庭经营的能力,应当成为农民接受教育的主要形式。而其作为人力资本投资的重要内容,同样具有所谓“内部效应”和“外部效应”,可以有效提高农户效率。

采用农户干部身份标示的家庭背景变量给各农户效率指标均带来了一定程度的负效应,但除了技术效率外,这种负效应都不显著。该变量对技术效率产生的显著负效应可以通过干部户在家庭内部的时间和资源配置上面临的替代效应来解释,干部户的大多数时间和精力被配置到各种村庄事务的管理上,对自身的农业经营往往无暇顾及。而且基层干部与上层联系紧密,掌握着更多可支配性资源及其他非农就业信息等,在转型期特别容易滋生腐败和寻租行为,例如控制集体企业,转让土地,决定对果园、鱼塘等集体资产的承包等,相对于庞大的租金来源及各种非农就业机会而言,农业的比较效益很低,这意味着其从事农业经营的机会成本非常高,以致技术效率非常低。

与绝大多数研究对耕地细碎化耕种的认识一致,本文的实证研究充分证明了耕地细碎化变量会对农户效率产生显著负效应。一般认为,耕地的细碎化耕种使得许多具有不可分性特征的固定投入难以充分发挥作用,从而难以获取规模效益 (Wan and Chen, 2001);通过增加田埂、沟渠用地而降低了农地的有效利用水平 (Zhang *et al.*, 1997),以及难以有效控制大规模病虫害的发生、扩散等,从而导致农户效率上的损失。

同样,农户所从事的非农经营活动不利于农业效率的提高,实证中农户非农经营活动变量对各农户效率指标均产生了显著的负效应。这显然是农户在农业和非农活动之间配置资源 (不仅是数量更涉及质量)以追求家庭收益极大化的结果。由于农业和非农就业之间存在着明显的劳动报酬率差异 (李实, 2003),理性农民 (Schultz, 1964)在面临更优选择时,会毫不犹豫地做出有利于自己的理性选择,以使效用最大化。在农业比较效益过低和对其进行有效“反哺”的机制尚未建立的情况下,农业资源是净外流的,包括农村大量高素质青壮年劳动力的转移等,这些都使得农业经营相对粗放,从而给农业效率带来损害。

然而,以农户种植业经营总收入中销售金额所占比重来衡量的农户市场化程度变量同样给各效率指标带来了显著负效应,这似乎与一般的理论预期也不大一致。市场化变量的负效应可能与样本中农户仍然具有传统农业的维生性质有关,其仅部分地参与本不完善的投入产出市场,具有生产与消费复合的二元经济性质,为规避风险而保留了非市场的生产基础。但是它也并非一个“孤立国”,始终是更大经济体系的一部分,因为存在交换关系而面临市场的压力,尤其是在经济和社会大转型过程中不得不动地接受外来市场经济的冲击,从而产生维生与利润最大化动机的重合。这种传统农民向现代农

民的过渡性质使得市场化变量对农户效率指标的作用均显著为负。

银行信用可获得性变量除了给农户技术效率指标带来了较显著的正效应以外，在其他农户效率指标估计中都没有能够显著地进入模型系统，这与已有的大多数文献的结论是一致的。该哑变量对农户技术效率产生了较为显著的正效应，这与 Chavas *et al.*（2005）的研究结论相一致。

（七）包括非农收入在内的农户效率的讨论¹¹

本文的重点在于讨论农户农业效率与其耕地规模及家庭禀赋的关系，在一种更为宽阔的视野内全面讨论 IR 文献中的所谓负向关系，并得出了一些重要结论。但是，在非农收入已经成为农民收入增长主要来源的时代背景下，将农户收入及相应政策目标单纯限定于农业收入可能会失之偏颇，这在上文非农经营活动变量对农户各效率指标的负效应中已经初步得到了反映。作为补充，我们进一步考察了包括非农收入在内的农户总收入效率指标与其耕地规模及家庭禀赋的关系。为此，本文初步构造了一个可以反映农户总收入的效率指标 $Efficiency^6$ ， $Efficiency^6 = \text{农户总收入} / \text{农户家庭劳动力}$ ，这同样是一个劳动生产率指标，可以初步反映出农户总体收入的效率状况¹²，其中农户总收入为其非农收入与农业收入之和，农户家庭劳动力为其从事农业劳动力与非农产业劳动力之和，并且同样采用双向固定效应模型对式（2）进行估计，实证结果可以参见表 2 第 5 列。

实证结果尤其是家庭禀赋变量的许多实证结果印证了前文的许多判断。第一，农户耕地规模变量的作用高度不显著，虽然负系数很大，但该效率指标表现出耕地规模无关（Unrelated）的特征，这对包括了农户非农收入在内的总效率指标而言并不难被理解。第二，与对各农业效率指标的作用不同，反映农户农业技术培训作用的技术培训变量也变得不再显著，农业技术培训对农户总收入效率的提升并不会产生多大作用。当然，与前文类似，劳均受教育程度变量的作用仍不显著，这可能与人力资本变量的不合适加总有关。第三，以干部身份标示的家庭背景变量对农户总收入效率指标产生了显著正效应，力度也很大，这应该与前文所提到的干部户掌握着更多的可支配资源、非农就业和寻租机会有关，而其农业收入占总收入的比重较低。第四，农户耕地细碎化、市场化程度和非农经营活动变量原来对各农业效率指标的显著负效应，在对农户总收入效率指标的估计中都变得不再显著，基本上都体现出无关的性质。其中市场化程度和非农经营活动变量的系数为正，力度较大，我们预期随着非农收入比重的不断提高，非农经营活动变量将可能变成最重

¹¹ 这一点来自于一位匿名审稿人的中肯批评和建议，对此表示衷心感谢。
¹² 当然，另一个重要原因就是，在构造包括非农收入的农户总收入效率指标时，局限于数据的可得性和实际操作的可行性，其他相关的效率指标并不那么容易被构造。

要和最显著的变量，而市场化程度变量的显著性也会得到明显提高。第五，与前文估计中银行信用可获得性变量均没有能够显著地进入模型系统不同，该变量给农户总收入效率指标带来了高度显著而且力度极大的正效应，这应该与农户出于比较利益的差异，将所获融资更多地投放到非农产业项目上有关，而农业资源是净流出的，融资能力非常有限。总之，上述家庭禀赋变量与农户总收入效率指标回归时表现出的与各农业效率指标截然不同的性质，并不难理解，这可能都与农户总收入中非农收入所占比例的持续增大、农业与非农产业比较利益的显著差异有关，是农户在两者之间配置资源以追求家庭收益极大化的结果。

四、结论性述评

本文以来自 1999—2003 年湖北省农户微观面板数据的实证，从农户土地生产率、劳动生产率、成本利润率、全要素生产率和技术效率的角度，全方位、多角度地检视了农户效率与农户规模的关系。这不仅弥补了以往 IR 关系研究中往往只从单产角度进行考察可能产生的偏颇，为该方面的研究提供了一个新视角，而且丰富了该领域内以中国农村为案例的实证研究。本文还从农户家庭禀赋角度对影响农户效率的各外生性因素进行了深入分析，力图得出一些有意义的结论。因为局限于湖北省农村的微观数据，具有较强的地域性色彩，所以对一些结论在引申到东部发达地区农村时应采取审慎态度。由于采用的是 1999—2003 年的数据，可能会因为数据上的某种陈旧性而受到批评，但我们坚持认为本文的根本目的在于说明和解释问题，验证假说，实证只要能够充分说明问题即可。

本文的基本结论可以归纳为：从全面的农户效率指标与农户规模的关系来看，土地生产率与耕地规模是负相关的；无论是用农户实际劳动用工生产率还是用劳动力生产率表征的劳动生产率都与耕地规模呈正相关关系；包含劳动力成本的全面成本利润率与耕地规模存在显著正相关关系，但不包含劳动力成本的利润率是规模无关的；反映农户全面综合利用农业资源效率的全要素生产率和采用农业前沿技术以达到最大潜在可能产出能力的技术效率都与耕地规模呈现出无关的性质；当然，考虑非农收入的农户总收入效率指标与耕地规模也是无关的。从两种农业规模经营的区分来看，本文对土地生产率、成本利润率、全要素生产率与农户耕地规模关系的讨论，实际上解释的是经营单位总规模与规模经济之间的关系；对劳动力生产率、劳动用工生产率与农户耕地规模关系的讨论，实际上解释的则是人均耕地规模与农业劳动力利用之间的关系。这种全面效率指标的综合考察表明，小农户在缺乏非农就业机会和二元分割的生产要素市场条件下，自有劳动力机会成本较低，确实确实存在着一种不计自身劳动力成本的“自我剥削倾向”，过度投入自身

劳动力来对其他要素进行替代，形成了土地生产率和耕地规模的 IR 关系与劳动生产率和耕地规模的 PR 关系并存的现象，导致是否包括劳动力成本的成本利润率指标表现也不相同。不过，大、小农户在其他效率指标上并不存在显著差异。总的来看，小农户是否真的享有相对于大农户效率上的比较优势取决于整个政策导向上需要优先考虑的政策目标。

因此，从农户耕地规模的角度来看，到底是实行大农户还是小农户发展战略，取决于我们优先考虑的政策目标。从保证食品安全、确保农产品有效供给的农业政策角度出发，小农户相对于大农户享有土地生产率上的比较优势，家庭联产承包责任制仍然是有效的制度安排，与我国人多地少的农业资源禀赋也比较吻合，社会效率较高。因此要坚持稳定和完善农业基本经营制度，切实稳定农村土地承包关系，依法维护农民承包土地的各项权利。但是，从提高劳动生产率、促进农民增收，以及全面提高农业经济效益的角度出发，从农民政策视角来看，大农户相对于小农户享有劳动生产率和全面成本利润率上的比较优势，私人效率较高。当然实施大农户发展战略的前提是转变城乡就业结构和资源禀赋结构升级，这依赖于工业化、城市化进程整体的进展。然而，在稳定农业基本经营制度的同时，健全农地承包经营权流转市场，鼓励在一些经济发达地区率先探索、试验各种农地流转新形式，不仅非常必要而且完全正确，因为这毕竟是未来乡土中国的重要发展方向。从全面的农业资源使用效率（TFP）和先进农业技术的采纳能力（TE）来看，所谓负向（IR）关系也并不存在，大、小农户在全面组合配置资源的综合效率和采用前沿技术以达到最大潜在可能产出的技术效率方面并不存在显著差别，它们是与耕地规模无关的，而没有考虑劳动力成本的成本利润率也是如此，表现出规模无关的性质。

同样是在局部均衡分析的前提下，人力资本投资的主要形式在正规教育和技术培训中的表现并不相同，其中劳均受正规教育变量不是很稳健，并不能得出可靠的结论，农业技术培训变量则对农户各效率指标产生了显著的正作用，理应成为对农民投资的主要形式；以干部身份标示的农户家庭背景变量基本上对各效率指标带来了一定程度的负效应，这可能与干部户从事农业经营面临较高的机会成本有关；耕地细碎化变量也基本都对各农户效率指标产生了显著负效应，这与一般研究结论相一致，即耕地的细碎化耕种会产生效率的损失；农户从事非农经营活动变量给各效率指标都带来了显著而且很强的负效应，这显然是因为农业与非农产业比较利益差别过大，农户在两者之间配置资源和时间以追求家庭收益最大化的结果；农户市场化程度变量基本都对各效率指标产生了较显著的负面影响，这可能与农户具有维生和利润最大化的双重动机、由传统农民向现代农民的过渡性质有关；农户信用可获得性变量除了对技术效率产生较显著的正效应外，基本上没有能够对其他效率指标产生显著作用。总之，通过观察这些外生性变量的表现，在广大农村

地区通过各种工具性手段来建设现代农业、培育现代农民以提高农业效率的潜力非常巨大,可以妥善加以利用。

不过,本文对各家庭禀赋变量的上述讨论都是在没有考虑农户非农收入的框架内进行的。作为补充,本文在对包括非农收入在内的农户总收入效率指标的讨论中,发现各家庭禀赋变量对农户总效率的影响效应表现出了与农业效率估计时截然不同的性质,许多外生性变量的显著性甚至符号都发生了明显变化。本文最终认为,这可能主要是由农业与非农产业比较利益存在巨大差异的条件下农民的理性行为所致,农户收入中非农收入所占份额不断上升,但在对农业有效“反哺”的机制上尚未建立的条件下,农户在农业和非农产业之间配置资源的行为使得各家庭禀赋变量表现出截然不同的性质。实际上,这种截然不同的性质也间接为本文对农户农业效率与各家庭禀赋变量之间关系的讨论提供了佐证。

参 考 文 献

- [1] Assuncao, J., and M. Ghatk, “Can Unobserved Heterogeneity in Farmer Ability Explain the Inverse Relationship between Farm Size and Productivity”, *Economic Letters*, 2003, 80 (2), 189—194.
- [2] Bagi, F., “Relationship between Farm Size and Technical Efficiency in West Tennessee Agriculture”, *Southern Journal of Agricultural Economics*, 1982, 14(2), 139—144.
- [3] Bagi, F., and C. Huang, “Estimating Production Technical Efficiency for Individual Farms in Tennessee”, *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 1983, 31, 249—256.
- [4] Barro, R., and J. Lee, “International Comparisons of Educational Attainment”, *Journal of Monetary Economics*, 1993, 32(3), 363—394.
- [5] Battese, G., and G. Corra, “Estimation of a Production Frontier Model: with Application to the Pastoral Zone of Eastern Australia”, *Australian Journal of Agricultural Economics*, 1977, 21 (3), 169—179.
- [6] Battese, G., and T. Coelli, “A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data”, *Empirical Economics*, 1995, 20(2), 325—332.
- [7] Battese, G., and S. Broca, “Functional Forms of Stochastic Frontier Production Functions and Models for Technical Inefficiency Effects: A Comparative Study for Wheat Farmers in Pakistan”, *Journal of Productivity Analysis*, 1997, 8(4), 395—414.
- [8] Benjamin, D., “Can Unobserved Land Quality Explain the Inverse Productivity Relationship?”, *Journal of Development Economics*, 1995, 46(1), 51—84.
- [9] Berry, R., and W. Clin, *Agrarian Structure and Productivity in Developing Countries*, Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press, 1979.
- [10] Binswanger, H., K. Deininger, and G. Feder, “Power, Distortions, Revolt and Reform in Agricultural Land Relations”, Discussion Paper, World Bank, Washington, D. C., 1993.

- [11] Bizimana, C., W. Nieuwoudt, and S. Ferrer, "Farm Size Land Fragmentation and Economic Efficiency in Southern Rwanda", *Agrekon*, 2004, 43(2).
- [12] Bravo-Ureta, B., "Technical Efficiency Measures for Dairy Farms Based on a Probabilistic Frontier Function Model", *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 1986, 34, 399—415.
- [13] Bravo-Ureta, B., and L. Rieger, "A lternative Production Frontier Methodologies and Dairy Farm Efficiency", *Journal of Agricultural Economics*, 1990, 41(2), 215—226.
- [14] Byiringiro, F., and T. Reardon, "Farm Productivity in Rwanda: Effects of Farm Size Erosion, and Soil Conservation Investments", *Agricultural Economics*, 1996, 15(2), 127—136.
- [15] Carter, M., "Identification of the Inverse Relationship between Farm Size and Productivity: An Empirical Analysis of Peasant Agricultural Production", *Oxford Economic Papers*, 1984, 36(1), 131—145.
- [16] Carter, M., and K. Wiebe, "Access to Capital and its Impact on Agrarian Structure and Productivity in Kenya", *American Journal of Agricultural Economics*, 1990, 72(5), 1146—1150.
- [17] Chavas, J., R. Petrie and M. Roth, "Farm Household Production Efficiency: Evidence from the Gambia", *American Journal of Agricultural Economics*, 2005, 87(1), 160—179.
- [18] Coelli, T., "Estimators and Hypothesis Tests for a Stochastic A Monte Carlo Analysis", *Journal of Productivity Analysis*, 1995, 6, 247—248.
- [19] Coelli, T., "A Guide to FRONTIER Version 4. 1: A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation", CEPA Working Paper 96/07, Center for Efficiency and Productivity Analysis, University of New England, 1996.
- [20] 陈钊、陆铭、金煜, "中国人力资本和教育发展的区域差异: 对于面板数据的估算", 《世界经济》, 2004 年第 12 期, 第 25—31 页。
- [21] 厄尔·O. 黑迪、约翰·L. 狄龙, 《农业生产函数》(中译本)。北京: 农业出版社, 1991 年, 第 220—228 页。
- [22] Eswaran, M., and A. Kotwal, "A Theory of Contractual Structure in Agriculture", *The American Economic Review*, 1985, 75(3), 352—367.
- [23] 弗兰克·艾利思, 《农民经济学——农民家庭农业和农业发展》, 胡景北译。上海: 上海人民出版社, 2006 年, 第 14、225、260—264 页。
- [24] Fan, S., "Effects of Technological Change and Institutional Reform on Production Growth in Chinese Agriculture", *American Journal of Agricultural Economics*, 1991, 73(2), 266—275.
- [25] Fan, S., and C. Chan-Kang, "Is Small Beautiful? Farm Size Productivity, and Poverty in Asian Agriculture", *Proceeding 25th International Conference of Agricultural Economists*, Blackwell Publishing, 2005, 135—146.
- [26] Fenoaltea, S., "Risk, Transaction Costs and the Organization of Medieval Agriculture", *Explorations in Economic History*, 1976, 13(2), 129—151.
- [27] 高梦滔、张颖, "小农户更有效率? 八省农村的经验证据", 《统计研究》, 2006 年第 8 期, 第 21—25 页。
- [28] Goodwin, B., and A. Mishra, "Farming Efficiency and the Determinants of Multiple Job Holding by Farm Operators", *American Journal of Agricultural Economics*, 2004, 86(3), 722—729.

- [29] Haggblade, S., P. Hazell, and J. Brown, “Farm-Nonfarm Linkages in Rural Sub-Saharan Africa”, *World Development*, 1989, 17(8), 1173—1201.
- [30] Hazell, P., and B. Hojjati, “Farm/Non-Farm Growth Linkages in Zambia”, *Journal of African Economies*, 1995, 4(3), 406—435.
- [31] Heltberg, R., “Rural Market Imperfections and the Farm Size-Productivity Relationship: Evidence from Pakistan”, *World Development*, 1998, 26(10), 1807—1826.
- [32] 黄宗智, “中国农业面临的历史性契机”, 《读书》, 2006 年第 10 期, 第 118—129 页。
- [33] 黄宗智、彭玉生, “三大历史性变迁的交汇与中国小规模农业的前景”, 《中国社会科学》, 2007 年第 4 期, 第 74—88 页。
- [34] Khanna, M., “Sequential Adoption of Site-specific Technologies and its Implication for Nitrogen Productivity: A Double Selectivity Model”, *American Journal of Agricultural Economics*, 2001, 83(1), 35—51.
- [35] Kruger, A., and M. Lindahl, “Education for Growth: Why and for Whom”, *Journal of Economic Literature*, 2001, 39(4), 1101—1136.
- [36] Kumbhakar, S., “Short-Run Returns to Scale, Farm-Size, and Economic Efficiency”, *Reviews of Economics & Statistics*, 1993, 75(2), 336—341.
- [37] Lamb, R., “Inverse Productivity: Land Quality, Labor Markets and Measurement Error”, *Journal of Development Economics*, 2003, 71(1), 71—95.
- [38] 李静, “中国省区经济增长进程中的生产率角色研究”, 南京农业大学博士论文, 2006 年, 第 145—146 页。
- [39] 李实, “中国个人收入分配研究回顾与展望”, 《经济学(季刊)》, 2003 年第 2 卷第 2 期, 第 1—26 页。
- [40] 林毅夫, 《制度、技术与中国农业发展》(增订本)。上海: 上海三联书店、上海人民出版社, 2005 年。
- [41] Lin, J., “Rural Reforms and Agricultural Growth in China”, *American Economic Review*, 1992, 82(1), 34—51.
- [42] Lucas, R., “On the Mechanics of Economic Development”, *Journal of Monetary Economics*, 1988, 22(1), 3—42.
- [43] Moussa, M., and T. Jones, “Efficiency and Farm Size in Egypt: A Unit Output Price Profit Function Approach”, *Applied Economics*, 1991, 23(1), 21—29.
- [44] Nehring, R., L. Atkinson, and D. Banker, “Measurement of Technical Efficiency by Farm Size in the United States Corn Belt”, US Department of Agriculture, ERS Technical Bulletin, 1989.
- [45] Newell, A., K. Pandya, and J. Symons, “Farm Size and the Intensity of Land Use in Gujarat”, *Oxford Economic Papers*, 1997, 49(2), 307—315.
- [46] 农业部科技司, “关于规范农业科技进步贡献率方法的通知”, 中国农科院农业经济研究所, 1997 年。
- [47] 乔榛、焦方义、李楠, “中国农村经济制度变迁与农业增长”, 《经济研究》, 2006 年第 7 期, 第 73—82 页。
- [48] Reardon, T., V. Kelly, E. Crawford, T. Jayne, K. Savadogo, and D. Clay, “Determinants of Farm Productivity in Africa: A Synthesis of Four Case Studies”, MSU International Development Paper No. 22, Michigan State University, 1996.

- [49] 速水佑次郎、弗农·拉坦,《农业发展的国际分析》,郭熙保等译。北京:中国社会科学出版社,2000 年。
- [50] Schmidt, P. and R.Sickles “Production Frontiers and Panel Data”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 1984, 2(4), 367—374.
- [51] Schultz, T., *Transforming Traditional Agriculture*, New Haven: Yale University Press, 1964.
- [52] Sen, A., “An Aspect of Indian Agriculture”, *Economic Weekly*, 1962, 14(4—6), 243—246.
- [53] Sen, A., “Peasants and Dualism with or without Surplus Labor”, *Journal of Political Economy*, 1966, 74, 425—450.
- [54] Simons, S., “Land Fragmentation and Consolidation: A Theoretical Model of Land Configuration with an Empirical Analysis of Fragmentation in Thailand”, Ph.D. Thesis, University of Maryland, College Park, 1987.
- [55] Temple, J., “Generalizations That Aren’t? Evidence on Education and Growth”, *European Economic Review*, 2001, 45(4—6), 905—918.
- [56] Wan, G., and E. Chen, “Effects of Land Fragmentation and Returns to Scale in the Chinese Farming Sector”, *Applied Economics*, 2001, 33(2), 183—194.
- [57] Wang, H., “Heteroscedasticity and Non-Monotonic Efficiency Effects of a Stochastic Frontier Model”, *Journal of Productivity Analysis*, 2002, 18(3), 241—253.
- [58] World Bank, *Reaching the Rural Poor: a Renewed Strategy for Rural Development*, Washington, D. C.: World Bank, 2003.
- [59] Wu, Z., M. Liu, and J. Davis “Land Consolidation and Productivity in Chinese Household Crop Production”, *China Economic Review*, 2005, 16(1), 28—49.
- [60] Zhang, B., and C. Carter, “Reforms, the Weather, and Productivity Growth in China’s Grain Sector”, *American Journal of Agricultural Economics*, 1997, 79(4), 1266—1277.
- [61] Zhang, L., J. Huang, and S. Rozelle, “Land Policy and Land Use in China”, in OECD, *Agricultural Policies in China*, Paris: OECD, 1997.
- [62] 朱红波,“中国耕地资源安全研究”,华中农业大学博士论文,2006 年,第 35—36 页。

Is the Small-sized Rural Household More Efficient? The Empirical Evidence from Hubei Province

GUCHENG LI ZHONGCHAO FENG

(Huazhong Agricultural University)

LIXIA FAN

(Wuhan Polytechnic University)

Abstract Study on the Inverse Relationship between farm’s efficiency and farm size is always a hot topic in the agricultural economics. Using the farm-level micro panel data from 1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. ht

Hubei province in 1999—2003, the paper, from the multi-perspectives of the land productivity and labor productivity etc., discusses the relationship between farm's efficiency and farm size, and analyzes the effects of rural household endowments on the farm's efficiency. An overall look in a broader vision should be given to the hypothesis of the Inverse Relationship. Whether the small-sized farm, compared to large-sized one, enjoys the efficiency's comparative advantages depends on the top-priority policy goals. The policy instruments by which could greatly improve the farm's efficiency can be applied appropriately.

JEL Classification Q 12, Q 15, Q 18