

【农业经济】

技术推广服务、要素投入与农户水稻产出效应的 差异性研究

——基于 Quantile 回归的分析

展进涛^{1,2}

(1. 南京农业大学 经济管理学院, 江苏 南京 210095;
2. 南京农业大学 中国粮食安全保障研究中心, 江苏 南京 210095)

摘要:论文基于2005年和2007年连续两年在江苏省洪泽县对300户水稻科技示范户调查所形成的面板数据,运用Quantile回归分析水稻技术推广服务对农户要素投入行为的影响,进而探讨农户之间水稻产出效应的差异性,以便为农业技术推广体系的改善提供新的实证依据。研究发现,由于科技示范县推动的技术推广服务有利于农户要素的理性投入,不同经营规模和人力资本水平的农户水稻产出存在显著的差异性,但技术推广服务降低了人力资本水平的差异而导致的水稻产出的差距。

关键词:技术推广;要素投入;人力资本;水稻生产;分位数回归

中图分类号:F324.3 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2013)03-0040-07

一、引言

农业技术推广服务能够加快技术转移的速度,进而显著地促进农业发展(Ruttan, 1986)。^[1]技术推广与农业发展两者之间具有紧密的逻辑关系,其根本在于通过提高整体农民科学素养、改善要素投入的配置效率来促进农业发展。各国实践也证明,技术推广在提高农业生产率和促进经营规模化方面是比较成功的;但是,要对技术进行合适的管理以及适合农民的技术需求依然是技术推广服务必要的前提条件。对于水稻经济及其产业发展而言,近年来我国水稻良种虽然不断涌现,却由于栽培技术不配套、新技术推广应用不到位等原因,水稻良种潜力得不到较好发挥,单产提高缓慢。在我国现行的体制下,农业技术从产生到采用过程存在着脱节现象。无论在对农民最需要技术的认识上或者推广与采用技术的行为上均存在着明显的差异(黄季焜等, 2000)。^[2]

提高农业技术知识水平将能够改善要素投入质量以提高农业生产率,部分学者从农业技术推广对农业生产率的直接影响角度进行了探讨。农业生产率的差距一般分为两种差距类型:技术差距和管理差距。前者可以通过增加额外的投入,提高生产成本(比如改良品种或化肥);后者需要运用先进的管理方法降低农民的生产成本来提高生产率,而农业部门中农业生产效率水平的差异主要体现在不同农户类型的技术采用率的差异。农业技术推广服务一方面可以通过加速技术转移来降低潜力产量和实际产量之间的差距(减少由技术因素产生的差距);另一方面则提高农民生产管理水平和(减少由管理因素产生的差距)(Anderson和Feder, 2003)。^[3]在赞比亚,农业技术推广确实较大幅度地促进了农业生产率的增长(Owens, Hoddinott和Kinsey, 2001)。^[4]另外,推广服务也将会影响农民对现代品种和新型化肥的采用,从而影响生产率的提高(Herd and Capule, 1983)。^[5]随着生物技术和机械技术水平的不断改善,农业技术推广服务在农业发展过程中的重要作用

收稿日期:2012-10-11

基金项目:国家自然科学基金项目(70973142, 70973054);国家社会科学重大招标项目(11&ZD046);教育部人文社会科学青年基金项目(12YJC790253)

作者简介:展进涛,男,副教授,博士,研究方向为农业技术经济和农业公共政策。

就更为突出(Nimal, 1988)。[6]因此,本文从农业部农业技术推广示范县工程实施作为切入点,跟踪调研了2005年和2007年江苏省洪泽县农业技术推广示范县工程实施的项目绩效,考查农业技术推广服务是否对农户要素投入产生影响,并测量推广服务对不同资源禀赋的农户所产生的差异化效应。

二、文献综述

农业的增长关键在于采用新技术,新技术的供给是农业增长的首要条件(Schultz, 1964)[7],但具备改良或创新的技术仅仅是提高农户经营效率的必要条件。新技术的扩散通常要具备一个前提条件,即存在价格有利可图的市场,以及能够获得信贷、投入和许多经常被忽视的其他服务和支持(国际农业知识与科技促进发展评估报告,2008)。现实可利用的知识水平与农民实际所掌握的技术知识往往存在着一定的差距,农民会衡量新技术采纳后的成本—收益状况,然后再作出是否采用新技术的决策(Feder和Slade, 1986)[8]。作物新品种技术的采纳率可能是亩均利润与总产出的函数,利润大及明显的地方,这种变革就迅速(Griliches, 1959)[9],而在利润低的地方,这种调整就慢一些。Rogers和Shoemaker(1971)[10]对新技术的采纳决策进行了深入研究,他们把接受新技术的接受者特征变量划分为三类:(1)社会经济状况;(2)个人变量;(3)传播行为。同时,接受者家庭经济状况,性别、家庭内部的分工等等也是可能的影响因素。Hoiberg和Huffman(1978)利用probit和logit模型对依阿华的农场数据进行分析,发现随着教育水平的提高和信息获得程度的增加,技术采用的成本和不确定性也随之下降,因此增加了技术的早期采用率。[11]该研究还表明,生产规模较大的农户往往比生产规模较小的农户更容易成为新技术的早期采用者。Jamnick和Klindt(1985)认为如果农户能够接受有关新技术的指导并且主动参加有关新技术的培训,那么他采用新技术的可能性较大,因为有关新技术的信息和采用新技术可能带来的收益会影响到农民的技术采用。[12]Wozniak(1987)利用Probit和Logit模型对美国依阿华州农户采用饲料添加剂技术进行研究,研究结果表明,农户的教育水平和信息获得程度与农户新技术的早期采用行为呈高度正相关关系。Wozniak的研究直接证明了农业推广部门的服务将影响农户农业技术的采

用。[13]此外,农户生产规模的大小也影响农户的新技术采用行为。对于生产规模大的农户往往比生产规模小的农户更愿意获取与新技术有关的各种信息,因此采用新技术的概率会更高。Baidu-Forsson(1999)认为非洲尼日尔农户采用土壤改良技术是与农户是否能得到技术推广服务和指导呈高度正相关的。技术推广的服务和指导能够增加农户采用该技术的可能性和采用程度。[14]朱希刚和赵绪福(1995)在对云南禄劝县和贵州普定县的6个乡的18个行政村的289户农户进行研究,选用了变量“农户与农技推广机构联系的次数”来考察农业技术推广系统在农户采用杂交玉米中的作用。此变量的值为一年内农户因农业技术问题去乡农技站的人次和一年内乡农技站推广员和村农技员为农业技术问题到农户家里走访的人次之和。该研究表明,与农业技术推广机构联系次数多的农户采用杂交玉米的概率较大。[15]汪三贵和刘晓展(1996)利用同样的数据研究了信息不完备下农民选择地膜玉米覆盖技术的行为,该研究选用了与乡镇距离的远近、家中有无大众传播媒介、有无技术推广人员指导作为信息传播变量,研究结果表明这三个因素都影响农户选择地膜玉米覆盖技术。[16]高启杰(2000)分析了三类地区农民对三种不同农业技术的需求情况:第一种技术是四川省绵阳地区120户农民采用水稻旱育秧技术,第二种技术是天津武清县、河北沙河县以及辛集市90户农民采用塑料大棚技术,第三种技术是北京郊区119户农民采用西红柿良种——“中杂9号”。Probit模型的分析结果表明,农户与推广人员接触的频率、大众媒介的使用频率,农户拥有的农业科技书籍与农户的技术采用行为呈正相关关系。[17]

对于农业技术推广服务对农业生产率的影响研究方面,Rosegrant和Evenson(1995)[18]对印度全要素生产率进行了测定,并得出印度TFP的增长主要来源于公共投资,特别是公共农业科研和推广的投资。推广服务也将会影响农民对现代品种和新型化肥的采用,从而影响生产率的提高(Herd和Capule, 1983)[5]。本文基于2004年农业部科技示范县项目的实施,跟踪调研了技术推广服务方式的转变对农户水稻生产的影响,并从农户要素投入的不确定性出发试图探讨技术推广服务的可靠性。

三、模型设定、估计方法与数据来源

为了准确估计技术推广服务的供给对不同资

源禀赋农户的水稻产出影响,本研究的数据主要采用了笔者分别在2005年和2007年对江苏省洪泽县的入户跟踪调研数据^①。选择这种独立混合横截面数据的依据是:一方面,我国2004年才开始出台并实施“两减免三补贴”等一系列支农惠农政策,选择2005年和2007年农户微观数据可以回避水稻补贴政策对农户经营所产生的影响;另一方面,采用从同一个大样本即洪泽县中进行随机抽样的独立混合横截面数据,可以将两个不同时间而从同一个总体中抽取的样本混合起来使用,以获得更为精密的估计量和更具功效的检验统计量(Wooldridge, 2003)^[19]。本次跟踪调研的农户样本共为304份,剔除4份无效样本后,有效农户样本有300份,有效率达98.7%,其中2005年和2007年各为150份。

关于农户水稻产出模型的设定,笔者采用线性参数模型进行估计和分析,即经典的Cobb-Douglas生产函数模型,计量模型设定为以下形式:

$$\ln y = \beta_0 + \delta_1 \text{exten07} + \beta_1 \ln lab + \beta_2 \ln fsp + \beta_3 \ln mac + \beta_4 \text{age} + \beta_5 \text{edu} + \beta_6 \text{gen} + \beta_7 \text{inc} + \delta_2 \text{exten07} \times \ln lab + \delta_3 \text{exten07} \times \ln fsp + \delta_4 \text{exten07} \times \ln mac + (1 + \delta_5 \text{exten07}) \times D_1 + (1 + \delta_6 \text{exten07}) \times D_2 + (1 + \delta_7 \text{exten07}) \times D_3 + \mu \quad (1)$$

式(1)中,表示农户家庭单位面积的水稻产出。笔者将该函数的被解释变量设为三组:反映农户资本要素禀赋的变量、反映技术推广服务的变量和反映农户家庭特征的变量。其中,物质资本包括单位面积的劳动力投入 lab 、肥料和农药投入 $fersp$ 及机械投入 mac ,农户家庭的人力资本因素主要体现在家庭经营决策者户主的人力资本之上,笔者将户主的受教育水平作为农户家庭人力资本;而反映技术推广服务的变量是 exten07 ,虚拟变量,样本来自于2007年等于1,否则等于0。考虑到技术推广服务对生产要素投入水平产生影响,我们以 exten07 与各个要素投入变量的交互项进行检验。如2005年的劳动力生产率为 β_1 ,而2007年的劳动力生产率为 $\beta_1 + \delta_2$;反映农户家庭特征的变量主要有户主年龄、户主性别以及农户农业收入占家庭总收入的比重;此外,本文以农户经营耕地面积为分组标志对技术推广服务的差异性效应进行了相应的统计整理,并根据调研农户经营规模的总体情况,将农户经营的耕地规模 D_i 分为4个组别:小于5亩、5亩~10亩、10亩~20亩以及20亩以上。在150户调研农户样本中,经营规模在5亩以下的农户有21户,平均经营规模为4.2亩,占全部样本农

户的14%;经营规模在5亩~10亩之间的农户有55户,平均经营规模为7.79亩,所占比例为36.67%;经营规模在10亩~20亩之间的农户有60户,平均经营规模为14.86亩,所占比例为40%,经营规模在20亩以上的农户有14户,平均规模为31.23亩,其中,经营规模最多的农户耕地面积达到75亩,所占比例最低,为9.33%。从农户角色差异化角度来看,模型中通过设置技术推广服务变量与水稻经营规模变量的交互项来检验不同水稻经营规模产生的效应差异。此外,使用农业生产资料价格指数对2007年要素投入数据进行了处理,从而获得以2005年为基准的要素投入数据。

由于技术推广服务对不同水稻产出水平的效应可能存在边际差异,而传统的OLS回归只能近似地估计出被解释变量的条件分布的均值函数,只能观察到技术推广服务对农户水稻生产的整体影响。Koenker和Bassett(1978)^[20]提出了一种用来对条件分位数函数(Conditional Quantile Function)进行参数估计和统计推断的统计方法,即分位数回归(Quantile Regression)^②。经典的最小二乘法是对自变量的条件均值函数进行估计,而分位数回归法则可以对自变量的条件中位数或其他分位数函数进行估计。与OLS相比,分位数回归的优势体现在以下两点:一是可以很好地克服最小平方方法和最小二乘法容易受到极端数据干扰的弊端,更好地处理那些极端值;二是分位数回归可以对一个数据集中分布在不同位置的数据点进行研究,并且估计结果是自变量对因变量的某个特定分位数的边际效果,它能提供不同分位数的估计结果,而不仅仅是平均结果,可清楚阐释因变量的整个分布,甚至可以处理数据异质性问题(吴建南、马伟,2006)^[21]。

相对于OLS回归,分位数回归可以选择任一分位数进行模型估计。假设 Y 是被解释变量的向量, X 是解释变量的向量, τ 是所要估计的分位数,则分位回归模型可以表示为:

$$y_i = x_i^T \beta_\tau + \mu_{\tau i} \quad (2)$$

且有:

$$\text{Quant}_\tau(y_i | x_i) = x_i^T \beta_\tau \quad (3)$$

其中, β_τ 是 τ 条件分位数函数的待估参数,并且随着 τ 的变化而不同, $\text{Quant}_\tau(y_i | x_i)$ 表示在给定 x_i 条

① 数据来源于中国水稻研究所对科技入户示范户水稻生产情况的调研数据。

② 有关分位数回归的详细讨论可以参照Koenker, Quantile Regression, Cambridge University Press, 2005。

件下 y_i 的 τ 条件分位数。 τ 可以取 0 到 1 之间的任何值,我们可以获取在给定 x 条件下 y 的整个分布。关于 τ 取值的含义,如果 $\tau=0.95$,那么线性规划模型得到的是 95% 的条件分位数,估计的是被解释变量 95% 的分位数的期望;如果 $\tau=0.50$,那么线性规划模型得到的是 50% 的条件分位数,估计的是被解释变量 50% 的分位数的期望。此外,分位数回归的系数估计可通过以下线性规划方法求出。

$$\text{Min}_{\beta} \sum_{i: y_i \geq x'_i \beta} \rho_{\tau} | y_i - x'_i \beta | + \sum_{i: y_i < x'_i \beta} (1 - \rho_{\tau}) | y_i - x'_i \beta | \quad (4)$$

其中 ρ_{τ} 的函数形式为:

$$\rho_{\tau}(\varepsilon) = \begin{cases} \tau\varepsilon, \varepsilon \geq 0 \\ (\tau - 1)\varepsilon, \varepsilon < 0 \end{cases} \quad (5)$$

通过对上述最小化目标函数的求解,我们可以估计出不同分位数下的系数估计值 β_{τ} ,进而通过系数来比较不同农户角色下,技术推广服务在不同分位点对水稻产出的边际效应。

本研究选择农业部农业技术推广示范县江苏省洪泽县作为调查地点。选择洪泽县作为调查的样本地区主要基于如下考虑:第一,从地理位置上讲,洪泽县位于淮河下游、江苏省中部偏西地区,方位在长江以北、苏北灌溉总渠以南、洪泽湖以东、大运河以西,水资源较为丰富,在分析中可忽视水资源对水稻生产的约束。第二,从经济发展水平看,从南至北呈现梯度下降,经济发展水平差距较大,一定程度上可以看作是江苏苏南、苏中、苏北的缩影,乃至中国东部、中部、西部发展的折射,具有良好的区位代表性。在实地调查过程中,我们采用了自填式和人员面访相结合的方法:在被调查者受过一定教育的情况下,我们采用自填式的调查方法^①;在被调查者文化素质较低的情况下,我们采用人员面访的调查方法,此方法能提高问卷调查的质量。此外,我们还辅助以座谈法和直接观察法等方法来协助问卷的调查。通过与当地相关专家开座谈会交流和访问者直接观察当地的有关情况,有利于访问者对当地的总体情况有一定的了解,从而为访问者更好地开展跟踪调查工作打下基础。

四、实证分析结果与解释

由上文分析可知,QR 回归和 OLS 的回归系数在经济解释上存在着差异,通过分位数回归获得的估计参数是解释变量对被解释变量某一特定的分

位点的边际效应,而非总体平均效应,从而更能显示出解释变量对被解释变量条件分布的不同点位的边际效应变化趋势。笔者在对模型估计过程中利用统计分析软件 Stata 12 来实现 OLS 回归和分位数回归,并将估计结果进行对应比较。回归结果见表 1。其中,表格第二列是模型的 OLS 回归结果,表格第三列至第七列分别是模型 10%、25%、50%、75% 以及 90% 分位数上的回归估计结果,本文将以 OLS 估计结果作为比较对象,主要分析模型分位数回归的结果。

从 OLS 回归的整体估计结果来看,物质资本中的劳动力投入变量具有显著影响,劳动力要素投入变量对水稻产出的边际效应因技术推广服务的作用由负转变为正。从表 1 估计结果可以看到,提供技术推广服务之前的劳动力投入边际效应为 -0.027,而存在技术推广服务使得劳动力投入对水稻产出的边际效应提高到 0.018,技术推广服务改善了农户家庭劳动力投入的质量,提高了劳动生产率;然而,其他如机械等物质投入从整体回归上对水稻产出未呈现出显著影响,说明技术推广服务对物质资本投入质量的改善并不是从整体效应而是局部效应,并不是对总体的农户家庭有效,只是对采纳了技术推广服务所提供技术的部分农户有效。

OLS 估计结果显示,农户家庭的人力资本变量及特征变量并没有显示出显著的影响。一方面,农户以邻居为农业技术信息的主要获取渠道这一事实,可以表明对于某些非排他性和非竞争性的公共技术,人力资本及部分家庭禀赋对水稻生产的影响将会被弱化,但这种弱化效应仅体现于“一看就会”之类的农业技术。此外,不同经营规模的农户家庭水稻产出水平具有差异性,并且技术推广服务对不同经营规模的农户的产出效应也存在一定差别,但经营规模在 20 亩以上的农户家庭没有显著变化。

从表 1 分位数回归结果可以看出,与 OLS 回归估计系数相比,分位数回归显示出了不同分位点解释变量对被解释变量的效应差异。对于物质资本投入变量,技术推广服务均有效改善了劳动力投入和机械投入的质量,提高了劳动和机械生产率;技术推广服务的作用也随着分位点的变化而不同,此外,除了 10% 分位点以外,技术推广服务在其他

^① 自填式就是我们先对被调查人员进行问卷填写培训,将调查问卷发放给被调查者,然后委托被调查者将调查问卷通过传真、邮寄等方式返回。

分位点上对肥料与农药投入均具有显著效应,但效应为负。这种负效应可能是由于农业技术推广的外部性较强,允许政府农业技术推广机构从事生产资料的经营,从而导致部分单位或人员为了赚钱而增加农民的生产成本(Widawsky et al.,

1998)^[22];同时,由于政府农技推广机构属于事业单位性质,人员工资由政府支付,允许政府农业技术推广机构从事种子、农药、化肥等物化技术经营,从事经营创收的人员也多数分布在农技推广的各个部门(李立秋等,2003)^[23]。

表1 分位数回归结果

| yield | OLS | 10% | 25% | 50% | 75% | 90% |
|------------|----------------------|----------------------|----------------------|------------------------|----------------------|----------------------|
| y08plabor | 0.045** (2.44) | 0.096* (1.96) | 0.045** (2.24) | 0.032*** (50.63) | 0.032* (1.98) | 0.037*** (4.08) |
| plabor | -0.027** (-2.11) | -0.077* (-1.94) | -0.038** (-2.23) | -0.0001 (-0.18) | -0.015 (-1.13) | -0.001 (-0.14) |
| y08pfersp | -0.052 (-1.47) | -0.060 (-1.00) | -0.111*** (-4.13) | -0.045*** (-47.23) | -0.068*** (-2.68) | -0.054*** (-4.25) |
| pfersp | 0.023 (0.71) | 0.040 (0.73) | 0.081*** (3.56) | 0.0003 (0.32) | 0.022 (0.98) | 0.002 (0.14) |
| y08pmach | 0.110 (1.59) | 0.145*** (3.61) | 0.120*** (5.52) | 0.046*** (53.25) | 0.042** (2.01) | 0.059*** (5.72) |
| pmach | -0.020 (-1.55) | -0.050* (-1.78) | -0.043*** (-2.93) | -0.001 (-1.45) | -0.025** (-2.1) | -0.006 (-1.13) |
| gender | 0.002 (0.07) | 0.008 (0.22) | -0.013 (-0.45) | 0.001 (0.82) | 0.001 (0.06) | -0.006 (-0.46) |
| age | -0.002* (-2.00) | 0.001 (0.26) | 0.0008 (-0.56) | -0.00003 (-1.15) | -0.001* (-1.93) | -0.001* (-1.82) |
| edu | 0.005 (1.07) | 0.004 (0.43) | 0.001 (0.23) | 0.00001 (0.13) | 0.002 (0.95) | 0.00015 (0.12) |
| income | 0.003 (0.31) | -0.003 (-0.11) | -0.012 (-1.05) | -0.0002 (-0.86) | 0.017*** (1.92) | 0.006 (1.51) |
| ID_1 | -0.061*** (-3.33) | -0.104 (-1.4) | -0.067** (-2.55) | -0.080*** (-96.35) | -0.028 (-1.26) | -0.004 (-0.39) |
| ID_2 | -0.078*** (-3.79) | -0.135* (-1.74) | -0.090*** (-3.22) | -0.080*** (-94.75) | -0.058** (-2.56) | -0.008 (-0.63) |
| ID_3 | -0.062** (-2.47) | -0.144 (-1.52) | -0.115*** (-3.37) | -0.080*** (-74.84) | -0.056** (-1.99) | -0.011 (-0.82) |
| exten | -0.417 (-1.33) | -0.630* (-1.69) | -0.196 (-1.11) | -0.161*** (-26.16) | -0.016 (-0.1) | -0.130 (-1.48) |
| IDXexten_1 | 0.122*** (4.40) | 0.146* (1.66) | 0.153*** (4.06) | 0.125*** (103.98) | 0.106*** (3.14) | 0.078*** (4.41) |
| IDXexten_2 | 0.199*** (4.18) | 0.188** (2.13) | 0.190*** (4.98) | 0.144*** (118.29) | 0.140*** (4.13) | 0.146*** (8.00) |
| IDXexten_3 | -0.114 (-0.45) | -0.324*** (-3.04) | -0.359*** (-7.2) | -0.476*** (-241.58) | 0.200*** (4.61) | 0.135*** (6.64) |
| 常数项 | 7.210*** (41.89) | 7.167*** (19.41) | 6.977*** (44.92) | 7.172*** (1317.33) | 7.219*** (51.23) | 7.224*** (90.82) |

注:***为参数估计在1%的显著水平上显著;**为参数估计在5%的显著水平上显著;*为参数估计在10%的显著水平上显著。

在没有提供技术推广服务的情况下,物质资本投入变量中,劳动力投入变量在10%和25%分位点上呈现显著负效应,机械投入变量分别在10%、25%和75%分位点上显示出负效应,而肥料与农药投入变量则在10%分位点上显示出对农户家庭水稻产出的正效应。并且,从分位数回归结果可以看出,在25%分位点上,技术推广服务对物质资本投入的正效应最大或负效应最小。对于人力资本变量来讲,技术推广服务将会从一定程度上降低本来存在的人力资本导致的差距,这可能是受教育程度不显著的原因;此外,除了年龄变量在75%和

90%分位点上显示出对水稻产出的负效应,以及农业收入的比重变量在75%分位点上显示出的正效应以外,其他农户家庭特征变量在分位数回归结果中统计上均不显著;对于经营规模变量,在提供技术推广服务之前,除了90%分位点,其他分位点上均显示出经营规模越大,农户家庭单位面积的水稻产出则越低,经营规模与土地生产率呈负相关。笔者认为,这种关系是可以理解且现实确实存在的。经营规模较大农户的经营目标是效益最大化,规模较大的农户往往会比规模较小的农户使用相对理性的要素投入方式。

从回归结果来看,技术推广服务与经营规模的交叉项系数来看,对于5亩~10亩和10亩~20亩的经营规模下,除了90%分位点以外,技术推广服务引致了经营规模对水稻产出的正向效应,并且这种效应在10亩~20亩规模水平上要大于5亩~10亩。提供技术推广服务在75%和90%分位点上将使得20亩以上农户经营规模的产出效应得到改善,而在10%、25%和50%分位点上显示出负效应,表明技术推广服务将提高大部分20亩以上经营规模水平的农户家庭的水稻产出,但会对部分20亩以上经营规模水平的农户家庭的水稻产出也产生了负向作用。

五、结论与讨论

从水稻技术服务对农户经营决策影响的角度来看,对于物质资本投入变量,技术推广服务均有效改善劳动力投入和机械投入的质量,提高劳动和机械生产率。技术推广服务的作用也随着分位点的变化而不同,除了10%分位点以外,技术推广服务在其他分位点上对肥料与农药投入均具有显著降低效应,即农业技术推广服务使农户要素投入行为更为理性。在没有提供技术推广服务的情况下,物质资本投入变量中,劳动力投入变量在10%和25%分位点上显著负效应,机械投入变量分别在10%、25%和75%分位点上显示出负效应,而肥料与农药投入变量则在10%分位点上显示出对农户家庭水稻产出的正效应。对于人力资本变量来讲,技术推广服务将会从一定程度上降低本来存在的人力资本导致的差距;对于经营规模变量,在提供技术推广服务之前,除了90%分位点,其他分位点上均显示出经营规模越大,农户家庭单位面积的水稻产出则越低,经营规模与土地生产率呈负相关关系。从技术推广服务与经营规模的交叉项系数来看,对于5亩~10亩和10亩~20亩的经营规模,除了90%分位点以外,技术推广服务引致了经营规模对水稻产出的正向效应,并且这种效应在10亩~20亩规模水平上要大于5亩~10亩。

由本文研究结果可见,改革现有的农业科技推广体系,要使其更有利于科技创新成果的转化和普及。科技推广是科技创新的目的,既要注重水稻相关科技的创新,也要注重其科技成果的加快推广应用,不断提高科技成果的转化率和普及率,使科技成果转化为现实的水稻生产能力。其次,要构建以

轻简栽培技术为前提的增产增效的新技术推广体系,加强主导品种和主推技术推介,在充分筛选的基础上,利用政府的公信力,根据品种的区域适宜性,在不同区域加强主导品种和主推技术推介,是逐步改变品种多乱杂,推进适用技术推广的有效手段;要提高技术入户率和到位率,根据不同区域经济发展水平以及水稻生产技术水平的差异,分析制约当地水稻生产的主要技术性障碍,有针对性地加强品种和技术推广,提高技术入户率和到位率。增加农业技术推广投入必须建立完善的农业技术推广行为考核激励机制,理顺管理体制,实施积极的政府投入政策,鼓励社会资本介入,实现农业推广主体的多元化。此外,要根据各个地区的条件和特点,逐渐实行考核方式以农民考核为主、基层部门民主投票为辅,考核内容以农户实际效果为主、其他量化指标为辅,加强农技员的考核力度,充分体现农技员进行推广工作的贡献,从而提高农业技术推广工作的效率和农业生产的效益;县级管理体制下增加政府投入对于提高农技员的行为水平是显著的,将基层农业推广部门的“人、财、物”三权的乡镇管理收归县级管理的体制改革将使政府投资变得更为有效,而政府对基层农业推广部门进行全额拨款也将促进农技员的工作积极性。

本文仅仅选择了江苏省洪泽县作为调研地区,结论可能对于不同经济发展水平地区不具有普遍适用性。此外,本文对洪泽实施农业科技入户工程前后的效应及其产出差异进行了分析,如果扩大样本并选择非科技示范户的农户样本可能更能提高论文结果的可靠性,这也是本研究今后的研究方向之一。进一步地,从不同农技服务体系的推广方式、技术服务内容等剖析农业技术服务对农户农作物产出的效应及项目推广绩效的影响是本研究下一步的研究方向。

参考文献:

- [1] Ruttan, V. W.. Assistance to expand Agricultural Production[J]. World Development, 1986, 14: 39-63.
- [2] 黄季焜, 胡瑞法, 张林秀, Rozelle, S.. 中国农业科技投资经济[M]. 北京: 中国农业出版社, 2000.
- [3] Anderson, J. R., Feder, G.. Rural Extension Services[R]. The World Bank Policy Research Working Paper, 2003: 10-15.
- [4] Owens, Hoddinott, Kinsey. The Impact of Agricultural Extension on Farm Production in Resettlement Areas of Zimbabwe[J]. Economic Development and Cultural Change,

- 2003,51(2):337-357.
- [5] Herdt, R. W., and C. Capule. Adoption, Spread and Production Impact of Modern Rice Varieties in Asia[M]. Los Banos, Philippines: International Rice Research Institute, 1983:21-39.
- [6] Nimal A. Fernando. Factors Limiting the Effectiveness of Extension Service Systems in Developing Countries: An Analysis of Evidence from Sri Lanka's Coconut Sub-Sector, Agric[J]. Admin. & Extension, 1988,30:233-243.
- [7] Schultz, T. W.. Transforming Traditional Agriculture[M]. Yale University Press, 1964:20-50.
- [8] Feder, G., Slade R.. The Impact of Agricultural Extension; the Training and Visit System in India [R]. The World Bank Research Observer, 1986,1(2):139-161.
- [9] Griliches, Zvi. The Demand for Input in Agriculture and A Derived Supply Elasticity[J]. Journal of Farm Economics, 1959,41(2):309-322.
- [10] Rogers, E. M., and Shoemaker, F. F.. Communication on innovations; a cross-sectional roach[M]. New York: The Free Press, 1971:26-58.
- [11] Hoiberg, E. O., Huffman, W.. Profile of Iowa farms and farm families[M]. Iowa State University, 1976:15-38.
- [12] Jamnick, S. F., Klindt, T. H.. An analysis of no-tillage practice decisions [M]. Knoxville: University of Tennessee, 1985:51-128.
- [13] Wozniak, G. D.. Human Capital, Information, and the Early Adoption of New Technology[J]. Journal of Human Resources, 1987(22):101-112.
- [14] Baidu-Forson J. Factors influencing adoption of land-enhancing technology in the Sahel: lessons from a case study in Niger[J]. Agricultural Economics, 1999,20(3):231-239.
- [15] 朱希刚, 赵绪福. 贫困山区农业技术采用的决定因素分析[J]. 农业技术经济, 1995(5):18-22.
- [16] 汪三贵, 刘晓展. 信息不完备条件下贫困农民接受新技术行为分析[J]. 农业经济问题, 1996(12):31-36.
- [17] 高启杰. 我国农业推广投资现状与制度改革的研究[J]. 农业经济问题, 2002(8):27-33.
- [18] Rosegrant, M. W., Evenson, R. E.. Total Factor Productivity and Sources of Long Term Growth in Indian Agriculture[R]. Discussion Paper No. 7, International Food Policy Research Institute, Washington, 1995:3-26.
- [19] Wooldridge, J. M.. 计量经济学导论: 现代观点 [M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2003.
- [20] Koenker, R., Bassett, G. S.. Regression Quantiles [J]. Econometrica, 1978,46(1):33-50.
- [21] 吴建南, 马伟. 估计极端行为模型: 分位数回归方法及其实现与应用[J]. 数理统计与管理, 2006(5):536-543.
- [22] Widawsky, D., Scott R., Jin, S., Huang, J.. Pesticide Productivity, Host-Plant Resistance and Productivity in China[J]. Agricultural Economics, 1998,19(1/2):203-217.
- [23] 李立秋, 胡瑞法, 刘健, 冯岩. 建立国家公共农业技术推广服务体系[J]. 中国科技论坛, 2003(11):125-128.

(责任编辑: 宋雪飞)

On the Effect of Agricultural Extension on the Input of Production Factors and the Rice Output Gap: Analysis Based on Quantile Regression

ZHAN Jintao^{1,2}

(1. College of Economics & Management, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China;

2. China Center for Food Security Research, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China)

Abstract: Based on the panel data from the two rounds of survey on 300 technological demonstration farming households from Hongze County, Jiangsu Province in 2005 and 2007, and with the use of Quantile Regression method, the present paper analyzed the effect of agricultural extension on the input of production factors and rice output gap in order to provide empirical data and evidence for the improvement of the agricultural extension system in China. The research findings showed that due to the fact the extension service provided by the demonstration county was conducive to the rational input of farming household factors, there existed remarkable differences between the rice output of farming households with different size and labor capital; however, the extension service has narrowed the rice output gap resulted from the labor resources level gap.

Key words: Extension Service; Factor Input; Labor Capital; Rice Production; Quantile Regression