
要素投入、技术效率与水稻生产潜力研究

——基于湖北省农村固定观察点的面板数据^{*1}

刘颖^{1, 2} 洪道远¹

(1. 华中农业大学经济管理学院, 湖北武汉 430070;

2. 主要粮食作物产业化湖北省协同创新中心, 湖北荆州 434025)

【摘要】:研究水稻生产潜力对确保我国未来粮食安全具有战略意义。文章将影响水稻的生产潜力的因素分为要素投入与技术效率两部分, 通过湖北省农村固定观察点的面板数据, 采用随机前沿分析方法研究了水稻生产的技术变迁及其方式, 投入要素(尤其是劳动要素)的使用情况, 技术效率的变化及影响因素, 并强化了各相应模型的检验。结果表明: 首先, 农户生产水稻的平均技术效率很可能在 75.90%~79.00%之间, 技术效率在所分析的年份无显著变化, 且存在负效应的希克斯中性的技术变迁, 使水稻产出每年下降 2.14%; 其次, 在农户投入要素的产出弹性中, 土地与农资的产出弹性均较大且为正, 但劳动的产出弹性为非正; 最后, 在影响技术效率的因素中, 水稻之外的家庭经营收入比例影响为负, 而其他作物面积比例与户主受教育年限的影响为正, 政府补贴等无显著影响。因此, 进一步挖掘水稻生产潜力需大力推广机械化与规模化种植, 并提高补贴类政策的精准度。

【关键词】:要素投入; 技术效率; 水稻生产潜力; 随机前沿分析; 劳动要素; 湖北农村固定观察点

【中图分类号】:F 307 **【文献标识码】:**A **【文章编号】:**1008-3456(2018)03-0035-09

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2018.03.005

2015 年中央农村工作会议提出:保障国家粮食安全是农业结构性改革的基本底线, 要确保谷物基本自给、口粮绝对安全。当前我国粮食虽然库存较高, 但随着城镇化工业化的推进和国民饮食结构进一步升级, 我国未来可能存在一定的粮食供需缺口, 这将直接对我国粮食安全战略产生威胁。水稻作为我国直接食用人口最多的粮食作物, 对其生产潜力方面的研究将具有重要意义。

我国水稻生产潜力还存在多大空间?如何进一步挖掘水稻生产潜力?这在生物、化学等领域亦是重大课题, 学者更多地关注水稻生产的绝对潜力, 而本文将主要从农业经济领域提升生产效率的角度来考察水稻生产的相对潜力。水稻生产相对潜力的挖掘, 与现阶段农户对已有的各种要素、技术的使用情况直接相关, 即一方面与农户对各要素的使用情况有关, 另一方面与农户的技术效率水平有关, 后者在一定程度上也与前者相关。

¹ 收稿日期:2017-05-23

基金项目:中央高校基本科研业务专项基金资助项目“种粮大户技术选择行为及其效应研究”(2662017PY062)。

作者简介:刘颖(1971-), 女, 教授, 博士; 研究方向:粮食产业经济, 农业经济理论与政策。

从水稻生产的投入产出关系可知,假定农户技术水平一样,即使每个农户都能将现有技术利用至最好,但对多个要素投入的不同配置,仍可能导致最终产出不同。若要增加水稻产出,进一步释放水稻的生产潜力,可调整要素投入。至于如何调整,则需通过要素产出弹性进行权衡。成本一定时,在要素可替代的理论区间内,增加产出弹性较大的要素投入,减少产出弹性相对较小甚至为负的要素投入,使不平衡调整的产出弹性之和大于1,从而增加最终产出。

在要素投入与产量影响因素及二者关系分析方面,孔祥智等利用调研的截面数据通过最小二乘法设定CD生产函数分析了北方地区小麦的投入要素及影响因素^[1],靖飞用截面数据研究了江苏省水稻的生产情况^[2]。近年来关于具体要素的研究则多集中于土地要素方面,如适度规模经营,李谷成等从多个维度的效率方面检视了农户的这些效率与耕地规模之间的关系^[3];倪国华等则从农户劳动和土地禀赋最大化利用的视角分析了农地经营的最适规模,并给出了农地规模的决策区间图谱^[4];刘颖等也分析了江汉平原不同规模下稻农相应的生产情况^[5]。

由于各种现实因素,即使现有的技术水平不变,农户也并不能将现有技术利用至最佳。所以,当所有农户配置各种现有要素合理、使用现有技术得当,仍有可能较大程度地提升粮食的供给能力。判定要素投入、技术利用合理程度,最终要依据农户对最大化水稻产量目标^②的实现情况来进行评价。其中以技术效率(technical efficiency, TE)作为衡量指标被关注得较多,它反映的就是微观主体对现有技术的利用程度,即利用现有要素投入生产后得到的实际产出与潜在最大产出的比例(或者产出一定时潜在最小投入与实际投入的比例),而本文主要关注产出端的TE,所以TE越低,说明农户生产水稻的潜力存在越大的挖掘空间。

除了要素投入情况可直接影响技术效率,还存在一些外生变量,比如农户固有的家庭特征、政府有关政策以及其他影响农户经营决策的因素。通过对这些政策等影响因素的调整,也可增加技术效率,从而释放水稻生产潜力。关于技术效率外在影响因素的研究,如李谷成等利用湖北的微观数据研究了家庭禀赋方面的外生变量对农户种植业经营技术效率的影响^[6],章立等通过浙江省的跟踪调研数据研究了正规教育、耕地细碎化等因素对农业经营技术效率的影响^[7]。

目前对TE的研究主要有非参数法与参数法。非参数法是基于数据本身用数据驱动方法求最优解,如数据包络分析(data envelopment analysis, DEA),它虽无须设定函数形式,但对大样本中的异常值会比较敏感,所以主要研究多是从宏观方面比较分析TE的空间动态演进,如高鸣等根据1978—2012年31省份的面板数据利用DEA模型测量了各省份的粮食生产的技术效率值,并分析比较了各粮食生产功能区之间TE的差异^[8]。参数法则需要设定具体的函数形式来模型化农户的生产行为,随机前沿分析(stochastic frontier analysis, SFA)方法是其中的一大热点,它假定农户的行为受随机因素冲击和技术非效率因素影响,使之区别于参数法里的平均生产函数模拟(假定农户不存在技术非效率情况)和确定前沿分析(假定农户不受随机冲击因素影响),目前这类分析主要侧重于技术效率的影响因素分析。应用SFA研究水稻的技术效率方面,如杨万江等基于南方11个省所调研的截面数据分析了稻农的生产技术效率状况^[9],王晓兵等则是利用4种水稻的省级面板数据通过SFA方法估计各种要素投入对水稻生产和技术效率的影响,并进一步分析了机械与劳动力的替代关系^[10]。

针对农户生产的技术效率方面的现有研究中,在分析方法及数据使用上均可能存在一些问题,使结果的可靠性存疑,具体体现如下:(1)在分析方法上,研究投入要素利用情况的时多是用最小二乘法估计平均生产函数模型,但这需假设所有农户的要素利用都是有效率的,而使用SFA时则多侧重TE的影响因素分析而非投入要素本身,有的使用SFA分析TE影响因素时还采用了多被诟病的“两步法”^③,如果用SFA只分析投入要素或者TE影响因素中的某一部分,则在模型检验上可能会被弱化;(2)

² ①许多研究(包含本文所引用的)中暗含着农户可能追求不同的目标,其中较多的假定是,理性农户在生产中追求利润与产量最大化,但由于市场风险的存在,这两个目标未必一致。本文认为农户虽然在长期中追求利润最大化,但在给定了土地的情况下,每个相对独立的农户在生产中仍然是追求产量最大化,这一假定也符合农业生产弱质性的特点,同时也满足本文的研究需要。

³ ②“两步法”:是指先估计随机前沿生产函数,利用这一步预测的技术非效率值作为被解释变量,再来估计其与各影响因素间的关系。由于这两步中对 u 的假定不一致,一般被称为“两步法悖论”^[6]。

在数据特征上，使用的面板数据多是区域级别的宏观面板数据，这易忽视农户的微观特征，而使用调研的微观数据则偏向截面数据，但截面数据使用 SFA 估计时容易产生非一致性的问题^[11]。鉴于此，本文将在分析方法与数据使用上进行改善，并试图发现一些现有方法可能难以发现或易忽视的问题；利用农户层面的微观面板数据，通过参数法中的随机前沿分析(SFA)方法对农户的水稻生产状况建模，分析农户在水稻生产中投入要素的使用情况、产出的技术效率变化及其影响因素，并强化相应模型的检验以增强结论的稳健性与可靠性。

一、分析方法

一般认为，随机前沿分析是由 1977 年的三篇论文分别独立地提出，从而奠定了该方法基础^[12]。这些论文在确定性前沿生产函数的基础上增加了随机因素的影响，即模型中采用了复合误差项(vu)，如下所示：

$$Y = F(X, \beta) \exp(v - u) \quad (1)$$

在实证应用时，一般将式(1)两边取对数：

$$\ln Y = \ln F(X, \beta) + v - u \quad (2)$$

在本文中 Y 表示水稻产出，X 为各要素投入的向量(在本文中包括水稻耕种土地投入、农资投入与劳动要素投入)， β 为相应的待估参数向量。而随机因素 v 为经典误差项，即 $v \sim iid.N(0, \sigma_v^2)$ ；非效率误差项 u 为半正态分布，其正态分布的概率密度函数在 0 处截断，只有 x 正半轴部分，即 $u \sim iid.N^+(0, \sigma_u^2)$ 。两误差项相互独立。理论上的技术效率如下式：

$$TE = \frac{\text{实际产出}}{\text{潜在最大产出}} = \frac{E\{Y|u\}}{E\{Y|u=0\}} = \frac{F(X, \beta) \exp(v - u)}{F(X, \beta) \exp(v)} = e^{-u} \quad (3)$$

在对两误差项 v 与 u 分别作出假设，并对式(2)给出具体函数形式之后，就可用极大似然估计法(MLE)估计出向量 β ^④，并预测出技术效率，实际应用中的样本平均技术效率为各主体的技术效率的算术平均值。

由于技术效率 $TE = e^{-u}$ ，所以当技术非效率项 u 越大，技术效率越低。当 u=0 时，农户不存在技术非效率情况，即产出在生产前沿面上；u>0 时，0<TE<1，农户的产出在生产前沿面之下。似然函数中会利用方差参数来反映技术非效率项在复合误差项中的占比情况：

$$\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma^2}, \sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2 \quad (4)$$

⁴ ④ 由于复合误差项并不服从正态分布，所以在小样本下关于估计系数的 t 检验未必有效，这时需要用到 z 检验，但在大样本下，二者趋于一致。

式(4)中, $0 \leq \gamma \leq 1$, 通过对此项的检验也可反映 SFA 模型是否适用。 γ 越接近于 0, 在图象上非效率项越聚集于 y 轴附近, 实际产出与潜在最大产出间的差距主要来自随机因素的冲击, 用普通最小二乘法(OLS)就可估计; γ 越接近于 1, 说明上述差距主要来自技术非效率项, SFA 模型合适; 而 $\gamma=1$ 时, $\sigma^2_v=0$, 则需使用确定性前沿分析。

而更一般地, 则假设 u 服从截断正态分布, 即 $u \sim iid.N^+(\mu, \sigma_u^2)$, 而

$$\mu = Z'\delta + \varepsilon, \mu > 0 \tag{5}$$

式(5)中, Z' 为影响 μ 的外生变量向量, δ 为相应的待估参数向量, ε 是经典误差项。同样, 在对误差项 v 、 u 与 ε 分别作出假设之后, 在式(2)和式(5)基础上通过 MLE 对 β 与 ε 可一步估计出来。

二、变量、数据与描述性分析

1. 数据与变量

本文主要研究水稻的生产情况, 根据数据的可获取性, 主要采用的是湖北省农村固定观察点 2009–2011 年连续观测所产生的数据, 在剔除了非水稻种植户、明显的异常值与缺失值后, 形成了样本数为 422 的连续 3 年的平衡短面板数据。湖北省地处长江中游, 经济水平位于全国中上等, 农业投入资源较丰富。湖北省农村固定观察点分布于 17 个村落, 其中城郊 2 个、丘陵 7 个, 平原与山区各 4 个; 有 10 个村的经济水平处于中等水平, 样本具有代表性。数据运行所使用的软件为 FRONTIER4.1 和 Stata14.0。

根据研究思路与数据的可获取性, 所选取的变量依次为: ①Y 表示每年的水稻总产出, 单位为公斤。由于各地粮价存在差异, 所以选取了可比较的重量而非价值量。选取的投入向量 X 包含: ②M, 土地要素投入, 在此表示为水稻播种面积, 单位为亩。③K, 农资总投入, 单位为元。农资总投入 K 表示农户所购买的物质资本及其服务费用的总和, 包括种子种苗、农药、化肥、水电灌溉以及机械蓄力等费用。这与以往许多研究的处理相一致, 综合后还可减轻多重共线性的问题。以 2009 年为基期, 根据湖北省农业生产资料价格总指数对 2010—2011 年的农资综合费用进行了平减, 以便统一比较。④L, 劳动要素投入量。这一项表示农户在水稻生产上劳动力投入的数量, 它包含农户家人和所雇佣的劳动力投入, 以标准劳动日为单位, 即工日。

所选取的可能会影响技术非效率项的外生变量包括: ①outrice, 水稻之外的家庭经营性收入占比, 等于家庭经营性总收入减去水稻总收入的差, 再除以家庭经营性总收入得到的商; ②subsidy, 政府补贴的收入占比, 政府对农户经营的各种补贴之和占家庭总收入的比重, 以此衡量补贴政策的有效性; ③othercrop, 其他作物的面积占比, 水稻之外的其他作物的经营面积所占所有作物经营面积的比例; ④age, 户主年龄, 单位为岁; ⑤edu, 户主受教育年限, 单位为年; ⑥homelab, 家庭劳动力数, 农户家庭里所有的劳动力人数。

2. 描述性分析

针对以上所选变量进行描述性统计分析, 结果如表 1 所示:

表 1 变量的描述性分析

变量	均值	标准差	均值的标准误	中值	最小值	最大值
----	----	-----	--------	----	-----	-----

Y	2 027.51	2 442.15	68.64	1 300.00	75.00	33 500.00
M	3.63	3.49	0.10	2.65	0.20	43.00
K	1 103.75	1 108.19	31.15	718.64	106.70	7 348.00
L	54.49	48.99	1.38	41.00	4.00	720.00
outrice	0.49	0.38	0.01	0.63	0.00	0.95
subsidy	0.02	0.03	0.00	0.02	0.00	0.53
other crop	0.42	0.30	0.01	0.46	0.00	0.97
age	53.44	10.11	0.28	54.00	21.00	85.00
edu	6.82	2.51	0.07	7.00	0.00	12.00
homelab	3.17	1.79	0.05	3.00	1.00	51.00

由上表可知: (1) 从水稻产量以及各要素投入的部分(前四个变量)来看, 平均而言, 一个农户耕种 3.63 亩水稻, 在投入 54.49 个工日及购买 1 103.75 元农资及其服务的情况下, 可收获 2 027.51 公斤水稻。联合均值、中值和标准差作参照时, 水稻播种面积的变异性不大, 而农资投入与最终产量变异性却较大, 进一步说明各农户在水稻生产上的技术效率很可能存在一定的差异; 水稻种植的土地规模相对较小, 劳动力投入的差异较小, 说明水稻耕种多以小农生产为特征。(2) 从可能影响技术非效率项的变量(后六个变量)上来看, 农户在水稻生产之外普遍种植了其他作物, 这些作物的收入占比不低, 但政府的农业补贴则相对较少; 户主年龄比较集中在 53 岁左右, 受教育程度多为小学, 而农户家庭劳动力数量多为 3。这三项均与农户家庭特征有关, 而这三项变异性较低, 说明样本中农户具有很强的可比较性。

整体而言, 均值的标准误都相对不大, 说明所选样本均值能较好地近似总体的均值情况, 所以数据整体具有一定的代表性; 但从最小值与最大值的范围来看, 仍存在一些极端的异常点, 这也在一定程度上说明使用参数法估计的必要性。

三、计量模型的函数设定与实证分析

1. 技术变迁与要素投入

在实证应用时需对式(2)设定具体的函数形式, 其中比较常用的有柯布-道格拉斯(CD)生产函数与超越对数生产函数。二者除了在形式上不同(即超越对数函数多了二次项与交叉项), 理论假设也不同, CD 函数假定要素间的替代弹性不变, 而超越对数函数则假定替代弹性可变; 此外, CD 函数有许多优良的特性, 如要素的指数即为其产出弹性系数, 而超越对数生产函数形式比较灵活, 对农户的生产行为可能模拟得更好。在检验之前, 两者均可使用。以下将基于这两种不同形式的生产函数, 在技术非效率服从半正态分布的假定下设定模型, 检验是否存在技术变迁(时间趋势项系数 θ_1 与 θ_2 是否为 0) 以及存在何种变迁(时间趋势与要素投入的乘积项系数 α_{is} 为 0 则存在希克斯中性技术变迁), 并且对所有要素的产出弹性 β_j 进行比较分析。所以, 在超越

对数函数形式的基础上(以 CD 函数建模时,只需使要素投入的二次项与交叉项的系数 β_{jk} 与时间的二次项系数 θ_2 为 0 即可),加入时间趋势项及其与要素投入的乘积项之后,总体模型如下:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \theta_1 t + \frac{1}{2} \theta_2^2 + \sum_{j=1}^{j=3} \beta_j \ln x_{ijt} + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^{j=3} \sum_{k=1}^{k=3} \beta_{jk} \ln x_{ijt} \ln x_{ikt} + \sum_{s=1}^{s=3} \alpha_{is} t \ln x_{ist} + v_{it} - u_{it} \quad (6)$$

式(6)中, x_{i1t} 、 x_{i2t} 、 x_{i3t} 分别表示第 i 个农户在 t 时期的土地要素投入 M 、农资投入 K 、劳动力投入 L 。通过对各种系数不同的假设将总体模型分拆为 6 个模型,模型 1、2、3 是基于 CD 函数的模型,模型 4、5、6 则是基于超越对数函数设定的模型,而这两类模型内的区别在于是否存在技术变迁以及存在的技术变迁方式,对面板数据的处理均是采用双向固定效应方法,实证结果如表 2 所示:

表 2 要素投入与技术变迁的实证模型结果

参数	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
β_0	4.170 7***	4.176 3***	4.295 8***	6.785 1***	6.920 0***	7.008 0***
	-33.634	-33.886	-17.245	-5.673	-5.821	-5.856
β_1	0.698 4***	0.688 4***	0.679 2***	0.708 9**	0.743 4**	0.758 8**
	-31.202	-30.463	-14.535	-2.071	-2.186	-2.206
β_2	0.388 9***	0.397 6***	0.403 6***	-0.630 2**	-0.634 5**	-0.681 7**
	-22.198	-22.502	-11.777	(-1.969)	(-1.997)	(-2.094)
β_3	0.013 7	0.010 7	-0.029 1	0.444 5	0.429 2	0.437 2
	-0.744	-0.582	(-0.753)	-1.627	-1.579	-1.602
β_{11}	—	—	—	-0.007 6	-0.001 2	0.000 0
	—	—	—	(-0.256)	(-0.040)	-0.001
β_{22}	—	—	—	0.074 5***	0.076 4***	0.085 5***
	—	—	—	-2.996	-3.091	-3.257
β_{33}	—	—	—	-0.063 4***	-0.060 1***	-0.059 4***
	—	—	—	(-3.899)	(-3.706)	(-3.647)
β_{12}	—	—	—	-0.001 7	-0.007 9	-0.018 7
	—	—	—	(-0.039)	(-0.174)	(-0.398)
β_{13}	—	—	—	0.005 6	0.001 8	0.010 5
	—	—	—	-0.124	-0.041	-0.231
β_{23}	—	—	—	0.002 7	0.001 1	-0.006 4
	—	—	—	-0.069	-0.03	(-0.166)
θ_1	—	-0.021 4***	-0.085 1	—	-0.120 6**	-0.085 0

		(-2.658)	(-0.780)		(-2.175)	(-0.690)
θ_2	—	—	—	—	0.024 8*	0.027 3*
					-1.808	-1.964
α_1	—	—	0.003 0	—	—	0.008 7
			-0.156			-0.434
α_2	—	—	-0.0024	—	—	-0.0166
			(-0.162)			(-1.038)
α_3	—	—	0.020 5	—	—	0.014 9
			-1.23			-0.883
σ^2	0.183 6***	0.183 1***	0.182 5***	0.149 8***	0.150 1***	0.149 8***
	-12.76	-12.808	-12.625	-13.068	-13.272	-12.862
γ	0.720 7***	0.722 0***	0.721 7***	0.650 2***	0.655 6***	0.655 3***
	-26.75	-26.998	-26.378	-19.713	-20.014	-19.525
LR	252.964 9	255.970 3	249.499 9	184.305 8	188.978 6	186.203 8
	***	***	***	***	***	***
Log likelihood	-180.417 4	-176.826 9	-175.074 3	-149.104 5	-143.950 7	-142.798 2
MeanTE	0.758 7	0.758 8	0.759 1	0.790 2	0.789 2	0.789 4

注：“—”表示在该模型中无此项，***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著，下同。

首先，在所有模型中 γ 和 σ^2 都通过了显著性检验，而且模型不存在技术非效率的原假设均被似然比(LR)检验拒绝，所以随机前沿分析(SFA)方法的应用是合理的， $0 < \gamma < 1$ 则说明至少比确定前沿分析和平均生产函数的OLS估计法好。以下的适用性检验，也均通过模型比较中的LR检验给出。

比较模型1和4， $LR_1 = 62.6258 > \chi^2_{0.01}(6) = 16.074$ ，说明超越对数生产函数整体模拟比CD函数要好一些，但超越对数中有几项，尤其是交叉项系数未通过不为0的检验；而CD函数估计的变量要少一些，所以每个系数精度更高一些，在以下的要素投入的分析上更有优势。

分别比较模型1、2以及模型4、5，同样通过 $LR_2 = 7.181 > \chi^2_{0.05}(2) = 5.138$ 以及 $LR_3 = 10.308 > \chi^2_{0.01}(2) = 8.273$ ，说明农户存在技术变迁，而且这两模型均显示，技术变迁效应为负。模型2中 $\frac{\partial \ln Y}{\partial t} = -0.021$ ，模型5中 $\frac{\partial \ln Y}{\partial t} = \theta_1 + 2\theta_2 t = -0.021$ ，刚好吻合，综合可看出，技术变化使水稻产出以平均每年2.14%的速度下降。

比较模型2、3， $LR_4 = 3.505 < \chi^2_{0.1}(3) = 5.528$ ，比较模型5、6， $LR_5 = 2.305 < \chi^2_{0.1}(3) = 5.528$ ，时间与要素投入的交叉项不

显著，说明技术变化是希克斯中性的。

两类不同的函数形式所预测的平均技术效率相差不大，而同类函数之间的平均的 TE 差别可忽略不计，CD 函数给出的约为 75.90%，超越对数函数则约为 79.00%，可认为农户生产水稻的平均技术效率很可能在 75.90%~79.00%之间，并且由上面的分析可知它还存在负向的技术变迁，所以农户水稻生产的潜能还存在一定的提升空间。

上述比较分析，主要检验了使用 SFA 方法的合理性、技术变迁的存在性及存在方式，还分析了水稻生产潜力的存在空间，以下将进行要素投入的分析。

在基于 CD 函数的所有模型中，劳动要素投入对数值的系数均不显著；而基于超越对数函数的模型中，交叉项系数都不显著，只有二次项显著，为方便分析，下文将采用 CD 函数。

模型 1、2、3 说明劳动要素投入的产出弹性为 0。若基于模型 2，考虑两误差项存在异方差^⑤设定模型 2'，即

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \theta_1 t + \sum_{j=1}^{j=3} \beta_j \ln x_{ijt} + v_{it} - u_{it} \quad (7)$$

式(7)中 $\ln \sigma_{u_{it}}^2 = \lambda_{u0} + \lambda_{u1} \ln K_{it} + \lambda_{u2} \ln L_{it} + \epsilon_u$, $\ln \sigma_{v_{it}}^2 = \lambda_{v0} + \lambda_{v1} \ln K_{it} + \lambda_{v2} \ln L_{it} + \epsilon_v$,

ϵ_u 与 ϵ_v 为经典白噪声，估计的结果如表 3 所示：

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \theta_1 t + \sum_{j=1}^{j=3} \beta_j \ln x_{ijt} + v_{it} - u_{it} \quad (7)$$

考虑异方差之后，劳动要素的产出弹性 β_3 为负，且高度显著。这与当前大多数学者的实证结论不同，但也与某少数学者的结论相吻合，如 Lewis^[13]、Sen^[14]、孔祥智等^[1]、弓秀云等^[15]。从实际中来看，要素投入的产出弹性至多为零而不会为负，因为不存在某一理性农户会增加劳动力投入到使产量减少，或者减少投入能使粮食产出增加而不为。针对这一情况，笔者认为有以下几种可能：(1) 中国农村还存在着许多剩余的农业劳动力，或者许多农户存在投入农业劳动力过剩的情况，他们的机会成本很低，难以转移就业，同样的条件下，他们趋于“精耕细作”，使边际产出很小；(2) 在农户调研统计时，很多农户记不清投入多少工日，加总时出现偏差；(3) 水稻的生产过程高度依赖自然耕作的农时与季节，耕地规模不同的农户需要投入的工日均与农时联系紧密，劳动强度不同但统计的工日差别可能不大，而本文所分析的样本中农户耕地规模普遍偏小，小规模农户虽然劳动强度不大但是不能充分利用工日，如图 1 所示大多数农户(按混合面板数据计)的劳动力投入的工日都比较集中，正好解释了这一点^⑥。

表 3 考虑异方差的实证结果

⁵ ① 在进行随机前沿的实证分析时考虑影响技术非效率的异方差情形，笔者在中文期刊中只能检索到极少篇目。但忽略其中 u 的异方差，会导致生产边界结构参数的估计值与技术效率的预测值均是有偏的^[15]。

⁶ ② 笔者也尝试过使用每亩所用工日 1 作为劳动要素投入的指标来进行估计，得出这一项系数仍为负。有的学者在处理宏观数据时，以每亩劳动力数作为劳动要素投入，所估计系数也为负。本文碍于数据的可获得性，只有选取这样的指标来衡量劳动要素的投入，但足以说明问题。

参数	模型 2'	参数	模型 2'
β_0	4.132 4 *** (30.01)	$\lambda \mu_0$	-1.484 4 (-0.87)
β_1	0.723 3*** (35.36)		0.969 1 ***
β_2	0.443 1 *** (23.65)	$\lambda \mu_1$	(2.73)
β_3	-0.128 6 *** (-4.59)	$\lambda \mu_2$	? .844 4 *** (-4.85)
θ_1	-0.019 4* (-1.86)	λv_0	-1.996 0*** (-4.91)
		λv_1	-0.134 4* * (?.05)
		λv_2	0.114 2 (1.17)

注:Log likelihood 为-277.649 0。

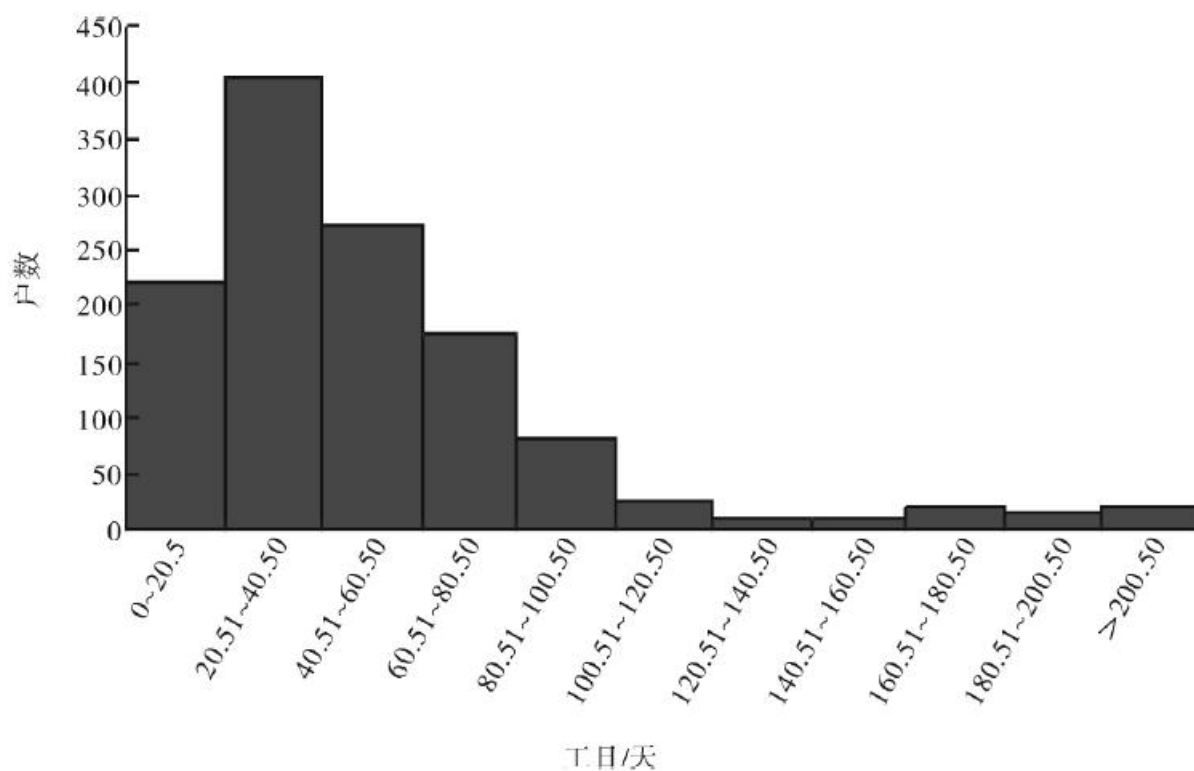


图 1 劳动要素投入的户数分布

模型 2' 中, 对各要素投入对数值的系数之和为 1 的假设检验在 0.01 的显著水平上可被接受 ($P=0.0478$), 说明水稻的生产服从规模报酬不变的规律, 这与许庆等^[16]的结论一致。

土地要素与农资投入的产出弹性均为正，其中土地的产出弹性最大，约为 0.72，农资产出弹性约为 0.44，说明土地要素是水稻等粮食作物生产中最重要生产要素，在劳动力过剩的情形下，应加速土地流转，大力推广机械化，以增加产出；而且农资投入则相对分散，说明农资的流动比较通畅，这也为发展规模经营提供了现实条件。暂时而言，平均耕地规模还远未达到最适^[4]，所以大力推广规模化耕种的模式是必要且可行的。

2. 技术效率变化及影响因素分析

为了便于分析技术变迁与要素投入的大体情况，上述模型均是假定技术非效率项服从半正态分布，即 $u \sim iid.N^+(\mu, \sigma_u^2)$ 中的 $\mu=0$ ，以下模型将假定 $\mu > 0$ ，即 μ 服从截断正态分布。虽然后者更符合一般的假定，但前者的假定可提高要素产出弹性与时间等系数的估计精度。本文更多关注系数的符号与影响，在两种分布假定的转换中，系数变化小并不影响本文分析的侧重点。

在对面板数据的使用上，基于模型 2 对时不变技术效率模型(time-invariant model)和时变技术效率模型(time-varying model)的适用性进行 LR 检验。

$$u_{it} = u_i \exp[-\eta(t-T)] \quad (8)$$

式(8)中，T 指所选取的基数年的前一年份，即 2008 年，t 为实际各年份数值。模型 7、8 即检验 $\eta=0$ 是否成立，模型 7 为时不变模型，模型 8 为时变模型。

估计结果发现，截断正态的假定可行，但时变模型非必要，因为 $LR_6 = -2(\ln H7 - \ln H8) = 0.138 < \chi_{0.1}^2(1) = 1.642$ ，并且 η 未通过显著性水平为 0.1 的检验，所以农户生产水稻的技术效率并没有随时间变化而变化^⑦。这可能与本研究所选取的时段较短有一定关系，在这三年中农户的技术效率基本没发生变化。结合前面研究，农户生产水稻的技术变迁是希克斯中性的，而平均产出随技术变化在逐年减少，但农户能很好地使用当前的技术方式，使技术效率得以维持当前水平。

下文将在时不变模型的基础上对技术效率的影响因素进行分析。在截断正态分布的假设下，为避免“两步法悖论”，基于模型 2 的函数设定形式综合式(2)(3)(4)对非效率的影响因素进行分析，其中式(5)设定如下：

$$\mu = \delta_0 + \delta_1 outrice + \delta_2 subsidy + \delta_3 othercrop + \delta_4 age + \delta_5 edu + \delta_6 homelab + \varepsilon \quad (9)$$

实证结果(只列出技术非效率部分)如表 4：

表中 σ^2 、 γ 通过了显著性检验，可说明随机前沿分析的适用性； $LR = 62.423 > \chi_{0.01}^2(8) = 20.972$ ，说明假定 u 服从一般的截断分布可行。

水稻之外的家庭经营性收入比例 $outrice$ 的系数 $\delta_1 > 0$ 且显著，即该项越高技术效率越低。因为许多农户除了从水稻获得收入的同时还有其他经营性收入，从这些家庭经营中获得的收入越高，农户会将更多的时间精力投入到这些经营之中，以致降

⁷ 其中 $\ln H7$ 、 $\ln H8$ 分别表示模型 7、8 的极大似然函数的对数值，限于篇幅，其他估计结果不在文中列举。

低了水稻生产的技术效率。而与之看似相似的 δ_3 却小于 0 (实际上 *outrice* 与 *othercrop* 两者的相关系数为 0.147 5)，其他作物种植面积比例越大， u 却越小，从而 TE 越高，可能因为这些同时耕作其他作物的稻农本身就更善于经营农业，所以在种水稻的同时还经营种植其他作物的土地，而且这些作物的生长农时与水稻多不相同，无须在水稻的生长季节分出精力在其他作物上。 δ_2 未通过不为 0 的检验，说明政府的各种补贴对水稻生产的技术效率无显著影响。

表 4 技术效率的影响因素实证结果

参数	模型 9	参数	模型 9
δ_0	-0.467 8* * (-2.493)	δ_5	-0.019 9* (-1.865)
δ_1	0.904 1* * * (6.314)	δ_6	-0.004 7 (-0.355)
δ_2	0.559 3 (1.341)	σ^2	0.099 9 ... (11.596)
δ_3	-0.117 9* (-1.658)	γ	0.154 9* * (2.204)
δ_4	0.000 2 (0.106)	LR	62.423 1**

在农户特征上，户主个人年龄的系数 δ_4 和家庭劳动力个数的系数 δ_5 均不显著，而户主受教育年限的系数在 0.1 的水平下显著且为负。农户的平均年龄都比较集中，变异性小，所以基本不对 TE 产生影响。家庭劳动力数与实际投入到水稻生产上的劳动力有一定的区别，较多的非农就业机会就会让两者有所分离，这也说明现在农村的劳动力就业存在很大程度上的转移，已不像改革开放初期过多的束缚在土地上，所以基本可认为现在家庭劳动力数对水稻生产的技术效率无显著影响。而 $\delta_6 < 0$ ，说明户主受教育程度越高，技术效率越高，可以认为教育在很大程度上对生产有正向作用，受教育年限越高则知识可能越多，人力资本积累得越厚重，从而对现有技术的利用相对越充分，使生产点靠近生产边界，故而技术效率越高，这与章立等^[7]的研究也较一致。

四、结论与讨论

本文基于湖北省农户的微观面板数据，利用随机前沿分析(SFA)方法对水稻的生产潜力进行研究，分析了水稻生产潜力的存在待挖掘的空间，要素投入(尤其是劳动要素投入)的情况，技术变迁、技术效率变化及影响因素，得出的结论如下:①水稻生产中，许多农户都没有将现有技术利用到最佳，平均技术效率很可能在 75.90%~79.00%之间，并且它在所分析的年份内未发生显著变化;②技术变迁是希克斯中性的，但变迁的效应为负，使水稻产出以每年 2.14%速度下降;③要素使用中，土地产出弹性最大，其次是农资，两者均为正，而劳动力产出弹性非正，要素投入符合规模报酬不变的规律;④在技术效率影响因素中，水稻之外的家庭经营收入比例对技术效率有显著的负向影响，而其他作物面积比例与受教育年限对水稻生产技术效率为正，其他变量如政府补贴比例、户主年龄与家庭劳动力数等均无显著影响。

从要素投入的角度来看，劳动要素产出弹性为非正，投入明显过多，相对而言土地与农资的投入要素的产出弹性为正，其中土地弹性较大，还有很多利用的空间。耕地的总量虽难以增加，但可促进适度规模经营(如前所述，当前平均规模较小，还远未达到适度)，同时推广机械化生产，增加灌溉沟渠等水利方面的基础设施投资，这些在很大程度上能替代劳动要素的投入，从

而在整体上增加水稻产量。从产出弹性来看，土地的平均规模现阶段还未达到理想状态，鼓励扩大规模经营反而能增加土地生产率，政府可通过设立信息服务平台降低土地流转的交易成本，并配套鼓励机械化耕作，从而促进规模经营^[17]。另一方面，政府的补贴单纯从增加农民收入方面具有积极的意义，若有类似增加水稻产量的政策目标，还需要增加政策的精准度。鼓励农户发展多种作物经营，不但可以增收，还可提升水稻生产的技术效率，从而进一步挖掘水稻生产的相对潜力。

本文从水稻生产潜力存在多大空间的经济问题角度切入，在要素投入与技术效率评价方面进行了实证研究，在使用 SFA 方法时用了“一步法”估计，并强化了相应模型的检验，在数据的使用上用农户层面的面板数据较好地解决了估计的非一致问题，在实证中重新检视并着重讨论了“劳动”这一投入要素产出弹性非正的问题，最后对技术非效率的影响因素作了一定的探究。与现有文献相比，本文增强了分析方法的可靠性，在此基础上得出了技术变迁效应为负的结论，并重新深化探讨了劳动产出弹性非正的问题，而这被多数研究所忽略；也进一步强化了现阶段发展机械化与规模化种植水稻的政策启示。但本文囿于数据的可获得性，只选取了湖北省 3 年的短面板数据和一些被关注较多的影响技术效率的外生变量，所以对于结论推广、应用至整个长江中下游乃至全国，可能还需更多的数据研究支撑，但本文在方法与数据的使用上，还是很大程度地克服了大多数现有研究的一些弊病，还发现与大多已有研究不同的是劳动力产出弹性非正，并深化作出了一定的解释及相关的政策启示，这对当前阶段我国粮食生产潜力的挖掘有一定的实际意义。

参考文献：

- [1] 孔祥智，庞晓鹏，张云华. 北方地区小麦生产的投入要素及影响因素实证分析[J]. 中国农村观察，2004(4):2-7，80.
- [2] 靖飞. 江苏省水稻生产投入要素及影响因素实证研究[J]. 技术经济，2008(2):75-80.
- [3] 李谷成，冯中朝，范丽霞. 小农户真的更加具有效率吗?来自湖北省的经验证据[J]. 经济学(季刊)，2010(1):95-124.
- [4] 倪国华，蔡昉. 农户究竟需要多大的农地经营规模?——农地经营规模决策图谱研究[J]. 经济研究，2015(3):159-171.
- [5] 刘颖，金雅，王嫚嫚. 不同经营规模下稻农生产技术效率分析——以江汉平原为例[J]. 华中农业大学学报(社会科学版)，2016(4):15-21，127.
- [6] 李谷成，冯中朝，占绍文. 家庭禀赋对农户家庭经营技术效率的影响冲击——基于湖北省农户的随机前沿生产函数实证[J]. 统计研究，2008(1):35-42.
- [7] 章立，余康，郭萍. 农业经营技术效率的影响因素分析——基于浙江省农户面板数据的实证[J]. 农业技术经济，2012(3):71-77.
- [8] 高鸣，宋洪远. 粮食生产技术效率的空间收敛及功能区差异——兼论技术扩散的空间涟漪效应[J]. 管理世界，2014(7):83-92.
- [9] 杨万江，李琪. 我国农户水稻生产技术效率分析——基于 11 省 761 户调查数据[J]. 农业技术经济，2016(1):71-81.
- [10] 王晓兵，许迪，张砚杰，等. 农场规模、劳动力投入量与技术效率及其相关性问题研究[J]. 资源科学，2016(3):476-484.
- [11] SCHMIDT P, SICKLES R C. Production frontiers and panel data[J]. Journal of business & economic statistics, 1984, 2(4):367-374.

-
- [12]陶长琪, 王志平. 随机前沿方法的研究进展与展望[J]. 数量经济技术经济研究, 2011(11):148-161.
- [13]LEWIS W A. Economic development with unlimited supplies of labour[J]. Manchester school, 2010, 22(2):139-191.
- [14]SEN A K. Peasants and dualism with or without surplus labor[J]. Journal of political economy, 1966, 74(5):425-450.
- [15]弓秀云, 秦富. 贫困地区农业劳动力产出弹性分析[J]. 中国农村观察, 2006(5):13-17, 25, 80.
- [16]许庆, 尹荣梁, 章辉. 规模经济、规模报酬与农业适度规模经营——基于我国粮食生产的实证研究[J]. 经济研究, 2011(3):59-71, 94.
- [17]HUANG J K, DING J P. Institutional innovation and policy support to facilitate small-scale farming transformation in China[J]. Agricultural economics, 2015, 47(S1):227-237.