华南农业大学学报(社会科学版)
2010年第1期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY No. 1 2010
(第9卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION) (Vol. 9)

技术进步对农业经济增长的影响研究
——以甘肃省为例

张永丽[1,2], 葛秀峰[1]

(1. 西北师范大学 经济管理学院,甘肃 兰州 730070;
2. 浙江大学 农业现代化与农村发展研究中心,浙江 杭州 310029)

摘　要: 以C-D生产函数为基础,构建了农业全要素生产函数,并利用1978—2007年甘肃省农业投入产出的时间序列资料,分析了诸要素对甘肃农业增长的影响程度;通过对索洛余值法的扩展应用就不同发展阶段农业技术进步贡献率及其发展趋势进行了定量测算和分析。研究结果表明,技术进步是甘肃农业增长的核心动力;以生物技术进步为主、因地制宜地推进农业机械技术的使用,是农业技术进步的主要方向;发展基于比较优势的特色农业产业、优化农业结构是农业发展的重点。

关键词: 技术进步; 农业增长; 产出弹性; 贡献率

中图分类号: F323.3　　**文献标识码**: A　　**文章编号**:1672-0202(2010)01-0028-09

关于技术进步对农业经济增长的贡献及农业技术进步的方向一直是经济学研究的主要问题。特别是近年来随着我国社会经济结构的全面转型,通过技术进步促进现代农业发展已成为农业发展的必然选择,也成为学术界再度关注的焦点。关于农业增长因素分析的研究,我国学术界已取得了相当成就,林毅夫[1]等人通过采用OLS建立以C-D生产函数为基础的线性模型来估计农业增长的影响因素;胡瑞法[2]、樊胜根[3]等通过建立translog生产函数进一步测定中性和偏性技术进步率;赵芝俊[3]通过采用MLE建立随机前沿模型来测定包含技术效率和规模报酬收益率的广义技术进步率。从对技术进步贡献率的测算方法来看,索洛余值法是我国"九五"时期以前农业技术进步贡献率的主要方法[4],并在1997年被农业部设定为国家试行标准,随后一些学者为克服索洛余值法固定弹性的缺陷,创立了随要素弹性时间变动的计量模型以测定技术进步贡献率的变动趋势[5]。

总体来看,关于农业技术进步与农业增长关系的研究,已经取得了相当大的研究成果,并且以全国为基础进行的实证研究居多。但中国不同地区资源禀赋和农业发展条件相差悬殊,农业发展水平参差不齐,使得研究结论的参考和应用在各地区受到一定的限制,因此有必要就各个地区的实际情况进行具体研究。

甘肃地处中国西北地区,农业生产的基础条件薄弱,农业发展水平相对落后。但甘肃省自然资源多样化特征明显,为特色农业发展提供了条件,通过技术进步发挥比较优势、促进现代农业发展具有一定的潜力和空间。为探讨甘肃农业技术发展水平及现代农业的发展路径,本研究采用甘肃省1978—2007年农业发展的时间序列数据,以C-D生产函数为基础建立线性的生产函数模型,并在农业基本投入要素的基础上,逐步引入制度和农业结构变量,对比分析了影响甘肃农业增

收稿日期:2009-10-13

作者简介:张永丽(1966—),女,甘肃会宁人,西北师范大学经济管理学院教授,浙江大学农业现代化与农村发展研究中心博士后,主要研究方向为农业与农村发展.

长的因素，并通过进一步对不同时期技术进步贡献率的测算，分析了农业技术进步对甘肃农业增长的影响程度，以及进一步的技术进步方向。

一、模型设定及数据的精制

（一）模型的设定

为了全面反映农业的综合生产能力和影响农业增长的基本要素，将投入要素分为物质性投入和非物质性投入，建立全要素生产函数模型。基于文章对制度因素和农业结构因素的分析，依次将制度变量和结构变量引入模型，从而形成三个线性模型。

模型 1：

$$LnY = \alpha_0 + \alpha_1 LnX_1 + \cdots + \alpha_k LnX_k + \beta_1 H_1 + \cdots + \beta_m H_m + \mu_t \quad (1)$$

其中，LnY 为农业产出，LnX_1、H_j 分别为物质性投入和非物质性投入，$\alpha_i(i=1,\cdots,k)$、$\beta_j(j=1,\cdots,m)$，为投入的产出弹性系数和影响系数；α_0 为常数项，μ_t 为随机扰动项，用以估计受随机因素影响但无法观察并加到模型中的偶然因素。

依次将制度变量和农业结构变量引入模型，得到模型 2 和模型 3：

模型 2：

$$LnY = \alpha_0 + \alpha_1 LnX_1 + \cdots + \alpha_k LnX_k + \beta_1 H_1 + \cdots + \beta_m H_m + \gamma T + \mu_t \quad (2)$$

模型 3：

$$LnY = \alpha_0 + \alpha_1 LnX_1 + \cdots + \alpha_k LnX_k + \beta_1 H_1 + \cdots + \beta_m H_m + \gamma T + \lambda S + \mu_t \quad (3)$$

其中，T、S 分别为制度变量和农业结构变量，γ 和 λ 分别为其影响系数。

（二）变量的选取及数据的精制

考虑到甘肃省数据的可获得性与计量模型的有效性，变量的选取与全国性研究稍有不同。就物质性投入变量而言，选定农作物播种面积、农业劳动力为土地和劳动力投入指标，固定资本投入以农业机械为主、中间物质投入以化肥使用量为主，从而在因素分析中以农业机械总动力和化肥施用量为物质投入指标；由于灌溉设施实际投入价值量难以衡量，从而选择有效灌溉率指标作为非物质性投入中代理变量。就影响因素而言，由于甘肃省内自然灾害发生频繁，程度严重，波及范围广泛，对农业产值的影响程度较大，将农作物播种面积减去灾害损失面积，以净播种面积为土地投入指标；制度变量以年份为分类标准设定为虚拟变量：

$$T=\begin{cases}1, 1984-1985, 2006—2007\\ 0, 其它年份\end{cases}$$

这里选择 1984—1985 和 2006—2007 年份是考虑到国家两次较大的宏观政策及其效应的发挥，家庭承包制度的作用在 1985 年左右达到最大；2004 年国家取消农业税、增加对种粮农民补贴等一系列政策效应存在一定的滞后性。农业结构变量采用农业内部结构指标，即 S = 经济作物播种面积 + 其它作物播种面积/总播种面积。

数据方面，该模型所用原始数据来源于 1978—2008 年的《甘肃（统计）年鉴》、《中国农业年鉴》和《中国农村统计年鉴》，各变量所用数据多数通过进一步的整理和精制，具体如下：

①农作物播种面积（万亩）、化肥使用量（万吨）及农业劳动力数量（万人）从《新中国五十五年统计资料汇编》中直接获得。

②农业产值[①]（亿元）采用按 1980 年不变价计算的可比价格数据；灾害损失面积，即由于自然

① 这里便于变量数据的获得取种植业产值，下文中的农业劳动力、固定资本投资等变量均按种植业取值。

灾害的发生而损失的种植面积,由甘肃省历年受灾面积和成灾面积等原始数据为基础计算得到,具体采用王红玲等[6]的灾损系数计算方法①;农业物质资本投入由固定资本存量和农业中间消耗两部分组成。资本存量的估计方法采用常见的永续盘存法。为保持引用数据与计算数据的连续性及计算方法的一致性,本研究以吴方卫[7]估算的1980年的综合折旧率0.0542为基准重置率。各年农业实际固定资产投资序列通过当期现行价格的农业固定资产投资乘以价格缩减系数得到,其中1981—1990年缩减系数以吴方卫估计系数为准,且1977年甘肃固定资产原值的估算按吴方卫估算的比例②。有效灌溉率为有效灌溉面积与耕地面积的比值,而有效灌溉面积和耕地面积可以从历年甘肃年鉴中获得。

表1 实变量取值及其统计量

变量	观察值	平均	标准差	最小值	最大值
农业产值(1980年不变价/亿元)	30	195.61	101.51	73.35	468.77
净播种面积(万亩)	30	4745.82	298.06	4080.53	5256.69
物质资本投资(亿元)	30	53.56	36.24	3.40	145.07
农业劳动力(万人)	30	600.15	52.90	521.89	673.91
农业机械总动力(亿瓦特)	30	75.96	37.88	31.61	157.73
化肥使用量(万吨)	30	152.33	69.25	57.54	254.23
有效灌溉率(%)	30	26.22	2.43	23.73	30.82
农业结构(%)	30	29.35	2.39	25.90	34.02

资料来源:《甘肃(统计)年鉴》、《中国农业年鉴》和《中国农村统计年鉴》。

二、时间序列的检验及模型回归

(一)时间序列的检验

为保证时间序列数据OLS回归结果的有效性,需对各序列进行平稳性(ADF)检验③。各时间序列的ADF检验结果显示:LnY、LnX_i、H_j、$S \sim I(1)$,即各序列均为单整序列。

为了检验三个计量模型中被解释变量与各解释变量之间是否存在协整关系,采用EG协整检验方法,运用上文所确定的线性回归方程,产生模型估计的残差序列$\mu_{ij}(i=1,2,3)$,通过对该序列做ADF检验,判断其协整关系。三个模型的ADF检验结果显示:

表2 残差序列的ADF检验

模型	t统计量	检验临界值			概率值
		1% level	5% level	10% level	(5%显著性水平)
1	-3.31	-3.69	-2.98	-2.63	0.0237
2	-4.90	-3.68	-2.97	-2.63	0.0005
3	-5.07	-3.68	-2.97	-2.63	0.0003

① $m=\varphi' *$(受灾面积-成灾面积)$+\varphi'' *$成灾面积,其中φ'、φ''分别为"受灾"和"成灾"的减产"百分数",一般取$0.1 \leqslant \varphi' \leqslant 0.3$,$\varphi'' \geqslant 0.3$,由于甘肃省自然灾害发生频繁,程度严重,这里分别取0.2、0.4。

② 固定资产净值/固定资产原值=0.715

③ 多元时间序列可运用*OLS*进行线性回归的前提条件是:各序列均为平稳时间序列或非平稳序列均为同阶单整序列且存在协整关系。

序列 μ_{1t}、μ_{it}（$i=2,3$）分别在 $\alpha=5\%$、$\alpha=1\%$ 的显著性水平下拒绝原假设，接受不存在单位根的结论，可以确定三个模型残差序列均为平稳序列。因此，我们可以得出结论：被解释变量 LnY 与解释变量 LnX_i、H_j、S 之间存在长期稳定的均衡关系，满足 *OLS* 回归的条件，可以进行线性回归。

（二）模型回归及估计结果的分析

（1）利用 eviews6.0 软件，对模型 1 进行逐步回归，得到如下估计结果：

表 3　模型 1 估计结果

变量	回归系数	标准差	t 检验值	概率
B（净播种面积）	0.958731	0.253309	3.784823	0.0009
L（农业劳动力）	-0.12908	0.290486	-0.44435	0.6608
F（化肥施用量）	0.19823	0.07495	2.644808	0.0142
M（农业机械总动力）	1.012075	0.108	9.371024	0.0000
R（有效灌溉率）	-0.0466	0.016845	-2.76657	0.0107
C（常数项）	-6.15859	2.442664	-2.52126	0.0187
R^2	0.992452	B-G 序列相关性 LM 检验		
调整后的 R^2	0.99088	概率值（F 统计量）		0.2042
F 统计量	631.1679	概率值（样本量 $\times R^2$）		0.1331
概率（F 统计量）	0.000000	White 检验		
D.W. 值	1.283734	概率值（F 统计量）		0.1349
		概率值（样本量 $\times R^2$）		0.1331

从模型的统计检验结果来看，可决系数 R^2 及调整的 R^2 达到 0.99 以上，说明该模型的总体拟合优度很高，具有较强的解释能力。F 检验值在 $\alpha=1\%$ 的显著性水平下通过检验。解释变量农作物净播种面积、化肥施用量、机械总动力及有效灌溉率的回归系数在 $\alpha=1\%$ 的显著性水平下通过 t 检验，只有农业劳动力未通过 t 检验。因此，总体来看，各解释变量均能较好地解释其对被解释变量的影响。而对于序列相关性检验的 D.W. 值，处于 $d_1=1.14$ 和 $d_u=1.74$ 之间，为不可确定区域，通过 LM 检验，结果显示通过检验，说明回归方程的残差不存在序列相关性。同时，模型通过了异方差性检验，不存在异方差性，模型的估计结果在统计学意义上具有较好的拟合效果。

从估计结果的经济学意义上来看，各物质投入的回归系数即要素的产出弹性系数具有较好的解释力。比较各要素的弹性系数，机械总动力是对农业增长影响最大的因素，产出弹性为 1.01，机械总动力增加 1% 将使农业产值增长一倍；其次为农作物的净播种面积，产出弹性达到 0.95，这是农业产出的物质基础；化肥的施用量既可以看作农业的物质投入，同时也是农业技术物化投入的体现，施用量的增加对农业产值的增长具有明显的促进作用，产出弹性为 0.20。有效灌溉率作为代表农业技术进步的指标之一，应该对农业产值的增长具有促进作用，但是本研究结果显示为负，这主要受甘肃具体情况的影响。一方面甘肃地处干旱半干旱黄土高原，有效灌溉率 1978 年为 23.83%，2007 年为 30.82%，速度缓慢；另一方面，甘肃农村水利灌溉事业发展相对落后，水利基础设施更新和维修不够，因此有效灌溉率没有对农业生产水平的提高产生显著的影响；农业劳动力的影响为负，且未通过 t 检验，说明甘肃省农业劳动力大量过剩，边际收益极低甚至为负，这与甘肃农村发展现状是一致的。

(2)为了研究制度变迁和农业结构调整对农业增长的影响,以下依次将以时间分类的制度虚拟变量和农业结构变量引入模型。首先,对引入制度变量的模型2进行估计,得到如下结果:

表4 模型2估计结果

变量	回归系数	标准差	t检验值	概率
B(净播种面积)	0.958731	0.253309	3.784823	0.0009
L(农业劳动力)	-0.00949	0.270854	-0.03502	0.9724
F(化肥施用量)	0.244829	0.071426	3.42775	0.0023
M(农业机械总动力)	1.012075	0.108	9.371024	0.0000
R(有效灌溉率)	-0.0466	0.016845	-2.76657	0.0107
T(虚拟变量)	0.068277	0.02885	2.366604	0.0268
C(常数项)	-6.15859	2.442664	-2.52126	0.0187
R^2	0.99393	White检验		
调整后的R^2	0.992347	概率值(F统计量)		0.4067
F统计量	627.7361	概率值(样本量$\times R^2$)		0.1771
概率(F统计量)	0.000000			
D.W.值	1.873476			

通过对模型1和模型2结果的比较分析,我们发现,模型2可决系数达0.992以上,拟合优度提高,制度变量系数通过t检验。D.W.值处在$d_u=1.83$和$4-d_l=2.17$之间,通过检验,不存在序列相关,且通过异方差性检验,不存在异方差。总体来看,模型质量有所提高。

关于各变量的检验,净播种面积、农业劳动力等变量估计系数通过t检验,且系数无显著变化;引入的制度变量估计系数通过t检验,并且为正,这很大程度上说明我们所预期的两个时期的制度改革和政策的实施对农业增长产生了明显的促进作用。具体来看,80年代中期,家庭联产承包责任制和农产品的市场流通体制改革大大调动了农民的生产积极性,促进了农业生产的发展;而2006—2007年,随着国家各项支农政策的实施,农户从事农业生产的积极性再次被激发,提高了对土地的利用程度,并积极采用新技术,提高了农业生产率。由此可见,制度因素依然是甘肃农业发展的推动力。

(3)在对制度因素考察的基础上,继续将农业结构变量引入模型3中,得到如下估计结果:

结果显示,模型3的可决系数提高到0.993以上,拟合优度再次提高,D.W.值更接近2,且通过LM检验,不存在序列相关性,*White*检验结果说明模型不存在异方差。解释变量中除农业劳动力外均通过t检验,估计系数与模型2相比并无显著变化。

关于农业结构变量,其估计系数为负值,说明播种结构的变化对农业增长产生了负向影响。究其原因,一方面虽然甘肃农业结构进行了一定程度的调整,但整体调整幅度不大,经济作物占农业总播种面积的比重不到30%,而根据钟甫宁[8]的测算,中国1978—1998年种植业产值的增长中,种植结构调整的贡献率达到41.2%;另一方面,甘肃省农业增长中其它因素的作用显著,相对而言,结构调整对农业增长的贡献显示不出来。这从反面说明农业结构调整依然是甘肃农业发展的重点。

表 5　模型 3 估计结果

变量	回归系数	标准差	t 检验值	概率
B(净播种面积)	0.9602	0.21941	4.376273	0.0002
L(农业劳动力)	-0.09166	0.258076	-0.35517	0.7258
F(化肥施用量)	0.163155	0.07864	2.074699	0.0499
M(农业机械总动力)	1.298983	0.189754	6.845628	0.0000
R(有效灌溉率)	-0.06726	0.016521	-4.0712	0.0005
T(虚拟变量)	0.06996	0.027151	2.576717	0.0172
S(农业结构)	-1.73435	0.867844	-1.99846	0.0582
C(常数项)	-6.52592	2.110637	-3.09192	0.0053
R^2	0.994863	B-G 序列相关性 LM 检验		
调整后的 R^2	0.993229	概率值(F 统计量)		0.2667
F 统计量	608.6675	概率值(样本量 $\times R^2$)		0.1561
概率(F 统计量)	0.000000	White 检验		
D.W.值	1.98853	概率值(F 统计量)		0.1616
		概率值(样本量 $\times R^2$)		0.1610

三、农业技术进步率及对农业增长贡献率的测算

(一)索洛余值法的扩展应用

在有关技术进步定量测度的文献中，技术进步贡献率的测算大体遵循两种技术路线：参数法和非参数法。本研究在以上回归分析的基础上采用参数法——索洛余值法，利用回归分析的参数估计值进行计算，具体数理方法如下：

假设农业部门的生产过程可用以下生产函数表示

$$Y = AF(K,L,B) \tag{4}$$

其中，Y 为农业总产值，K、L、B 分别为农业生产中的资本、劳动力和土地投入，A 为希克斯中性的技术进步，各变量均为时间 t 的函数。从(4)式推导出(5)式——索洛余值公式：

$$TP = \frac{A'}{A} = \frac{Y'}{Y} - \varepsilon_K \frac{K'}{K} - \varepsilon_L \frac{L'}{L} - \varepsilon_B \frac{B'}{B} \tag{5}$$

TP 为技术进步率，即总产值的增长率减去各投入要素的增长率的余值，而技术进步贡献率 $TPCR = \frac{TP}{Y'/Y}$，即技术进步率与总产值增长率的比值。

这里为了得到土地、劳动力和资本的产出弹性，需要将固定资本投资变量 K 引入模型中，进行回归，结果见表 6。

结果显示，模型拟合优度较高，F 统计值、序列相关性的 LM 统计值及异方差性统计量均通过检验，除农业劳动力，其它各物质投入要素的产出弹性系数均通过 t 检验。

需要指出的是，与以往的测算方法不同，考虑甘肃农业的发展实践，由于固定资本投资在农业增长中的作用甚微，而农业机械作为主要的资本投资作用显著，化肥使用作为主要中间物质消耗影响也较大，因此，物质投入的产出弹性系数以农业机械和化肥使用的系数替代，从而测算公式转化成：

技术进步率：

$$TP = \frac{A'}{A} = \frac{Y'}{Y} - \varepsilon_F \frac{F'}{F} - \frac{M'}{M} - \varepsilon_L \frac{L'}{L} - \varepsilon_B \frac{B'}{B} \tag{6}$$

表6 模型4估计结果

变量	回归系数	标准差	t检验值	概率
B(净播种面积)	1.033496	0.21995	4.698782	0.0001
L(农业劳动力)	-0.15797	0.250893	-0.62964	0.5349
K(农业固定资本投资)	0.082383	0.019154	4.301177	0.0002
F(化肥施用量)	0.193768	0.064701	2.994808	0.0063
M(农业机械总动力)	0.641472	0.068347	9.385462	0.0000
C(常数项)	-6.54561	2.108317	-3.10466	0.0048
R^2	0.994379	B-G序列相关性LM检验		
调整后的R^2	0.993207	概率值(F统计量)		0.2042
F统计量	849.0821	概率值(样本量×R^2)		0.1331
概率(F统计量)	0.000000	White检验		
D.W.值	1.624160	概率值(F统计量)		0.2301
		概率值(样本量×R^2)		0.2129

技术进步贡献率:

$$TPCR = \frac{TP}{Y'/Y} \tag{7}$$

(二)技术进步贡献率的测算及比较分析

朱希刚等[4]采用不变的要素弹性按照中国每个"五年计划"时期的标准划分阶段,测算了中国"六五"到"九五"时期的技术进步率及贡献率;赵芝俊等[5]则为了避免不变弹性的缺陷,通过建立要素弹性随时间变动的生产函数模型,得到每年的要素弹性值及其技术进步贡献率,并根据其变动趋势和农业制度、政策的导向将中国农业技术的发展分为五个阶段。本研究由于数据样本量的限制采取不变弹性的计算方法,并借鉴朱希刚等划分阶段的标准,将整个时期分为五个阶段。

以下用经过平滑处理的农业产值、净播种面积、农业劳动力、化肥施用量和机械总动力,以模型4回归结果的系数为产出弹性,计算各阶段技术进步率和技术进步贡献率(见表7)。

表7 各阶段农业技术进步率和技术进步贡献率 单位:%

阶段	产值增长率	投入要素增长率				技术进步率	技术进步贡献率
		土地	劳动力	化肥	机械		
1978-1985(含"六五")	4.11	-0.18	0.32	0.65	4.81	1.72	41.96
1985-1990("七五")	7.17	0.65	1.47	6.81	5.29	2.21	30.79
1991-1995("八五")	5.90	0.42	1.68	10.90	5.66	-0.13	-2.27
1995-2000("九五")	6.39	0.55	0.79	5.08	7.16	0.87	13.56
2000-2007(含"十五")	8.05	0.67	0.12	0.63	5.89	4.15	51.54

注:技术进步贡献率按照上述方法,采用模型4回归系数计算得到。

通过比较各物质投入和技术进步贡献率的变化趋势,可以看出,甘肃省除农作物播种面积外,其它投入在"八五"时期后基本呈现下降趋势,特别是进入"十五"时期以后,要素投入增长速度迅速减慢。可见,逐渐降低的化肥投入量和机械使用量在一定程度上反映了农业化学化和机械化对农业经济增长的作用开始出现递减的趋势,而生物技术、信息技术等技术进步对农业增长的潜力依然很大。

从各个时期技术进步特征来看,技术进步贡献率的差异比较大,呈现出较大的波动,而且与全

国相比，甘肃农业技术整体水平相对较低。中国“六五”、“七五”、“八五”、“九五”期间种植业的技术进步贡献率分别为 31%、24%、30% 和 42. 11%[5]，而甘肃分别为 41. 96%、30. 79%、－2. 27% 和 13. 56%，如表 3－2 所示。可见，甘肃农业技术进步贡献率的波动与全国发展趋势相似，只是在时间上呈现出一定的滞后性。

从每个时期的技术进步贡献率来看，“六五”时期技术进步贡献率非常显著，“七五”时期有所下降，而“八五”时期为负值，这与我国宏观经济政策和经济形势基本上是一致的。从“八五”后期进入“九五”时期，随着我国工业化进程的进一步推进，农村劳动力大规模跨区域流动，农产品市场需求扩大，投入增加，农产品价格回升，对新技术采用起到很大的推动作用，农业技术贡献率逐步回升。进入“十五”时期到“十一五”前期，国家的农业与农村政策不断创新，农业产业化经营范围进一步扩大，生物育种、信息化管理等高新技术得到一定程度的利用，农业技术进步的贡献率也从 13. 56% 加速上升到 51. 54%。这反映出农业制度改革对农业经济增长具有很大的影响，对农业技术进步有很大的促进作用。

四、基本结论及启示

通过对甘肃 1985—2007 年的农业增长影响因素分析和农业经济增长中技术进步贡献率的测算，得出以下几个结论及启示。

第一，依靠技术进步是促进农业增长的主要途径。通过分析不同要素投入对农业增长的影响，并对农业增长中广义技术进步贡献率的测算，得到包括组织演进、制度变迁和结构调整等在内的广义技术进步作用的变化趋势，可以看出农业技术进步对农业增长发挥了重要作用，是农业增长的核心动力。同时我们也看到，甘肃农业技术进步的贡献率一直低于全国平均水平，农业依然处于较低的发展阶段，农业技术的发展具有很大的进步空间，依靠技术进步是促进现代农业发展的主要途径，是农业经济进一步增长的主要动力。

第二，以生物技术进步为主、因地制宜地推进农业机械技术的使用，是农业技术进步的主要方向。从甘肃农业生产的要素投入和贡献状况来看，生物化学技术和机械化对农业增长的作用都十分显著。农用机械的使用节约农业劳动力，提高了劳动生产率，生物化学技术的使用提高了土地产出效率。但是受甘肃地形特征的影响，山区和半山区的耕地布局分散，坡度较大，只能部分地使用小型机械，从而使农业机械技术的使用受到一定的制约。生物化学技术加上精耕细作一直是甘肃农业技术进步的主要方向，但农药化肥等传统技术的边际收益呈现出下降趋势，而近年来良种繁育等生物工程技术的快速发展对提高土地生产效率作用显著，对于农业增长具有较大的发展潜力。因此，大力发展现代生物技术、因地制宜地推进农业机械技术是甘肃省农业技术进步的主要方向。

第三，发展基于比较优势的特色农业产业、优化农业结构依然是农业发展的重点。从影响农业增长各因素的分析结果来看，农业结构调整对农业增长的作用并未显现，但从全国农业的发展规律来看，结构调整是促进农业经济增长的重要途径。而且，就甘肃近年来的发展实践看，以其独特的资源禀赋为基础的特色优势产业，比如马铃薯、花卉、中药材、啤酒大麦、育种等特色产业已具雏形，发展势头良好，对农业增长、农民增收的影响越来越大，只是发展规模依然比较小。因此，加强农业结构调整是促进农业增长的有效途径，而通过技术进步促进区域特色产业的发展是优化农业结构的主要方向。

第四，制度因素对农业增长具有宏观推动作用，并且是农业技术进步的保障。从农业增长因素的分析结果来看，农业农村政策的改革和创新对农业增长和农业技术进步有着很大的影响。农

户是农业技术使用的主体,农户采用新技术的动力在于其潜在的收益率,而各项农业政策比如土地政策、投资政策、税收政策等不仅直接影响着农民的收入水平,而且为农业技术进步提供动力和支持。特别对于像甘肃这样的西部欠发达地区来说,农业发展的基础条件和市场环境都比较差,政策引导与支持显得更为重要。目前,针对农业农村发展中的薄弱环节和主要制约因素,比如创新农村土地流转制度和金融制度,增加农业财政支出比例,加快农村基础设施建设,加快适合地域特征的农业技术创新并通过补贴等手段降低农户采用新技术的成本,显得十分重要,其中,加强农业基本建设、加快农村水利工程、汲水灌溉系统的建设,改善农业生产条件,是促进农业增长和技术进步的重中之重。

参考文献:

[1] 林毅夫. 制度、技术与中国农业发展[M]. 上海三联书店、上海人民出版社,1994.
[2] 胡瑞法,袁 飞. 浙江省六地区农业生产模式与效率研究[C]//农业增长与技术进步:中国农业技术经济研究会论文集. 北京:中国农业科学技术出版社,1994.
[3] 赵芝俊,袁开智. 中国农业技术进步贡献率测算及分解:1985—2005[J]. 农业经济问题,2009,(3).
[4] 朱希刚. 我国"九五"时期农业科技进步贡献率的测算[J]. 农业经济问题,2002,(5).
[5] 赵芝俊,张社梅. 近20年中国农业技术进步贡献率的变动趋势[J]. 中国农村观察,2006,(3).
[6] 王红玲,徐桂祥,胡中立. 农业经济增长中广义技术进步的度量方法研究[J]. 统计研究,1997,(6).
[7] 吴方卫. 我国农业资本存量的估计[J]. 农业技术经济,1999,(6).
[8] 钟甫宁,朱 晶. 结构调整在我国农业增长中的作用[J]. 中国农村经济,2000,(7).

Research on the Impact of Technological Progress on Agricultural Economic Growth in Gansu Province

ZHANG Yong-li[1,2], GE Xiu-feng[1]

(1. *School of Economic and Management, Northwest normal University, Lanzhou* 730070, *China*;
2. *Center for the Agricultural and Rural Development, Zhejiang University, Zhejiang* 310029, *China*)

Abstract: On the basis of C-D production funtion, the paper sets up a total factor production function, and analyzed the impact of elements on agricultural growth of Gansu using the agricultural input-output time series in the period from 1978 to 2007 in Gansu. Then, it made a quantitative measurement and analysis on the agricultural ontribution rate of technological progress as well as the trends at different stages of development by extended application of solow complentary method. The results show that technological advances are the core power of Gansu agricultural growth, that biotechnology progress-oriented and applying agricultural machinery appropriately are the main direction of agricultural technogical progress, and that developping chracteristic of agricultural industrialization and optimizing the agricultural structure are the focus of agricultural development, which gave an empirical base for the path of modern agricultural development in Gansu and even West.

Key Words: technological progress; agricultural growth; output elasticity; contribution rate