

# 技术进步和农业生产发展的原动力

## ——水稻生产力增长的分析<sup>①</sup>

中国水稻研究所 黄季焜 美国斯坦福大学 Scott Rozelle

**内容提要** 技术创新和推广以及不同生产技术的选择主要取决于两类基本因素：①市场对某种产品的需求规模；②资源的相对稀缺程度。前者符合 Griliches 的市场需求导向技术创新假设，后者满足 Hayami—Ruttan 的资源诱导技术创新理论。对中国水稻生产力增长的分析表明，技术进步是粮食生产增长的主导决定因素，而技术创新是粮食生产力增长的原动力。

### 一、研究背景

自 70 年代中期以来，农村经济体制的改革和市场的发育促进了农村经济整体的发展和农民收入的提高。近年来许多国内外经济学家对这场大胆的，具有深远意义的改革及其对经济发展的影响作了不少的研究（Lardy，1983 年；Sicular，1991 年；McMillan et al.，1989 年；Lin [林毅夫]，1992 年 b）。他们的研究都表明经济体制的改革和生产责任制的贯彻执行在 80 年代初的中国农业生产力增长中起着主导作用。

同时技术进步在农业生产力增长中的作用也越来越引起人们的重视。然而在所有以往研究中，技术因素往往被假设为静态的或者简单地以时间趋势作为其替代变量（例如 McMillan et al.，1989 年；Ma et al.，1989 年；Fan [樊胜根]，1991 年；Lin [林毅夫]，1992 年 b，朱希刚和史照林，1993 年；顾焕章等，1993 年）。

更值得注意的是在所有以往的研究中，技术进步往往被作为模型的外在变量。然而根据许多研究（如 Huang [黄季焜] 和 Rosegrant，1993 年）的结果表明农业技术的进步、创新及其推广并非外生的，它们的产生和发展是由模型本身产生，即应是内生的变量。

在本项研究中，我们选择了中国最主要的粮食作物——水稻生产中两种重要的生产技术（杂交稻和稻作制度）作为研究对象，探讨影响其推广和采用的决定因素以及它们对水稻生产力增长的贡献。在对技术因素的处理上至少有三点独到之处：技术不但是动态的和实际可测量的因素（非时间趋势变量），而且是内生的变量。

### 二、中国水稻生产

水稻是中国最重要的粮食作物。前 10 年，水稻几乎占粮食面积的 30%，占粮食产量的 45%，提供了国民约 40% 的热量摄入量。在过去 40 年的大部分时期，技术进步在水稻生产发展中起着重要的作用。早在世界其他国家引进“绿色革命”技术之前的 60 年代早期，中国就选育出并推广了施肥效益高的丰产矮秆品种。从 1964—1978 年，水稻单产年增长为 1.88%，

① 本项研究系 International Development Research Center, International Rice Research Institute, International Food Policy Research Institute 和 Stanford University 联合资助，是中国水稻研究所主持的“中国水稻经济”合作研究项目的论文系列中的论文之一。作者对以上所有资助单位表示感谢。

从1978—1988年,单产年增长率提高到5.26%。到80年代早期,中国98%以上的水稻面积种植了改良的矮秆品种。80年代后期,虽然增长率滞缓(年增长率1.16%)<sup>1</sup>,但水稻单产仍是世界上最高的国家之一,1990年每公顷达到5.73吨(中国农业年鉴,1991年)。那么,技术进步在水稻单产增长中的贡献率有多大?这是本文要探讨的中心问题。

### 杂交稻的推广应用

1976年,杂交稻开始了小面积地生产(袁隆平和陈洪新,1988年)。到1990年其种植面积迅速提高到1590万公顷,占当年水稻种植面积的41.2%(表1,底行)。然而,杂交稻在省际之间及在不同时期的推广率有显著差异。比如,上海1990年杂交稻仅占其水稻种植面积的0.2%,四川则高达88.0%(表1)。在某些省份的推广率,如福建1980年就已超过了30%,在另外一些省份如安徽和广东,到80年代中期,农民种植杂交稻面积还不到其水稻总播种面积的10%。那么,杂交稻推广率在地区间存在如此的显著差异的内在原因何在?这是本文要研究的第二个问题。

表1 1976—1990年南方主要水稻生产省的杂交稻生产情况

省份	杂交稻播种面积占水稻总面积的百分比				
	1976	1980	1984	1988	1990
<b>南部</b>					
广东	0.2	3.5	37.2	29.8	36.6
广西	1.0	4.7	8.5	40.7	49.8
福建	0.2	31.1	32.6	54.4	60.0
<b>东部</b>					
上海	0.0	2.3	0.7	0.2	0.2
江苏	0.0	24.1	36.3	41.5	45.5
浙江	0.0	22.2	21.8	25.8	26.1
<b>中部</b>					
安徽	0.0	4.9	20.9	33.5	42.7
江西	0.2	22.6	19.4	34.3	36.5
湖北	0.0	3.0	15.1	37.7	41.0
湖南	1.9	22.2	34.7	53.4	56.6
<b>西南部</b>					
四川	0.0	22.2	56.9	79.9	88.0
贵州	0.1	12.3	13.0	41.9	63.1
云南	0.0	1.2	5.0	19.2	26.3
全国平均	0.4	14.6	24.7	38.8	41.2

资料来源:中国水稻研究所,1993。

### 种植制度的演变

1975年,双季稻每公顷年产量达7.04吨,超过单季稻的(4.43吨)56%。到1990年,两者之间的产量差异上升到63%。然而,双季稻的年产量增长是依赖单位面积的劳动力、肥料等投入的增加而取得的。80年代初期,市场经济刚刚萌动,以市场为导向的政策取代了纯计划经济的政策。农村经济的迅速发展和农民收入的大幅度提高导致农业劳动力机会成本的上升,相应地,全国的双季稻种植面积由1980年的66%下降到1990年的58%。沿海省、市由双季稻向单季稻的转变更为迅速。如在江苏省80年代双季稻比例由41%下降到2%;同期上海市则由92%下降到19%。那么,影响种植制度变动的主要因素是什么?这是本文要研究的第三个问题。

## 三、内生技术与水稻供给动态系统模型

一般情况下,农民对水稻生产的决策过程分两个阶段。在种植季节开始之前,农民在决定了需种多少面积的水稻之后,首先考虑的是要种杂交稻还是常规稻?是双季稻还是单季稻?其次是生产者考虑各生产投入要素(劳动力、肥料和有机肥)的投入水平。这些要素的投入水平,反过来决定其产量的高低。所以整个模型分成二个阶段的子模型。第一阶段为生产技术的采用和选择(杂交稻和稻田种植制度),第二阶段为生产的供给及要素投入需求系统。

### 杂交稻采用率方程

根据Griliches(1957年)的需求诱导技术创新理论以及技术的相对经济效益原则,杂交稻推广率主要取决于市场对其产品的需求程度以及相对经济效益或生产优势。某种产品市场

需求规模的大小影响着各地区对该产品投入的研究及推广经费,从而最后影响着其技术的产生(创新)和采用。稻米市场需求规模可以用上一年种植面积来衡量。在衡量杂交稻相对经济效益或相对生产优势方面,本文运用杂交稻与常规稻年平均产量差值来测算。

除了以上因素外,其它的因素也可能影响杂交稻的推广和应用,如:杂交稻米质比大多数常规稻尤其是晚稻及梗稻要差些(张云康等,1991年)。因此随着农民收入的增加,对自身消费的大米的米质要求的提高,稻区杂交稻种植比例还将会继续下降。因此,我们在模型中也引入了农村人均实际收入(纯收入除以农村零售物价指数)指标作为解释变量。复杂的制种过程和技术也是影响采用杂交稻的另一重要因素(He [何桂庭], et al., 1987年;许世觉等,1991年)。由于分省杂交稻种子生产情况资料难以取得,所以在模型中加入时间趋势变量来反映杂交稻制种技术的进步和发展。

同时,家庭承包责任制也作为一个独立变量用在该模型中,而且由于杂交稻品种的推广在很大程度上也取决于各地自然、气候及社会经济条件。所以模型中增加了各省份的虚变量。

最后,杂交稻采用模型可用下面的方程来表示:

杂交稻采用率 =  $f_1$  (水稻市场需求规模;单产相对优势[杂交稻与常规稻];收入水平;经济体制;时间趋势;各省虚变量)。

由于上式中因变量(杂交稻采用率)的数值是介于0—1之间的,通常所用的最小二乘法估计会产生偏差,并会出现不一致的估计参数(Maddala, 1983年)。为了修正这个偏差,我们应用Tobit估计法来估计以上的模型参数。但又由于Tobit估计是在变量经过标准化后求得估计系数的,所以估计出的系数相对复杂而且难以解释。为了避免这个问题,由Tobit估计出的标准化系数又经特殊的转化(Tobit, 1958年)使之换算成纯回归系数。

### 种植制度的选择

除收入变量外,双季稻方程的变量设置与杂交稻方程基本一样。但我们引入了另一组重要变量:农民的劳动工资,人口密度和资金的机会成本。因为劳动密集型的双季稻生产与劳动力机会成本存在着显著的负相关。根据Hayami—Ruttan(1985年)诱导技术创新理论推测,在选择农业技术时,资源的稀缺与丰裕是决定技术采用的一个重要因素。在劳动力相对稀缺的地区,则偏向采用劳动力密集型或土地节约型农业生产技术或种植制度。例如,地处沿海的上海市和江苏省,1990年农业劳力日平均工资达到11元,双季稻种植面积比80年代降低了45%,而三个内地主产稻米的湖南、湖北和江西,日平均工资仅6元,双季稻种植面积也仅相应地下降2.6%。由于资料的限制,资金的机会成本用一时间趋势变量来反映(即假设资金的机会成本逐年以同样幅度提高)。

综上所述,双季稻种植制度的选择可用下面的方程来表示:

双季稻采用率 =  $f_2$  (稻谷市场需求规模;单产相对优势[单季稻与双季稻];

劳力机会成本;人口密度;经济体制;时间趋势;各省虚变量)

本方程的因变量(双季稻播种面积占水稻播种面积的比重)的数值也介于0—1之间,因此,也采用以上所介绍的Tobit估计方法。

### 单产供给反应和投入要素需求的系统模型

生产者在选择种植品种和种植制度后,必须确定生产中各投入要素的最优投入水平。假定生产者追求利润最大化的原则同diewert的Generalized Leontief的利润函数是一致的<sup>2</sup>,那么其利润函数则为:

$$\Pi^* = \sum_i^m \sum_j^m \beta_{ij}^{1/2} P_j^{1/2} + \sum_i^m \sum_k^n \beta_{ik} P_i Z_k \quad (1)$$

其中 $\Pi^*$ 是最大利润, $P_i$ 是产品和投入品价格, $Z_k$ 是生产函数的移动变量(包括技术、固定投入、制度和环境因素等), $\beta_{ij}$ 是一系列需待估计的参数。

利用 Shephard's Lemma, 单产供给方程和投入要素的需求系统能从方程(1)推出。导出的方程可用下面形式表示:

$$X_i = a_i + \sum_{j \neq i}^m \beta_{ij} (\bar{P}_j / P_i)^{1/2} + \sum_k^n \beta_{ik} Z_k \quad (2)$$

在上式中, $X_i$ 是最优的单产,或为获得最优的单产需投入最优水平的劳动用工、化肥和有机肥。由于模型中价格变量已被标准化成相对比价,模型符合了理论上要求的单高一致性的原则(Homogeneity)。

因为技术选择不仅影响产量水平,而且也影响投入要素的投入量,所以模型各方程都引入了技术选择变量。为避免系统估计偏差,从第一阶段的技术采用函数估计出的预测值用于第二阶段的模型中。家庭责任制实行的变量也包括在每个方程。

根据黄季焜和 Rozelle (1993 年)的研究表明,由于环境因素在中国粮食单产的变动中起了越来越大的作用,所以本模型也引入了几种可能影响水稻单产水平的外界环境因素作为解释变量。他们包括有机肥的施用量(代表土壤肥沃程度)、自然灾害以及水土流失等。

在 80 年代中期以前,一些地区化肥的供应量可能曾限制着其施用量。为检验这个假定,化肥需求方程中增加了一个时间趋势变量。如果供给限制因素明显制约着化肥的施用,这个变量的符号将是正的。因为没有这个限制因素,将会有更多的化肥投入。

应用方程(2)中的估计系数,自身的价格弹性可按下列公式计算:

$$e_{ii}^* = - \sum_{i \neq j}^m (\beta_{ij} / 2X_i) P_j^{1/2} \quad (3)$$

而交叉价格弹性的公式则为:

$$e_{ij} = (\beta_{ij} / 2X_i) (P_j P_i)^{1/2} \quad (4)$$

### 应用的数据

本文的分析基于中国南方 13 个主要产稻省 1975—1990 年的分省资料。尽管 13 个样本省不到全国省份的一半,但其水稻产量却占全国的 90% 以上。杂交稻推广面积比重和分季节的水稻播种面积资料来自中国水稻研究所的水稻经济资料库。

1978 年以后水稻播种面积、耕地面积、人口和其他一般统计资料来自中国统计年鉴和中国农业年鉴(1980—1991 年);而 1978 年以前的数据则来自各省统计年鉴。环境及自然灾害等数据来自国家水利部。经济制度变动指标定义为:参加农业生产责任制的农户占总农户的百分比,资料来自 Lin [林毅夫](1992 年 b)。

水稻生产的各种要素的投入来自国家物价局的农产品成本调查。有机肥施用比例定义为有机肥费用与总的肥料费用的比率。水稻和化肥价格由它们的总价值除以数量所得。模型中采用这种混合平均价格意味着生产者同时对国家和市场价格作出反应(Lin [林毅夫], 1993 年)。工资变量定义为每农业劳力的年纯收入,其资料来自全国及各省的各种统计年鉴。

### 四、影响新技术采用和种植制度选择的决定性因素

对技术采用和种植制度选择方程采用 Tobit 估计法估计出的结果见表 2 的第 1 和第 3 两列。由于模型中市场需求规模、收入、工资、人口密度等因素采用对数的形式,这些变量的

回归系数(第2和4列)可直接解释为:各自变量(影响因素)变动一个百分点,相应的各技术采用率的变动数。

表2说明估计出的所有系数符号几乎都同我们所期望的相符,并且统计检验表明大多数是极显著的。两个方程中因变量的估计值和实际观察值之间的复相关系数分别达到0.87和0.96,表明它们都具有很强的拟合能力。<sup>3</sup>

在两个方程中估计出的市场需求规模变量的系数都是正的,这进一步证实了 Griliches (1957年)的生产技术采用的类型随市场需求变动而改变的假设。在杂交稻采用方程中正的而且极为显著的市场需求估计系数同 Lin [林毅夫] (1992年a)的结论相一致。同样的结果也表现在双季稻的方程中。以上结果表明在其它条件不变的情况下,社会对某种商品的需求量越多,其技术的采用率也就越高。这同以市场经济为主导的经济行为特征也相一致。<sup>4</sup>

表2 采用 Tobit 估计法估计出的杂交水稻和双季稻的采用率模型

变 量	杂交稻采用率		双季稻面积比例	
	标准化系数	回归系数	标准化系数	回归系数
截 距	-37.83 (-2.44)	-2.88	-96.28 (-4.54)	-7.09
Ln(市场需求规模) <sub>t-1</sub>	5.34 (2.96)	0.41	11.04 (5.60)	0.81
杂交、常规稻产量差 <sub>t-1</sub>	0.68 (4.33)	0.05		
单、双季稻产量差 <sub>t-1</sub>			-0.90 (-5.45)	-0.07
Ln(收入) <sub>t-1</sub>	-1.17 (-1.66)	-0.09		
Ln(工资) <sub>t-1</sub>			-1.33 (-2.04)	-0.10
Ln(人口密度)			9.17 (2.81)	0.67
生产责任制	-0.83 (-1.61)	-0.06	0.66 (1.34)	0.05
时间趋势	0.61 (10.29)	0.05	-0.19 (-2.77)	-0.01
最大对数或然率	217.52		241.09	
复相关系数(R <sup>2</sup> )	0.87		0.96	

注:为节省篇幅,估计的各省虚变量系数略去。括号内的数值为渐近 t-检验值。

另一方面,追求利润最大化的农民,他们在选择采用一种新技术时所考虑的因素还包括这种技术的经济效益如何,克服生产限制因素的能力,以及节约要素投入的可能性。产量优势变量的系数在杂交稻采用方程中是正的而且极为显著,说明生产者能合理地根据其期望的单产和收益选择技术。同样,随着单季稻单产和与双季稻单产的产量差不断扩大,双季稻播种面积将逐渐缩小。

米质的相对好坏对杂交稻采用率的影响体现在所估计出的收入变量的系数(负数)上。负的系数说明收入的提高导致对米质要求的提高。因杂交稻的米质一般比常规稻差,所以收入的增长会降低杂交稻在水稻总播种面积中的比例。这同样也说明在经济较发达的地区,生产者有能力承担由于放弃种杂交稻而减少产量所造成的损失。这种倾向在80年代开始出现,近年来尤为明显,这也说明发展“一优两高”的农业是势在必行的。

在双季稻方程中,负的(-0.10)且统计检验显著的劳力工资系数说明劳动力机会成本

对种植制度选择影响的重要性。若工资(劳力机会成本)提高一倍,双季稻播种面积占水稻总面积的比例将下降10%。估计出的时间趋势及人口密度的系数也符合Hayami-Ruttan(1985年)的诱导技术创新理论中提出的假设。时间趋势变量反映(或包括)了资金机会成本或化肥价格的提高对其产生的影响。提高资金机会成本和化肥价格都会导致双季稻种植面积的减少。正的而且显著的人口密度系数说明人口密度的提高或人均耕地的减少诱导土地集约型的种植制度。在杂交稻模型中,时间趋势变量的系数为正(0.05),证实了我们预期的假设。即制种技术的提高,对杂交稻面积的扩大起着重要的促进作用。

执行生产责任制有利于双季稻面积的推广,然而它对杂交稻的采用却起着负的作用。虽然它的影响程度都较小。

## 五、水稻单产供给和投入要素需求模型的估计结果

由四个方程组成的水稻单产供给和要素需求模型的估计结果基本同我们所预期的相符(表3)。水稻单产方程的复相关系数达到0.91,而生产要素需求方程的复相关系数介于0.84到0.65之间。

除了单产方程中劳动工资变量之外,所有的价格系数都与我们所预期的相符,而且大多数统计检验显著。<sup>5</sup>根据所估计出的价格系数而计算的价格弹性见表4。表4的数值说明稻谷、化肥和劳动用工自身弹性的符号都与理论上的假设一致。稻谷自身价格弹性极小(0.039),这结论同其它国家类似研究的结果相差不多(Rao, 1989年)。自给性的生产和政府对生产的干扰可能是其弹性偏小的重要原因。然而化肥和劳动用工的自身价格弹性相对较高,说明要素的投入水平对价格反应的敏感性较强。劳动力和化肥的交叉价格弹性为正,说明它们之间存在有技术替代的关系。这同Ye[叶巧伦]和Rozelle(1993年)的研究结果相吻合。在有机肥施用的方程中,价格系数的符号也与实际观察的情况相一致。随着工资的增长,或劳力机会成本的提高,有机肥在总肥料施用量中所占的比例将不断减少。

产量方程中所有移动变量系数都有其正确的符号,而且大多数系数统计检验显著。技术进步在中国水稻单产增长中的重要性可以从它们的产出弹性中得到体现(表4)。如果杂交稻播种面积比例和单季稻面积的比例同时增加10%,水稻单产(按播种面积计算)将会相应地增长4.16%(弹性之和:0.116+0.300)。

不同技术的选用也影响着水稻生产中最优水平的化肥和劳动的使用量。杂交稻是肥料需求型的水稻品种,化肥施用量随杂交稻采用率的提高而增加。在劳力需求方程中,杂交稻采用率变量的回归系数为负说明这种技术属劳力节约型的(同Lin[林毅夫],1992年a的研究结果相一致),但弹性较小,这一结论还有待进一步的研究。双季稻采用率的估计系数在化肥和劳力需求方程中都不显著(统计上),这是因为模型中的单产是以水稻播种面积为计算的。这些估计系数的不显著性也说明了若以每年(而不是每个生产季节)耕地面积计算,双季稻的化肥和劳动投入相当于相应的单季稻的两倍。环境和经济体制改革也是影响水稻单产和要素需求的重要因素。

在化肥需求方程中,符号为正的时间趋势变量系数表明化肥供给的短缺可能曾限制着其需求量。然而其系数的t-检验值较低(0.99),从而否定了化肥作为限制因素的假设。这可能是由于70年代末以来,国内化肥生产能力的不断提高,使生产量基本满足其需求量。

表 3 1975—1990 年水稻单产供给及投入要素需求系统的估计结果。

变 量	单产 (吨/公顷)	化肥 (公斤/公顷)	用工量 (工日/公顷)	有机肥比例
截 距	7. 12 (9. 56)	0. 29 (3. 73)	60. 49 (0. 64)	342. 79 (4. 73)
$(P_t/P_r)^{1/2}$	-1. 32 (-4. 63)			
$(P_w/P_r)^{1/2}$	0. 02 (2. 70)			
$(P_r/P_t)^{1/2}$		-39. 32 (-0. 25)		
$(P_w/P_t)^{1/2}$		10. 56 (3. 98)		
$(P_r/P_w)^{1/2}$			3103. 60 (0. 86)	
$(P_t/P_w)^{1/2}$			6264. 70 (2. 49)	9. 91 (3. 23)
杂交稻面积推广率 <sup>①</sup>	2. 68 (8. 42)	304. 28 (1. 22)	-110. 59 (-2. 01)	
双季稻面积比例 <sup>①</sup>	-2. 32 (-5. 05)	121. 66 (0. 70)	92. 76 (1. 11)	
有机肥比例	0. 06 (0. 24)			
成灾程度	-1. 99 (-4. 07)			
盐碱化程度	-9. 99 (-2. 52)			
生产责任制	0. 47 (3. 96)	5. 08 (0. 09)	-162. 00 (-6. 78)	-0. 18 (-7. 19)
时间趋势		10. 62 (0. 99)		
复相关系数 ( $R^2$ )	0. 91	0. 65	0. 79	0. 84

注：系统估计采用两阶段的 Zellener's Seemingly Unrelated Regression 方法。括号内的数值为 t-检验值，为节省篇幅，各省虚变量的估计系数略去。

①预测的数值来自表 2 中的估计方程。

表 4 1975—1990 年水稻单产供给及投入要素需求弹性

	水稻单产	肥 料		劳力用工
		化肥	有机肥	
稻谷价格	0. 039	-0. 031		0. 074
化肥价格	-0. 140	-0. 370	0. 285	0. 150
劳动工资	0. 102	0. 401	-0. 285	-0. 224
杂交稻面积推广率	0. 116	0. 097		-0. 050
双季稻面积比例	-0. 300	0. 116		0. 126

## 六、产量增长因素分析

本文从实证和计量上探讨了影响水稻采用及其种植制度选择的几种重要决定因素。根据模型估计出的系数，我们对水稻单产的增长作了详细的分解分析。在 1976 至 1989 期间，水稻单产每

公顷增加 2. 08 吨(表 5, 第 1 列), 其中由于杂交水稻的推广和普及对单产增长的幅度达 1. 12 吨, 占总贡献率的 53. 7%。扩大单季稻面积(包括品种改良), 在水稻单产增长中占 13. 1%。除了技术因素之外, 以农业生产责任制为中心的农村经济体制改革对水稻产量增长的贡献为 22. 3%。与此相反, 土壤肥力下降, 自然灾害和土壤盐碱化(环境因素)导致了水稻单产每公顷减少 225 公斤<sup>6</sup>。其它部分的增长, 主要归功于投入的增加和与常规稻有关的生产技术的进步。

表5 1975—1990年稻谷单位面积产量(吨/公顷)增长的来源

因 素	单产变动的来源	
	1976—89 <sup>②</sup>	1976—84 <sup>②</sup>
杂交稻技术	1.118 (53.7) <sup>①</sup>	0.625 (36.6)
种植制度	0.273 (13.1)	0.217 (12.7)
生产责任制	0.465 (22.3)	0.464 (27.2)
环境因素	-0.225 (-10.8)	-0.132 (-7.7)
(自然灾害和盐碱化)		
残余值	(21.7)	(31.3)
(投入品和其它)		
合 计	2.082 (100)	1.708 (100)

① 括号内的数值为各因素对产量增长的贡献率(%)。

② 1976 为 1975—1977 年的年均数,1984 年为 1983—1985 年的平均数;  
1989 年为 1988—1990 年的平均数。

为了更好地与过去的其它研究结果相比较,我们对 1976—1984 时期的水稻产量增长的来源也进行了分解分析(表 5 第 2 列)。即使这个时期是处于农村经济体制全面改革时期,水稻单产每公顷增加 1.71 吨中有 36.6%也来自于技术的进步,12.7%来自种植制度的变动。分解分析也表明,水稻单产增长中有 27.2%是由于实行生产责任制引起的。这个数值大大低于相应的其它研究结果(Lin [林毅夫], 1992 年 a; McMillan et al., 1989 年)。

## 七、结 论

本文的目的是分析水稻产量增长中技术创新和推广的决定因素和技术进步在生产增长中的作用。新技术的创新和推广主要取决于两类基本因素:新技术的可得性和其效益性。Griliches (1975 年)以及 Hayami—Ruttan (1985 年)阐明的在市场经济体制下,一种产品的市场需求和投入品的相对稀缺将会诱导技术的创新,我们在中国也得出了同样的结论。

虽然各种技术(或作物)间的单产差异仍是技术采用的最主要的决定因素,提高收入水平也同样使其它因素显得重要。收入水平的增长导致人们对大米品质要求的提高,从而引起对杂交稻米的需求降低。随着粮食市场的全面放开和人们收入水平的提高,市场将无可置疑地对大米品质会提出较高的要求。这些迹象已启发着育种家们向新的育种方向转化:发展“一优两高”的农业。

但是,研究人员最终对这些现象是否能做出有效的反应,还将部分地取决于目前正在进行的科技体制改革结果。一方面,按照“稳定一头,放开一片”的原则,部分科研人员离开原先的研究岗位去从事开发和创收;另一方面,在“自求生存”和“市场经济”的推动下,农业科研经费严重削减从而将限制研究人员研究的创造力。在这种情况下,稳也稳不住,研究重点不可避免从基础研究转向应用研究。从长远的观点来看,“巧妇难为无米之炊”。

在农业方面,研究系统解体或研究能力的下降的长期后果可以从我们水稻生产力增长的源泉上得到部分反映。技术改进是中国粮食单产增长的主导决定因素。甚至在农村的改革初期,水稻单产增长的最主要来源还是技术的革新。本文的结果证明当水稻生产技术创新作为一个内生变量建立模型时,由于技术的创新和推广使水稻产量增长的比例远远超过以前研究的结果。事实上,在一定时期内,制度的变化,体制的改革对生产的影响只是“一次性”的。不管农业生产力增长源泉的排列次序如何,将来中国农业生产增长的原动力仍将是技术的创新和进步。

注释:

1. Huang [黄季焜]和 Rozelle (1993) 在一个实证研究中表明粮食单产增长速度下降的部分原因可能是由于农业生产



环境的恶化。然而, 另一方面, 相对价格水平的变动和劳力在粮食生产中的机会成本的提高, 也是重要的影响因素。

2. 从几方面来讲制约条件下的利润最大化假设并不是不可取的。在我们所研究的大部分时期里, 中国农村已实行了生产责任制。农民对产出和投入的价格反映是敏感的 (Lin [林毅夫], 1993; Huang [黄季焜] and Rosegrant, 1993)。

3. 除了产量差异, 时间趋势和生产责任制变量外, 所有自变量都是取对数形式的。改变变量的表达形式以及变动方程的函数对其计算出的弹性影响不大。

4. 水稻播种面积的变动也受政府计划和收购政策的影响。提高目前征购量会导致生产者扩大播种面积。这变量系数为正, 可能也说明种双季稻是为完成收购任务而采取的手段之一。

5. 很可能随着劳力工资或收入的提高, 现金收入增加, 从而提高了购买物质投入的能力, 增加投入以提高单产水平。

6. 环境因素对水稻单产的影响程度同 Huang [黄季焜] 和 Rozelle (1993) 另一项研究结果基本相符。

## 参考文献

1. Diewert, W. "An Application of the Shephard Duality Theorem: A Generalized Leontieff Production Function", *Journal of Political Economy*, Vol. 79, pp. 481-507. 1971.
2. Fan, S. [樊胜根] "Effects of Technological Change and Institutional Reform on Production Growth in Chinese Agriculture", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 73, pp. 266-275.
3. Griliches, Z. "Hybrid Corn: An Exploration in the Economics of Technological Change", *Econometrica*, Vol. 25, pp. 501-522. 1957.
4. 顾焕章主编《技术进步与农业发展》, 江苏科学技术出版社, 1993。
5. Hayami, Y. and V. Ruttan, *Agricultural Development: An International Perspective*
6. He, G. [何桂庭] X. Zhu [朱希刚] and J. Flinn. "A Comparative Study of Economic Efficiency of Hybrid and Conventional Rice Production in Jiangsu Province, China", *Oryza*, pp. 285-296. 1987.
7. Huang J. [黄季焜] and M. Rosegrant. "Grain Supply Response in China: A Preliminary Analysis", Paper Presented at the Second Workshop on Projections and Policy Implications of Medium and Long Term Rice Supply and Demand, International Rice Research Institute, Los Banos, Philippines. April, 1993.
8. Huang, J. [黄季焜] and S. Rozelle. "Sustainable Agriculture in China: An Evaluation of Grain Yields", Paper Presented at the International Symposium on Sustainable Agricultural and Rural Development, Beijing, China. May, 1993.
9. Lardy, N. *Agriculture in China's Modern Economic Development*. Cambridge, Cambridge University press. 1983.
10. Lin, J. [林毅夫] "Government Procurement and Rice Supply Response in China", Paper Presented at the Second Workshop on Projections and Policy Implications of Medium and Long Term Rice Supply and Demand, International Rice Research Institute, Los Banos, Philippines. April, 1993.
11. Lin, J. [林毅夫]. "Hybrid Rice Innovation in China: A Study of Market Demand Induced Technological Innovation in a Centrally Planned Economy", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 74, No. 1, pp. 14-20. 1992a.
12. Lin, J. [林毅夫]. "Rural Reforms and Agricultural Growth in China", *American Economic Review*, Vol. 82, No. 1, pp. 34-51. 1992b.
13. Maddala. *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge University Press; Cambridge, England. 1983.
14. McMillan, J., J. Whalley and L. Zhu. "The Impact of China's Economic Reforms on Agricultural Productivity Growth", *Journal of Political Economy*, Vol. 97, 781-807. 1989.
15. Rao, J. M. "Agricultural Supply Response: A Survey", *Agricultural Economics*, Vol. 3, pp. 1-22. 1988.
16. Rozelle, S. "Decision Making in China's Rural Economy: The Linkages Between Village Leaders and Farm Households", *China Quarterly*, forthcoming, 1993.
17. Sicular, T. "China's Agricultural Policy During the Reform Period", in *China's Economic Dilemma in the 1990s: The Problems of Reforms, Modernization and Interdependence*, Joint Economic Committee Congress of the United States (ed.) Vol. 1, pp. 340-364. 1991.
18. Tobin, J. "Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables", *Econometrica* pp. 24-36. 1958.
19. 许世觉、潘旺林、许昆, "超高产制种术研究与应用", 杂交水稻, 1991年专集。
20. Ye, Q. [叶巧伦] and S. Rozelle, "Fertilizer Demand and Economic Reforms: The Effectiveness of China's Fertilizer Distribution Policies," Working Paper, Food Research Institute, Stanford University. 1993.
21. 袁隆平和陈洪新, 《杂交水稻育种栽培学》, 湖南科学技术出版社, 长沙, 1988。
22. 张永康、闵捷、罗玉坤、吴成君、葛进平, "浙江省 '七五' 水稻良种区试品种的稻米品质研究", 浙江农业科学, 1991年, 第6期, 第269-272页。
23. 中国农业年鉴, 中国统计出版社, 北京, 1981-1992年。
24. 中国统计年鉴, 中国统计出版社, 北京, 1986-1992年。
25. 中国水稻研究所, 水稻经济资料库, 杭州, 1993年。
26. 朱希刚和史照林, "我国七五期间农业技术进步贡献份额的测算", 研究报告, 中国农业科学院农业经济所, 1993年。