

非农就业、土地流转与土地细碎化 对稻农技术效率的影响*

黄祖辉^{1,3} 王建英^{2,3} 陈志钢⁴

内容提要：土地租赁市场发展迅速、劳动力流转频繁和农业机械化率大幅上升对农业生产具有重要影响。本文基于江西省 2011 年 325 户稻农 783 个水稻地块的投入产出微观数据，运用一步随机前沿分析方法，考察了稻农土地流转市场参与、地块来源（租入或集体分配）、非农就业程度、土地细碎化状态对稻农水稻生产技术效率的影响。研究发现：被调查区域稻农全年水稻生产的技术效率值在 0.613 和 0.997 之间，平均技术效率值为 0.973；实际耕种面积在 2 公顷以上的稻农的平均技术效率显著较高；发生土地流转的稻农的技术效率高于未发生土地流转的稻农，但对发生土地流转的稻农而言，其集体分配地块与租入地块的技术效率无显著差异；非农就业机会对稻农技术效率有显著的正向影响；稻农土地细碎化程度越高，其技术效率越低。

关键词：非农就业 土地流转 土地细碎化 技术效率 稻农

一、引言

2000 年以后，中国农业生产环境发生了巨大变化，大量农村劳动力转移就业，农业劳动力数量不断下降，农村日均工资持续上涨。截至 2013 年年底，全国农民工总量达到 2.69 亿人，其中，外出农民工 1.66 亿人。农村劳动力从农村向城市转移、从农业向非农产业转移对农业生产的影响并无统一论。一方面，理论表明，农村劳动力转移必然导致农村劳动力数量下降，会影响劳动力流出地的农业生产。de Brauw et al. (2012) 发现，中国农户户均农业生产工时投入在快速下降，从 1991 年的 3500 工时下降到 2000 年的 2000 工时，2009 年只有 1400 工时。与此同时，农业劳动力日均工资水平快速上涨，2007 年农村农业劳动力日均实际工资水平达到 1998 年的两倍 (Yu et al., 2012)。此外，农村转移劳动力具有明显的结构特征，一般以青壮年劳动力为主，农村留守人口主要是老人、儿童和妇女。而青壮年劳动力一般受教育程度较高，他们外流不利于先进农业技术的采用和扩散，最终会影响农业生产效率 (Yue and Sonoda, 2012)。另一方面，根据新劳动力迁移经济学，农户通过向非农产业转移劳动力，其信息来源较单纯从事农业劳动时增多，这可以减少农户的风险；此外，非农收入和汇款能缓解农户的资金约束，改善农村正规金融缺失、信贷供给不足的状况，使农户能

*本文研究得到亚洲发展银行项目“Strategic Research on Sustainable Food and Nutrition Security in Asia”(项目编号：TA-7648-REG)和国家自然科学基金农林经济管理学科群重点项目“农业产业组织体系与农民专业合作社发展：以农民合作组织发展为中心的农业产业组织体系创新与优化研究”(项目编号：71333011)的资助。

数据来源：人力资源和社会保障部：《2013 年度人力资源和社会保障事业发展统计公报》，人力资源和社会保障部网站 (<http://www.mohrss.gov.cn>)，2014 年 5 月 28 日。

及时购置农资和雇佣劳动力，从而提高农业生产效率（Wouterse，2010）。

在家庭承包经营制下，根据农户家庭规模、劳动力人数或者结合这两者情况，农村土地被均分给农户，其初始有效期为5年，1984年时被延长到15年。农村土地所有权归集体所有，农户只享有土地使用权。农村土地流转最初被禁止。相反，为适应村内人口变动，村集体定期会进行行政性土地重新分配。这种两权分离、不稳定的土地使用权状况使农民对所使用的土地缺乏长期预期，影响其对土地投资的积极性（Deininger and Jin，2006）。此外，行政性土地分配和调整不够灵活，滞后于村内人口变动，也不能及时反映当地经济发展的实际情况，导致土地生产率低下（Benjamin and Brandt，2002）。为促进非农产业发展和土地流转，提高农村土地使用权稳定性的法律措施被逐步引入。近年来，土地承包经营权流转呈现速度加快的趋势。Huang et al.（2012）发现，2008年，浙江省有34.4%的被调查农户租出土地，21.4%的被调查农户租入土地。Reardon et al.（2012）发现，在黑龙江省佳木斯市，农户实际耕种的土地面积中有36%是通过租入获得的。

理论表明，农地市场的形成及农地的自由流转，通过从低效率生产农户向高效率生产农户转移土地，使农地的边际产出在各农户间趋于一致（姚洋，2000），从而提高要素配置效率和农业生产效率，对农业生产和总体经济发展具有重要作用。已有关于土地使用权流转对农业生产影响的研究，其研究对象主要集中在南亚（例如Binswanger et al.，1995）和非洲（例如Pender and Fafchamps，2006），它们通过比较自有土地和租金（分成制）租入土地的土地生产率，发现后者比前者低。

耕地细碎化是由中国人多地少的资源禀赋条件，家庭承包制下耕地质量好坏、位置远近搭配的平均分配方式，以及农村土地流转市场发育不完全的市场环境共同作用的结果（李谷成等，2010）。耕地细碎化的最大缺陷是限制农户规模化经营，通过增加田埂和沟渠面积浪费耕地资源，降低灌溉效率，浪费农业作业时间，造成田间管理不便（许庆等，2008），也会阻碍需要一定作业面积的农业生产要素（例如机械设备）的使用。Rahman and Rahman（2008）和Tan et al.（2010）研究认为，耕地细碎化会带来农业生产技术效率损失。也有研究认为，耕地细碎化有利于传统农业中农户发挥精耕细作的优势，通过调整农作物种植结构，缓解农业劳动力季节性供给不足（Fenoaltea，1976），分散市场和自然的双重风险。

劳动力非农就业、农村土地流转和耕地细碎化在中国农业生产环境中是同时存在的。以往对农户农业生产技术效率的研究多着重分析其中一个因素，使被忽略的相关因素成为遗漏变量，进入模型的随机扰动项。如果遗漏变量与研究重点关注的变量是同时决定的，上述方法就会使所估计的技术效率是有偏的。本文基于2011年江西省325户稻农783块水稻地块的投入产出调查数据，应用一步随机前沿分析方法，研究稻农土地流转市场参与、地块来源（租入或集体分配）、非农就业程度和土地细碎化状态对稻农水稻生产技术效率的影响。这不仅有利于辨清中国农业转型时期不同种植规模稻农水稻生产的技术效率，更有助于根据相应的研究结论出台提高稻农生产技术效率的措施。需要说明的是，本文研究收集的水稻生产投入产出数据都为地块层面的数据，而且是一个样本农户多个地块、多个水稻种植季节的数据。这样，通过控制地块特征，本文可以获得更加精确的技术效率估计值。同时，样本农户农业生产以水稻种植为主，本文研究只考虑水稻地块，从而避免了不同作物生产技术和技术效率不同的可能。

二、实证分析模型

Aigner et al. (1977) 和 Meeusen and van den Broeck (1977) 独立提出了随机前沿生产函数模型来测算技术效率。遵照相关文献, 地块层面的随机前沿生产函数可以被设定为:

$$y_{ij} = f(X_{ij}; \beta) \exp(v_{ij} - u_{ij}) \quad (1)$$

(1) 式中, y_{ij} 是农户 i 的第 j 地块上的产出, $i = 1, 2, \dots, n$, $j = 1, 2, \dots, m$; X_{ij} 是农户 i 在地块 j 上的农业生产要素投入向量; β 是待估计系数向量。 $f(\cdot)$ 表示农户的农业生产技术, 表现为具体设定的生产函数形式。测量误差以及与气候相关的随机扰动对地块层面数据而言较严重 (Coelli, 1995)。本文设定模型的扰动项具有 $v_{ij} - u_{ij}$ 的形式, 其中, v_{ij} 服从独立同分布假设, 即 $v_{ij} \sim N(0, \sigma_v^2)$; u_{ij} 是非负的随机误差; 由此则有: $TE_{ij} = E[\exp(-u_{ij}) | v_{ij} - u_{ij}]$, 表示农户 i 在第 j 个地块上的农业生产技术效率值。

随机前沿生产函数模型的缺点是需要假设投入与产出之间存在具体的函数关系。生产函数的设定通常有柯布—道格拉斯 (Cobb-Douglas) 生产函数和超越对数 (Trans-log) 生产函数两种。由于本文农业生产要素种类较多, 使用 Trans-log 生产函数形式会使回归结果非常复杂。因此, 尽管存在缺陷, 本文依然使用 Cobb-Douglas 生产函数来标识随机生产前沿。Taylor and Shonkwiler (1986) 指出, 如果研究的兴趣在于技术效率的测量而非具体生产技术的形式, Cobb-Douglas 生产函数可以充分代表一般的生产技术。在少数研究生产函数形式设定对技术效率测量结果影响的文献中, Kopp and Smith (1980) 认为, 生产函数形式设定对技术效率估计结果准确性的影响非常小。

随机前沿生产函数模型的估计方法可分成一步估计法和两步估计法两种。两步估计法的原理是: 首先, 在忽略技术效率影响因素的前提下估计生产函数和技术效率值; 然后, 对技术效率的影响因素进行回归分析 (Chen et al., 2009)。尽管在技术效率估计方法发展的早期, 两步估计法被认为是一种有用的方法, 但由于两步估计时对技术效率分布的假设不同, 两步估计法中第一步估计的结果是有偏的 (Wang and Schmidt, 2002)。Coelli (1996) 和 Battese and Coelli (1995) 改进了估计方法, 用一步法来估计农户个体的技术效率值及其影响因素。在一步估计法中, u_{ij} 的均值假设由外生变量向量 Z_{ij} 决定, 即 $u_{ij} = (\gamma' Z_{ij} + \varepsilon_{ij}) \geq 0$, $\varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$, 且 ε_{ij} 的分布以 $-\gamma' Z_{ij}$ 值为上界。此时, $u_{ij} \sim N^+(\gamma' Z_{ij}, \sigma_u^2)$ 。假设已知 v_{ij} 和 u_{ij} 的分布形式, 在模型估计时可以用最大似然估计法对技术效率值进行估计。本文在模型估计时使用 Stata11 计量软件包。

三、样本数据、模型与变量

(一) 样本数据

江西省是中国籼稻第二生产大省, 上饶市是江西省东北部地区最大的籼稻生产市。根据上饶市 10 个县的主要农业统计信息即各县地形特征、农村居民的收入水平和其他与水稻生产有关的数据, 本文选取铅山县、万年县和余干县作为抽样区域; 然后在每个县随机抽取两个乡 (镇), 在每个乡 (镇) 随机抽取两个行政村。笔者从当地县农业局获取了 2011 年所选行政村稻农种植粮食直接补贴及农业生产资料综合补贴信息表, 根据该表在每个样本村随机抽取 30 户稻农。考虑到江西省为农村劳动力输出大省, 在第一次随机抽取的稻农样本基础上, 笔者又在每个样本村随机抽取 30 户稻农, 并按照抽取顺序排序, 目的是在第一次抽取找不到人的情况下, 依次用第二次抽取的样本来补充。

农户问卷调查在 2012 年 3~4 月进行。笔者详细调查了 2011 年 3 月早稻种植前到 2012 年 3 月早稻种植前的一年时间内同一样本农户在主要水稻地块（包括集体分配的最大两个地块，以及租入的最大地块）和水稻种植总面积上各水稻种植季节（包括早、中、晚三个籼稻季节）的水稻生产活动。同时，笔者也收集了 2011 年、2007 年样本农户家庭成员基本信息和非农就业信息以及 2011 年地块层面的土地租赁信息。本调查数据的最大特点是有详细的不同地块特征，以及不同地块上各水稻种植季节水稻生产各个环节（包括育秧、整地、插秧、除草、施肥、除虫、收割、脱粒、灌溉和晒干）的要素投入信息。笔者最后收集的有效问卷包括 12 份行政村问卷和 325 份农户问卷。

（二）随机前沿生产函数

本文在估计技术效率时使用 Cobb-Douglas 生产函数。粮食生产主要依赖于播种面积、劳动力投入、种子投入、化肥投入、农药和除草剂投入、灌溉投入和机械投入。以稻农参与土地流转市场状况和地块来源为分类标准，随机前沿生产函数模型中变量的描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 随机前沿生产函数模型变量的描述性统计

变量	单位	全部地块 (N=783)		未租入土地稻农		租入土地稻农			
				分配地块 (N=341)		租入地块 (N=151)		分配地块 (N=291)	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
水稻总产值	元	7230.83	36025.38	3419.80	5908.32	24109.53	79499.93	2938.32	2395.37
播种面积	亩	5.88	27.21	3.05	4.37	18.44	60.11	2.68	1.97
家庭劳动力	天	11.44	18.25	10.05	10.01	19.68	36.73	8.80	6.17
雇佣劳动力	天	4.43	25.31	1.36	2.31	16.70	55.94	1.67	2.34
种子费用	元	174.29	686.94	106.55	122.42	474.57	1517.41	97.85	75.61
化肥费用	元	683.01	3027.72	344.32	413.68	2161.59	6675.97	312.67	235.19
农药和除草剂费用	元	325.48	1729.77	147.80	153.95	1090.74	3845.24	136.59	122.14
机械服务费	元	672.42	2467.92	435.07	496.23	1831.26	5418.58	349.24	279.16
灌溉费用	元	89.50	511.72	37.24	88.15	318.46	1127.98	31.92	71.14

江西省上饶市稻农的水稻种植模式分为“早籼稻+晚籼稻”或者单独种植中籼稻。此外，稻农在不同的水稻种植季节种植不同的水稻品种，不同的水稻品种可获得不同的亩产和销售单价。因此，笔者将稻农不同水稻种植季节的产出相应换算成价值形式后相加。这里使用的价格为稻农相应水稻品种相应季节的销售价格。如果因自己食用而没有相应的销售价格，则取该季节该样本村稻谷的平均销售价格。每个地块水稻总产值为 7230.83 元，或者每亩 1229.73 元；而平均每个地块的水稻播种面积为 5.88 亩。调查时将劳动力区分为家庭劳动力和雇佣劳动力，劳动的衡量单位为天，并将劳动时间按 8 小时=1 天进行换算。稻农平均在每个地块上投入家庭劳动力 11.44 天和雇佣劳动力 4.43 天，或者每亩投入家庭劳动力 1.95 天和雇佣劳动力 0.75 天。种子投入、化肥投入、农药和除草剂投入、灌溉投入、机械投入都以元衡量。在平均每亩水稻播种面积上，种子费用 29.64 元、化肥费用 116.16 元、农药和除草剂费用 55.35 元、机械服务费 114.36 元、灌溉费用 15.22 元。理论上讲，除了农药和除草剂，所有要素投入对水稻产量预期都有正向效应；而农药和除草剂投入对水稻产量的影响取决于农药和除草剂的使用是为了预防还是控制病虫害和杂草。如果是为了预防病虫害和杂草，农药和除草剂投入预期对水稻产量有正向影响；反之，农药和除草剂投入预期对水稻产量有负向影响。

但是, 笔者的数据无法区分这两者的效应, 故农药和除草剂投入对水稻产量的影响不确定。

此外, 本文在估计 Cobb-Douglas 生产函数时加入了村虚拟变量, 用来控制村际不可观测却存在系统性差异的因素。笔者假设, 稻农水稻生产前沿会随着样本村的不同而移动。

(三) 技术效率影响因素

技术效率并非用来衡量收入或者产出, 而是对管理效率和生产效率的测量 (Wouterse, 2010)。参照 Rahman and Rahman (2008)、Feng (2008) 和 Chen et al. (2009) 的研究, 本文选择的技术效率影响因素有地权稳定性特征、农地细碎化特征、地块特征、农业生产特征和稻农特征。以稻农参与土地流转市场状况和地块来源为分类标准, 技术效率方程中变量的描述性统计结果如表 2 所示。

地权稳定性以地块来源为代理变量。地块按其来源可分为租入地块和集体分配地块。租入地块是稻农从其他农户或村集体以租金 (分成制) 租入的水稻田块; 集体分配地块为村集体通过家庭承包制分配给稻农的水稻田块。在 783 个水稻田块中, 有 151 个田块通过租入获得。地块来源以虚拟变量的形式进入模型, 当地块为租入地块时, 变量赋值为 1; 当地块为集体分配地块时, 变量赋值为 0。一般认为, 租入地块具有因口头约定而容易被原主人收回的风险, 因而农户对租入地块的农业投资较集体分配地块少 (Deininger and Jin, 2006)。参照 Pender and Fafchamps (2006), 租入地块虚拟变量与稻农参与土地流转市场变量的交叉项被纳入技术效率影响因素估计方程, 用来检验对发生土地流转的稻农而言, 租入地块与集体分配地块上水稻生产的技术效率是否存在差异。笔者认为, 稻农可以通过土地流转来改变当年的耕地情况, 因而 2011 年耕地地块数和 2011 年平均每块耕地面积具有内生性, 不能直接用来当作农地细碎化程度的代理变量。考虑到笔者收集了稻农 2007 年耕地的基本情况, 所以, 农地细碎化程度以稻农 2007 年耕地地块数和 2007 年平均每块耕地面积这两个变量来表示。稻农农地细碎化程度高即稻农 2007 年耕地地块数多会对其农业生产技术效率带来负向影响 (Rahman and Rahman, 2008)。相反, 在耕地地块数保持不变的情况下, 平均地块面积增加可以有效提高稻农农业生产技术效率 (Tan et al., 2010), 因此, 2007 年平均每块耕地面积预期会对稻农农业生产技术效率有正向影响。地块特征以地块的位置 (包括离家距离、离最近硬化道路距离) 来表示。地块离家越远, 生产运输和劳动力往返所需时间越长。对较远的地块, 稻农倾向于粗放经营, 生产要素投入频次会减少, 但每次投入数量会增加。因此, 地块离家距离预期会对稻农农业生产技术效率带来负向影响。地块靠近硬化道路, 便于农业生产机械 (例如耕地拖拉机和收割机) 的使用, 也便于稻农日常的田间管理, 所以, 地块离最近硬化道路距离预期会对稻农农业生产技术效率有负向效应。

农业生产特征以 2011 年年初劳动力人均分配耕地面积、拥有拖拉机虚拟变量、拥有耕牛虚拟变量、家庭劳动力平均年龄、家庭劳动力平均受教育年限来表示。劳动力人均分配耕地面积 (包括免费代耕耕地面积) 代表稻农的土地禀赋。稻农水稻种植的机械化程度非常高, 特别是在整地和收割这两个水稻生产环节。拥有拖拉机和耕牛可以确保稻农水稻生产特定环节作业的及时性。家庭劳动力平均年龄作为稻农农业生产经验的代理变量, 对其技术效率的影响方向不确定, 这取决于稻农是更有经验还是更墨守成规。家庭劳动力平均受教育年限是稻农农业生产管理技能的代理变量。劳动力受教育程度越高的稻农, 越能有效利用现有农业生产技术进行生产管理 (Battese and Coelli, 1995), 因此, 稻农农业生产技术效率预期会随着家庭劳动力平均受教育年限的增加而提高。

稻农特征以住房面积, 家庭劳动力规模, 小孩、老人和女性劳动力分别占家庭总人口的比例, 科技示范户虚拟变量和稻农参加过相关农业培训虚拟变量来表示。住房面积为被调查时稻农所住住房的实际建筑面积, 用来当作稻农财富水平的代理变量。稻农越富有, 越不会因资金受限制而延缓农业生产要素的投入和先进生产技术的采用。家庭劳动力被定义为家庭中年满 16 周岁非学生、非

参军和非丧失劳动能力者。小孩被定义为 16 岁及以下人口,老人被定义为 65 岁及以上人口,女性劳动力定义为 16 岁以上 65 岁以下非学生、非参军和非丧失劳动能力的女性。家庭劳动力规模,小孩、老人和女性劳动力分别占家庭总人口的比例通过影响稻农的时间禀赋来影响其技术效率。稻农业科技示范户虚拟变量、在 2011 年水稻生产过程中稻农参加过相关农业技术培训虚拟变量用来当作农业技术推广的代理变量,以检验籼稻主产区农业技术推广的绩效。

表 2 技术效率方程变量的描述性统计

变量	单位	全部地块 (N=783)		未租入土地稻农 (N=341)		租入土地稻农			
		分配地块 (N=341)		租入地块 (N=151)		分配地块 (N=291)			
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
租入地块	是=1, 否=0	0.19	0.39	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00
稻农租入土地概率		0.49	0.26	0.48	0.26	0.51	0.26	0.50	0.27
租入地块 × 稻农租入土地概率		0.10	0.23	0.00	0.00	0.51	0.26	0.00	0.00
2007 年家庭非农收入与总收入之比		0.50	0.37	0.51	0.40	0.47	0.35	0.51	0.35
2007 年耕地地块数	块	10.07	11.64	7.06	5.67	13.01	15.65	12.07	13.48
2007 年平均每块耕地面积	亩/块	1.54	4.00	1.05	0.66	1.98	5.23	1.88	5.29
劳动力人均分配耕地面积	亩/人	1.59	0.85	1.68	0.86	1.55	0.86	1.49	0.82
离家距离	米	739	586	684	527	860	682	741	590
离最近硬化道路距离	米	410	517	399	462	363	469	448	595
住房面积	平方米	274	134	264	132	283	136	281	134
拥有拖拉机	是=1, 否=0	0.31	0.46	0.20	0.40	0.41	0.49	0.39	0.49
拥有耕牛	是=1, 否=0	0.24	0.43	0.13	0.34	0.32	0.47	0.32	0.47
家庭劳动力规模	人	3.80	1.28	3.70	1.26	3.84	1.31	3.89	1.29
小孩占家庭总人口比例	—	0.20	0.17	0.18	0.17	0.21	0.17	0.21	0.17
老人占家庭总人口比例	—	0.09	0.21	0.16	0.27	0.04	0.12	0.05	0.15
女性劳动力占家庭总人口比例	—	0.34	0.16	0.31	0.18	0.37	0.13	0.37	0.14
家庭劳动力平均年龄	岁	45.31	9.99	47.78	10.82	43.38	8.95	43.41	8.81
家庭劳动力平均受教育年限	年	6.14	2.33	6.04	2.40	6.15	2.30	6.25	2.27
科技示范户	是=1, 否=0	0.10	0.31	0.07	0.26	0.13	0.34	0.13	0.34
稻农参加过相关农业培训	是=1, 否=0	0.12	0.33	0.08	0.27	0.15	0.36	0.15	0.36

农村劳动力非农转移对农业生产的影响存在两方面的博弈。农村劳动力数量和质量下降对农业生产可能造成负向影响；同时，农村劳动力非农就业能减少稻农的收入风险，带来的非农收入能缓解稻农的资金约束，使其能及时购置农资和雇佣劳动力，从而会对农业生产带来正向影响。因为稻农非农就业决策、土地流转决策是同时决定的，笔者认为，不能直接用 2011 年家庭非农收入信息，本文用 2007 年家庭非农收入与总收入之比来表示非农就业机会，这也代表水稻生产的机会成本。

（四）技术效率影响因素的内生性问题

采用一步法估计随机前沿生产函数和技术效率值及其影响因素时，技术效率的影响因素必须为外生变量。然而，本文研究中一个核心变量“稻农参与土地流转市场”是稻农 2011 年的决策行为，存在内生性，直接使用该变量会导致有偏的估计结果。为解决内生性问题，参照 Feng (2008)，本文首先在农户层面对其 2011 年土地流转市场参与行为用 Probit 模型进行估计，然后根据估计结果预测稻农租入土地的概率。在进行一步法最大似然估计时，用预测的稻农租入土地概率来替代稻农参与土地流转市场变量。租入地块虚拟变量与稻农参与土地流转市场变量的交叉项也被定义为租入地块虚拟变量与稻农租入土地概率的乘积。估计稻农土地流转市场参与模型所使用变量的描述性统计结果详见表 3。

表 3 稻农 2011 年土地流转市场参与模型变量的描述性统计

变量	单位	全部稻农		稻农类型				p 值 (均值 1=均值 2)
				未租入土地稻农		租入土地稻农		
		(N=325)		(N=166)		(N=159)		
		均值	标准差	均值 1	标准差	均值 2	标准差	
家庭劳动力规模	人	3.76	1.28	3.68	1.27	3.84	1.29	0.27
老人占家庭总人口比例	—	0.11	0.23	0.16	0.27	0.05	0.15	0.00
小孩占家庭总人口比例	—	0.20	0.17	0.19	0.17	0.21	0.17	0.21
女性劳动力占家庭总人口比例	—	0.34	0.16	0.31	0.18	0.36	0.14	0.00
劳动力人均分配耕地面积	亩/人	1.62	0.85	1.69	0.85	1.54	0.85	0.10
村级土地租金	元/亩	231.06	103.95	230.94	100.13	231.18	108.11	0.98
2007 年家庭非农收入与总收入之比	—	0.50	0.38	0.51	0.40	0.48	0.35	0.53
拥有拖拉机	是=1，否=0	0.29	0.46	0.19	0.40	0.40	0.49	0.00
拥有耕牛	是=1，否=0	0.22	0.42	0.14	0.35	0.31	0.47	0.00
住房面积	平方米	271.16	133.11	264.53	130.94	278.09	135.41	0.36
住房类型	楼房=1，非楼房=0	0.80	0.40	0.78	0.42	0.83	0.38	0.23
家庭劳动力平均年龄	年	45.95	10.15	47.94	10.68	43.87	9.14	0.00
家庭劳动力平均受教育年限	年	6.04	2.39	5.98	2.44	6.10	2.35	0.67
科技示范户	是=1，否=0	0.10	0.29	0.07	0.25	0.13	0.33	0.07
2007 年非农业风险	有=1，否=0	0.11	0.31	0.08	0.27	0.14	0.35	0.08

如果稻农 2011 年租入土地种植水稻，则其土地流转市场参与状况赋值为 1，否则赋值为 0。在全部样本稻农中，有 159 个稻农租入土地，占 49%。租入土地稻农的土地租入面积占其实际耕种面

积的 62%。参照 Feng and Heerink (2008), 该模型的解释变量包括稻农特征 (住房面积和住房类型, 家庭劳动力规模, 小孩、老人和女性劳动力分别占家庭总人口的比例, 科技示范户虚拟变量, 2007 年非农业风险 (包括火灾、家庭成员重大疾病、大的家畜疫病) 虚拟变量) 农业生产特征 (劳动力人均分配耕地面积、拥有拖拉机虚拟变量、拥有耕牛虚拟变量、家庭劳动力平均年龄、家庭劳动力平均受教育年限)、村级土地租金和 2007 年家庭非农收入与总收入之比。

四、计量分析结果与讨论

(一) 土地流转市场参与模型回归结果

稻农土地流转市场参与模型的估计结果如表 4 所示。根据 Probit 模型估计结果, 在影响稻农 2011 年土地转入行为的因素中, 农业生产特征中的劳动力人均分配耕地面积、拥有拖拉机虚拟变量和拥有耕牛虚拟变量都在 1% 的水平上显著。劳动力人均分配耕地面积变量系数的符号为负, 表明劳动力人均分配耕地面积越大, 稻农越没有租入土地的激励。拥有拖拉机虚拟变量和拥有耕牛虚拟变量系数的符号皆为正, 表明拥有农业机械或牲畜会激励稻农进一步扩大种植规模。家庭劳动力平均受教育年限变量在 10% 的水平上显著, 且系数的符号为负, 表明受教育年限对农村劳动力扩大农业生产规模没有正向影响。家庭劳动力平均年龄对稻农土地转入行为没有显著影响。

表 4 稻农 2011 年土地流转市场参与模型估计结果

变量	Probit 模型		Tobit 模型	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
劳动力人均分配耕地面积 (对数)	-0.527***	0.195	-0.251***	0.077
拥有拖拉机	1.084***	0.229	0.521***	0.089
拥有耕牛	0.803***	0.230	0.349***	0.086
住房面积 (对数)	0.157	0.179	0.063	0.075
住房类型	0.017	0.242	0.065	0.110
2007 年家庭非农收入与总收入之比	-0.396	0.254	-0.238**	0.104
村级土地租金 (对数)	-0.046	0.906	-0.032	0.373
家庭劳动力规模	-0.026	0.079	-0.036	0.031
老人占家庭总人口比例	-1.499**	0.668	-0.666**	0.284
小孩占家庭总人口比例	0.387	0.555	0.077	0.226
女性劳动力占家庭总人口比例	0.565	0.696	0.257	0.275
家庭劳动力平均年龄 (对数)	-0.174	0.541	-0.206	0.234
家庭劳动力平均受教育年限 (对数)	-0.156*	0.092	-0.080**	0.039
科技示范户	0.338	0.295	0.116	0.118
2007 年非农业风险	0.436	0.272	0.120	0.098
村虚拟变量	已控制		已控制	
常数项	0.207	5.619	0.844	2.340
Pseudo R ²	0.23		0.24	
χ^2	77.4		—	
Log likelihood	-173.2		-213.5	
正确预测率 (%)	74.15		—	

(续表 4)

F 值	—	6.65
观测值个数	325	325

注：***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

稻农特征变量中，老人占家庭总人口比例越高，稻农用于农业生产的劳动力质量越差，会抑制其转入土地的意愿。随着农业生产机械化程度的上升，人均可以经营的土地面积大大增加，因此，家庭劳动力规模并没有对稻农土地转入行为产生显著影响。以住房面积和住房类型表示的家庭财富变量对稻农土地转入行为没有显著影响。村级土地租金变量、家庭非农收入与总收入之比变量系数的符号皆为负，但它们都不显著。为检验 Probit 模型估计结果的稳健性，使用相同的控制变量，笔者同时用双限制 Tobit 模型对稻农 2011 年租入土地面积占其实际耕种面积比例的影响因素进行了回归。双限制 Tobit 模型回归结果与 Probit 模型回归结果相似。而且此时，家庭非农收入与总收入之比变量在 5%的水平上显著，且其系数的符号为负。

(二) 随机前沿生产函数回归结果

表 5 上半部分列出了随机前沿生产函数的回归结果。水稻产出随着播种面积、雇佣劳动力和机械服务费的增加而提高。播种面积、雇佣劳动力和机械服务费的产出弹性分别为 1.047、0.005 和 0.003。播种面积的高弹性充分表明了研究区域，土地作为一种稀缺资源对产出的贡献。与预期相反的是，种子费用的产出弹性为负值，且它在 10%的水平上显著。这个结果似乎不合常理，但与 Feng (2008) 的研究发现一致。笔者认为，需要进一步研究种子特征（例如是否杂交稻、是否优质稻）对种子投入的影响，进而找出种子投入影响水稻产出的中间路径。除常数项和村虚拟变量外，各生产要素产出弹性之和为 1.031。水稻生产要素规模报酬不变的 F 检验结果表明，不能拒绝原假设，即研究区域稻农水稻生产具有规模报酬不变的特征。

表 5 随机前沿生产函数和技术效率影响因素方程的估计结果

	系数估计值	标准误
随机前沿生产函数		
播种面积（对数）	1.047***	0.026
雇佣劳动力（对数）	0.005***	0.002
家庭劳动力（对数）	-0.017	0.011
机械服务费（对数）	0.003*	0.002
种子费用（对数）	-0.024*	0.014
灌溉费用（对数）	-0.000	0.001
化肥费用（对数）	-0.009	0.021
农药和除草剂费用（对数）	0.000	0.009
村虚拟变量	已控制	
常数项	7.245***	0.111
技术效率影响因素模型		
租入地块	0.348	1.083
稻农租入土地概率	0.938***	0.357
租入地块 × 稻农租入土地概率	-0.724	1.347
2007 年家庭非农收入与总收入之比	0.736***	0.266

(续表5)		
2007年耕地地块数(对数)	-0.209**	0.087
2007年平均每块耕地面积(对数)	0.136	0.089
劳动力人均分配耕地面积(对数)	-0.050	0.144
离家距离(对数)	0.100	0.073
离最近硬化道路距离(对数)	0.029	0.034
住房面积(对数)	-0.095	0.075
拥有拖拉机	0.108	0.142
拥有耕牛	0.145	0.115
家庭劳动力规模	0.092	0.071
小孩占家庭总人口比例	1.360	0.830
老人占家庭总人口比例	-1.693*	0.927
女性劳动力占家庭总人口比例	-1.289	1.032
家庭劳动力平均年龄(对数)	-0.034	0.343
家庭劳动力平均受教育年限(对数)	0.051	0.089
科技示范户	0.042	0.200
稻农参加过相关农业培训	-0.591	0.633
常数项	-1.521	1.624
σ_u	0.104***	0.038
σ_v	0.136***	0.004
Log likelihood		435.25
χ^2		32375
Prob> χ^2		0.00
观测值个数		783

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

根据技术效率的计算公式 $TE_{ij} = E[\exp(-u_{ij}) | v_{ij} - u_{ij}]$, 本文由随机前沿生产函数的估计结果获得稻农地块水平上水稻生产的技术效率值(详见表6)。全部样本的技术效率值在0.613和0.997之间, 平均技术效率值为0.973。这表明, 平均97.3%的潜在产出可以通过现有的生产要素组合来获得。将稻农按2011年实际耕种面积分成三类, 分别为耕种面积在1公顷及以下的小规模稻农、耕种面积在1公顷以上但2公顷及以下的适度规模稻农、耕种面积在2公顷以上的大规模稻农。根据联合国粮农组织(FAO)对农户规模的定义, 2公顷是一个阈值, 小于2公顷的为小农场。考虑到中国尤其是江西省被调查区域土地资源稀缺的客观现实, 不管是遵照FAO标准, 还是以1公顷为划分标准, t检验结果表明($t=4.180$, $p=0.000$), 被调查区域2公顷以上种植规模稻农的技术效率显著高于其他种植规模稻农的技术效率; 同时, t检验结果也表明($t=3.041$, $p=0.002$), 1公顷以上种植规模稻农的技术效率也显著高于1公顷及以下种植规模稻农的技术效率。

表6	不同种植规模稻农地块水平的水稻生产技术效率			
	小规模稻农 (N=564)	适度规模稻农 (N=116)	大规模稻农 (N=103)	全部稻农 (N=783)
技术效率均值	0.970	0.973	0.991	0.973
标准差	0.049	0.045	0.007	0.046
最小值	0.613	0.717	0.948	0.613
最大值	0.997	0.996	0.997	0.997

(三) 技术效率影响因素模型回归结果

表5下半部分列出了技术效率决定因素模型的回归结果。租入地块虚拟变量系数的符号为正, 但该变量不显著, 表明地块来源为租入或集体分配对稻农水稻生产技术效率没有显著影响。一个可能的解释为, 因租入地块的地权稳定性较差, 稻农不倾向于对租入地块进行长久投资; 但同时, 稻农为了最大化租入地块耕作的短期利益, 不会减少租入地块常规农业生产要素的使用。

与理论预期和已有实证研究的发现一致, 稻农租入土地的概率越高, 其水稻生产的技术效率越高。稻农租入土地概率变量在 1% 的水平上显著, 且系数的符号为正, 表明减少土地流转市场自由运行的障碍, 使愿意租入土地的稻农能够顺利租入土地, 可提高稻农水稻生产的整体技术效率水平。

租入地块虚拟变量与稻农租入土地概率变量交叉项的回归系数为负值, 但它不显著, 表明对发生土地流转的稻农而言, 稻农无论耕作租入水稻田块还是集体分配水稻田块, 其水稻生产的技术效率没有显著差异, 这和 Pender and Fafchamps (2006) 的发现一致。

家庭非农收入与总收入之比对稻农水稻生产的技术效率有显著的正向影响, 该变量在 1% 的水平上显著。稻农非农收入占总收入的比例越高, 表明农业生产 (在被调查地区主要是水稻生产) 的机会成本越大, 因而更能有效促进稻农合理分配农业生产要素, 提高农业生产管理技能, 从而提高水稻生产的技术效率。非农就业的农村劳动力具有以青壮年男性劳动力为主的特征, 这使得农业劳动力呈现老龄化、女性化的特点。本文发现, 家庭劳动力规模对稻农水稻生产技术效率没有显著影响。这表明, 随着水稻生产中机械使用的普及, 特别是重点生产环节作业 (例如耕地和收割) 机械化率的提高, 劳动力供给不再成为制约稻农技术效率提高的因素。家庭人口结构变量中, 除老人占家庭总人口比例对稻农水稻生产技术效率在 10% 的水平上有显著的负向影响外, 其他变量, 包括小孩占家庭总人口比例和女性劳动力占家庭总人口比例, 都对稻农水稻生产技术效率没有显著的影响。

土地细碎化程度的代理变量 2007 年耕地地块数在 5% 的水平上显著, 且系数的符号为负, 表明土地细碎化程度越高, 稻农水稻生产的技术效率越低, 这与 Rahman and Rahman (2008) 的研究结论一致。2007 年平均每块耕地面积变量的系数估计值为正, 但不具有统计显著性。

农业生产特征变量中, 拥有拖拉机虚拟变量和拥有耕牛虚拟变量系数的方向为正, 与预期一致, 但它们都不显著。这表明, 稻农拥有农业机械或大型牲畜对其水稻生产技术效率没有显著影响。可能的原因是, 当地农业机械作业服务市场发达, 机械作业服务可以替代稻农农业机械投资。农业技术推广的代理变量科技示范户虚拟变量的系数为正, 稻农参加过相关农业培训虚拟变量的系数为负, 它们也都不显著。根据实地调查经验, 稻农参加过相关农业培训虚拟变量不显著的可能原因是, 当地乡镇农业技术培训的形式仅为发放病虫害防治宣传资料, 而且参加人员多为行政村干部、村民小组组长及水稻种植规模较大的稻农, 他们参加培训是为了应付任务。

五、结论及政策启示

在农村土地租赁市场发展迅速、劳动力流动频繁和农业机械化率大幅上升的背景下，本文基于江西省 2011 年 325 户稻农 783 块水稻地块的投入产出调查数据，运用一步随机前沿分析方法，分析了稻农土地流转市场参与、地块来源（租入和集体分配）、非农就业程度和土地细碎化状态对稻农水稻生产技术效率的影响，得到以下结论和政策启示：

第一，样本稻农水稻生产的技术效率值在 0.613 和 0.997 之间，平均技术效率值为 0.973。这表明，平均 97.3% 的潜在产出可以通过现有的生产要素组合来获得。遵照 FAO 对农户实际耕种面积的划分标准，实际耕种面积在 2 公顷以上的稻农的平均技术效率显著高于实际耕种面积在 2 公顷及以下的稻农；如果将稻农水稻种植规模的阈值变成 1 公顷，以上结论同样成立。这表明，培育适度规模经营农户有助于南方水稻种植区域稻农技术效率的进一步提高。

第二，发生土地流转的稻农的技术效率高于未发生土地流转的稻农；但对发生土地流转的稻农而言，集体分配地块与租入地块上水稻生产的技术效率无显著差异。这表明，深化农村土地制度改革、加快农村土地流转平台建设，促进农村土地租赁市场发展，鼓励土地向种田能手集中，实现土地规模经营，同时保障流转土地地权稳定，对稻农水稻生产和技术效率的提高具有重要意义。

第三，非农就业能促进稻农水稻生产技术效率的提高。因此，积极提供非农就业机会，提高稻农非农收入，不仅能提高农业劳动生产率，促进粮食生产；而且也有助于农地流转。

第四，土地细碎化程度越高，稻农水稻生产技术效率越低。这表明，在南方水稻种植区域，特别是在稻田田块狭小分散的情况下，在有条件的地方积极推进高标准农田建设，为农业机械作业创造良好的农田基础环境，促进农业转型发展，对保障中国粮食安全意义重大。

参考文献

1. Aigner, D.; Lovell, C. A. A. and Schmidt, P.: Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models, *Journal of Econometrics*, 6(1): 21-37, 1977.
2. Battese, G. E. and Coelli, T. J.: A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data, *Empirical economics*, 20(2): 325-332, 1995.
3. Benjamin, D. and Brandt, L.: Property Rights, Labour Markets and Efficiency in a Transition Economy: The Case of Rural China, *Canadian Journal of Economics*, 35(4): 689-716, 2002.
4. Binswanger, H. P.; Deininger, K. and Feder, G.: Power Distortions Revolt and Reform in Agricultural Land Relations, in Behrman, J. and Srinivasan, T. N. (eds.): *Handbook of Development Economics, Volume III*, Amsterdam, The Netherlands: Elsevier Science B.V., 1995.
5. Chen, Z.; Huffman, W. E. and Rozelle, S.: Farm Technology and Technical Efficiency: Evidence from Four Regions in China, *China Economic Review*, 20(2): 153-161, 2009.
6. Coelli, T. J.: Measurement of Total Factor Productivity Growth and Biases in Technological Change in Western Australian Agriculture, *Journal of Applied Econometrics*, 11(1): 77-91, 1996.
7. Coelli, T. J.: Recent Developments in Frontier Modeling and Efficiency Measurement, *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 39(3): 219-245, 1995.
8. de Brauw, A.; Huang J., Zhang L. and Rozelle S.: The Feminization of Agriculture with Chinese Characteristics, *China Economic Review*, 19(2): 320-335, 2012.
9. Deininger, K. and Jin, S.: Tenure Security and Land-related Investment: Evidence from Ethiopia, *European Economic Review*,

50(5): 1245-1277, 2006.

10.Feng, S. and Heerink, N.: Are Farm Households' Land Renting and Migration Decisions Inter-related in Rural China? *NJAS-Wageningen Journal of Life Sciences*, 55(4): 345-362, 2008.

11.Feng, S.: Land Rental, Off-farm Employment and Technical Efficiency of Farm Households in Jiangxi Province, China, *NJAS-Wageningen Journal of Life Sciences*, 55(4): 363-378, 2008.

12.Fenoaltea, S.: Risk, Transaction Costs and the Organization of Medieval Agriculture, *Explorations in Economic History*, 3(2): 129-151, 1992.

13.Huang, J.; Gao, L. and Rozelle, S.: The Effect of Off-farm Employment on the Decisions of Households to Rent out and Rent in Cultivated Land in China, *China Agricultural Economic Review*, 4(1): 5-17, 2012.

14.Kopp, R. J. and Smith, V. K.: Frontier Production Function Estimates for Steam Electric Generation: A Comparative Analysis, *Econometrics Journal*, 47(4): 1049-1059, 1980.

15.Meeusen, W. and van den Broeck, J.: Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error, *International Economic Review*, 18(2): 435-444, 1977.

16.Pender, J. and Fafchamps, M.: Land Lease Markets and Agricultural Efficiency in Ethiopia, *Journal of African Economies*, 15(2): 251-284, 2006.

17.Rahman, S. and Rahman, M.: Impact of Land Fragmentation and Resource Ownership on Productivity and Efficiency: The Case of Rice Producers in Bangladesh, *Land Use Policy*, 26(1): 95-103, 2009.

18.Reardon, T.; Chen, K.; Minten, B. and Adriano, L.: *The Quiet Revolution in Staple Food Value Chains*, Asian Development Bank (ADB)/IFPRI, Manila/Washington, DC, 2012.

19.Tan, S.; Heerink, N.; Kuyvenhoven, A. and Qu, F.: Impact of Land Fragmentation on Rice Producers' Technical Efficiency in South-east China, *NJAS-Wageningen Journal of Life Sciences*, 57(2): 117-123, 2010.

20.Taylor, T. G. and Shonkwiler, J. S.: Alternative Stochastic Specifications of the Frontier Production Function in the Analysis of Agricultural Credit Programs and Technical Efficiency, *Journal of Development Economics*, 21(1): 149-160, 1986.

21.Wang, H. J. and Schmidt, P.: One-step and Two-step Estimation of the Effects of Exogenous Variables on Technical Efficiency Levels, *Journal of Productivity Analysis*, 18(2): 129-144, 2002.

22.Wouterse, F.: Migration and Technical Efficiency in Cereal Production: Evidence from Burkina Faso, *Agricultural Economics*, 41(5): 385-395, 2010.

23.Yu, B.; Liu, F. and You, L.: Dynamic Agricultural Supply Response under Economic Transformation: A Case Study of Henan, China, *American Journal of Agricultural Economics*, 94(2): 370-376, 2012.

24.Yue, B. and Sonoda, T.: *The Effect of Off-farm Work on Farm Technical Efficiency in China*, working paper, Nagoya University, Japan, 2012.

25.姚洋：《中国农地制度：一个分析框架》，《中国社会科学》2000年第2期。

26.许庆、田士超、徐志刚、邵挺：《农地制度、土地细碎化与农民收入不平等》，《经济研究》2008年第2期。

27.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》，《经济学（季刊）》2010年第1期。

（作者单位：¹浙江大学管理学院；

²浙江大学经济学院；

³浙江大学中国农村发展研究院；

⁴国际食物政策研究所（IFPRI）

（责任编辑：杜鑫）