

中国粮食生产影响因素研究^{*}

谢 杰

(中国农业科学院, 北京 100081)

摘 要: 本文用中国 1978—2004 年间的粮食生产相关投入要素数据, 并考虑农业改革的政策影响, 通过逐步回归和加权最小二乘回归等经典单方程计量经济学方法, 构建了一个统计特征合理的中国粮食生产函数。通过对模型的分析发现: 土地和化肥使用是影响粮食生产的最主要要素, 并认为在土地、化肥施用已达极限的背景下, 技术进步是提高我国粮食产量的新的途径。

关键词: 粮食生产; 影响因素; 回归模型

一、问题的提出

我国目前年粮食消费量在 4.8 亿~4.9 亿吨, 1999~2003 年, 中国粮食出现了连续 5 年下滑的情况, 到 2003 年已经从 1999 年的 50838.6 万吨降到 43069.5 万吨, 当年供需缺口在 2500 万吨~3500 万吨, 2001~2003 年来一直靠挖库存和进口来平衡需求。2004 年回升到 50147 万吨, 而 2005 年又下降到 48402 万吨, 2006 年恢复性增长到 49745 万吨。美国学者莱斯特·布朗也预测到 2020 年和 2030 年粮食缺口为 2 亿~3 亿吨, 他的结论是世界粮食贸易量仅 2 亿吨满足不了中国需要。国家最高科技奖获得者李振声院士认为布朗的预测对我国的农业发展有警示作用, 应该重视。李振声说, “实践是检验真理的唯一标准”, 布朗的预言正确与否, 需要靠中国农业发展的事实来检验。李振声指出, 布朗的三个推论并不符合中国实际! 第一, 人口增长速度比他预计的慢了 1/3。布朗预计后 40 年人口年平均增长 1200 万, 而 2003 年我国人口实际增长只有 761 万; 第二, 人均耕地减少的速度不像布朗预计的那样严重, 因为通过遥感测定中国耕地面积比原来公布的传统数字多出了 36.9%; 第三, 中国粮食 15 年合计进出口基本持平, 净进口量只有 879.4 亿斤, 相当于总消费量 0.6%, 微不足道。因此, 我们应该将这些真实情况告诉世界, 中国人能养活自己! 但是, 李振声认为绝不能对粮食问题掉以轻心^①。

粮食综合生产能力与粮食安全问题一直是世界性重大问题, 备受世界各国政府及专家学者的关注与研究。所以科学地认识我国粮食综合生产能力, 分析中

国粮食生产投入要素对粮食生产的影响, 寻找制约我国粮食生产的瓶颈因素, 并关注粮食生产对环境的影响, 为制定合理的农业政策提供理论依据, 在建设社会主义新农村, 构建可持续发展的和谐社会的过程中, 具有积极的现实意义。

二、中国粮食生产函数的构建

(一) 模型变量、数据设定

影响粮食生产的因素很多, 有劳动力、物质投入、土地、生产方式、产业结构, 技术进步、制度因素等。为了基本涵盖这些因素, 本文选择了农业化肥施用量, 粮食播种面积, 成灾面积, 农业机械总动力, 农业劳动力、制度变迁为解释变量, 以粮食产量作为被解释变量, 模型使用时间序列数据 (1978—2004 年), 资料来源于中国统计年鉴。模型设定采用线性生产函数:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \beta_5 X_5 + \beta_6 S + \mu$$

其中, Y : 粮食产量 (万吨), X_1 : 农业化肥试用量 (万吨), X_2 : 粮食播种面积 (千公顷), X_3 : 成灾面积 (千公顷), X_4 : 农业机械总动力 (万千瓦), X_5 : 农业劳动力 (万人), S : 制度虚拟变量 (1978—1982 年为 0, 1983—2004 年为 1); β_i , $i = 1 \cdots 8$ 为各变量系数; μ 为随机误差项, 表示解释变量以外的随机扰动, 如气候、创新发明、政策等难以量化的因素影响。

(二) 用 OLS 法估计模型

假定模型中随机项满足基本假定, 在显著性水平 $\alpha = 5\%$ 下, 用 OLS 法估计参数, 估计结果如下 (括号里是 t 统计量), 估计方程为:

$$Y = -14218.78 + 6.84X_1 + 0.36X_2 - 0.25X_3 -$$

作者简介: 谢杰 (1970 年—), 男, 江苏, 中国农业科学院农业经济研究所博士研究生, 研究方向为农业贸易与政策。

*** 基金项目:** 本研究为国家自然科学基金项目“农业立体污染防治补偿机制及调控体系研究” (项目号: 70573115) 阶段性成果。本文承蒙对外经济贸易大学王飞副教授、北京大学中国经济研究中心姚顺利博士、博士生曾健先生在研究中建议与指点, 在此表示感谢, 当然文责自负

① 中财网: 李振声谈中国粮食问题: 中国人能养活自己! 2007 年 03 月 22 日 09: 34: 25

http: //www1.cfi.net.cn/newspage.aspx? id=20070322000485&A_spxAutoDetectCookieSupport=1

$$0.15X_4 - 0.12X_5 + 5265.97S$$
$$(-1.44) \quad (8.69) \quad (5.33) \quad (-7.06) \quad (-2.39) \quad (0.62) \quad (7.91)$$
$$R^2 = 0.9865 \quad F = 243.01, D.W = 2.05$$

由于 R^2 接近于 1, 且 $F = 243.01 > F_{0.05}(6, 20) = 2.60$, 故认为粮食生产与上述解释变量间总体线性关系显著. 但 X_5 未通过 t 检验, X_4 前的符号经济意义不合理, 因此解释变量之间可能存在多重共线性 (这两种情况都

可能是因为解释变量之间存在多重共线性). 检验简单相关系数 X_1, X_2, X_3, X_4, X_5 的相关系数表如下:

表一 变量相关系数表

	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5
X_1	1.00000	-0.52252	0.52537	0.94992	0.23161
	0	5	6	8	6
X_2	-0.52252	1.00000	-0.31222	-0.69810	0.37720
	5	0	5	0	5
X_3	0.52537	-0.31222	1.00000	0.48787	0.32800
	6	5	0	0	7
X_4	0.94992	-0.69810	0.48787	1.00000	0.03165
	8	0	0	0	6
X_5	0.23161	0.37720	0.32800	0.03165	1.00000
	6	5	7	6	0

由表中数据可以发现 X_1 与 X_4 之间存在高度相关性. 用 Y 分别关于 X_1, X_2, X_3, X_4, X_5 作一元线性回归 (表二).

(三) 逐个回归找出最简单的回归模型

表二 逐个回归

	C	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	S	R^2	F	D.W
$Y = F(X_1)$	29560	4.53						0.8167	111.38	0.77
t	22.58	10.55								
$Y = F(X_2)$	32614		-66					0.2625	8.9	0.46
t	4.7		-3							
$Y = F(X_3)$	32614			0.41				0.141	4.1	0.75
t	6.65			2.03						
$Y = F(X_4)$	32184				0.31			0.6328	43.09	0.46
	18.93				6.56					
$Y = F(X_5)$	-53722					3.02		0.5031	25.32	0.45
t	-2.81					5.03				
$Y = F(S)$	32739						11741	0.5966	36.81	0.6
t	18.74						6.07			

粮食生产受化肥施用量的影响最大, 与经验相符, 将其它解释变量分别引入基本回归模型中, 寻找因此选 (1) 为初始的回归模型. 最佳回归方程.

(四) 应用逐步回归寻找合理的回归模型

表三 逐步回归

	C	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	S	R^2	F	D.W
$Y = F(X_1)$	29560	4.53						0.8167	111.38	0.77
t	22.58	10.55								
$Y = F(X_1, X_2)$	-10171	5.46	0.33					0.8502	68.12	0.62
t	-0.59	9.71	2.32							
$Y = F(X_1, X_2, X_3)$	-7160	6.15	0.34	-0.25				0.8848	58.88	0.21
t	-0.46	10.83	2.65	-2.63						
$Y = F(X_1, X_2, X_3, X_4)$	25720	10.32	0.06	-0.25	-0.4			0.9340	77.77	0.53

t	1.78	9.21	0.48	-3.25	-4.05					
Y = F(X ₁ , X ₂ , X ₃ , S)	-27507	5.23	0.5	-0.25			6369	0.9795	263.2	1.83
t	-3.96	20.01	8.67	-6.03			10.09			
Y = F(X ₁ , X ₂ , X ₃ , X ₅ , S)	-32383	5.05	0.45	-0.26		0.36	5586	0.9826	237.1	1.85
t	-4.6	19.16	7.63	-6.57		1.9	7.74			

第一步,先把 X₂ 引入模型,用 Y关于 X₁、X₂ 做回归并用 OLS法估计得: Y = F(X₁, X₂)

可见,引入 X₂ 后,拟合优度有所提高,且 X₂ 回归参数的符号合理,变量也通过了 t 检验。

第二步,再引入 X₃,用 Y关于 X₁、X₂、X₃ 做回归,引入 X₃ 后,拟和优度再次提高,且参数符号合理,变量也通过了 t 检验。

第三步,引入 X₄,用 Y关于 X₁、X₂、X₃、X₄ 做回归,引入 X₄ 后,虽然拟和优度再次提高, X₂ 未通过 t 检验, X₄ 符号经济意义不合理。

D·W 检验表明,在 5% 的显著性水平下, n = 27, k = 5(包含常数项),查表得 d_l = 1.08, d_u = 1.76,由于 D·W = 1.83 > d_u = 1.76,表明此模型不存在一阶自相

第四步,再去掉 X₄,引入 S用 Y关于 X₁、X₂、X₃、S 做回归,引入 S 后,拟和优度再次提高,且参数符号合理,变量也通过了 t 检验。

第五步,再引入 X₅ 用 Y关于 X₁、X₂、X₃、S、X₅ 做回归,引入 X₅ 后,虽然拟和优度再次提高, X₅ 未通过 t 检验,所以合理的回归模型:

$$Y = -27506.86 + 5.23X_1 + 0.50X_2 - 0.25X_3 + 6368.50S$$

(五) 序列相关性检验

对上一步得到的回归方程:

$$Y = -27506.86 + 5.23X_1 + 0.50X_2 - 0.25X_3 + 6368.50S$$

(-3.96) (20.01) (8.67) (-6.03) (10.09)

$$R^2 = 0.9795, F = 263.20, D \cdot W = 1.83$$

(六) 异方差性检验

采用怀特检验法,辅助回归模型的估计结果如下:

表四 怀特检验

变量	系数	标准误差	t 统计量	P 值
C	-1.52E+08	4.62E+08	-0.328156	0.7480
X ₁	28683.87	27059.98	1.060011	0.3084
X ₁ ²	0.221423	0.846299	0.261636	0.7977
X ₁ * X ₂	-0.268576	0.203658	-1.318760	0.2100
X ₁ * X ₃	0.028989	0.191112	0.151687	0.8818
X ₁ * S	-1214.040	12876.71	-0.094282	0.9263
X ₂	2790.855	7298.454	0.382390	0.7084
X ₂ ²	-0.012460	0.029481	-0.422655	0.6795
X ₂ * X ₃	0.004340	0.031696	0.136937	0.8932
X ₂ * S	889.1665	1075.565	0.826697	0.4233
X ₃	-406.6954	3681.094	-0.110482	0.9137
X ₃ ²	-0.006808	0.016273	-0.418358	0.6825
X ₃ * S	243.2132	318.4317	0.763784	0.4586
S	-1.04E+08	1.39E+08	-0.743922	0.4702
R ²	0.366799	F 统计量		0.579276
D·W	2.003405	P 值 (F 统计量)		0.831413

怀特系统统计量 $nR^2 \sim \chi^2(h)$, h = 4,为解释变量的个数,从表四可知 $nR^2 = 9.90$,在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 的情况下, $\chi^2_{0.05}(4) = 9.49$,由于 $nR^2 > \chi^2_{0.05}(4) = 9.49$,故存在异方差性。

为克服异方差,采用加权最小二乘法 (WLS),以 $\frac{1}{|e_i|}$ 为权数进行 WLS 估计,则有: Y = -26976.73 + 5.25X₁ + 0.50X₂ - 0.24X₃ + 6303.73S
(-12.78) (82.77) (27.79) (-30.55)
(89.36)

R² = 1.0000, F = 9418,的 D·W = 1.26
D·W 检验表明,在 5% 的显著性水平下, n = 27, k

= 5(包含常数项),查表得 d_l = 1.08, d_u = 1.76,由于 D·W = 1.26 落入无法判断的区域,采用 LM 检验法,含 1 阶滞后残差项的辅助回归为:

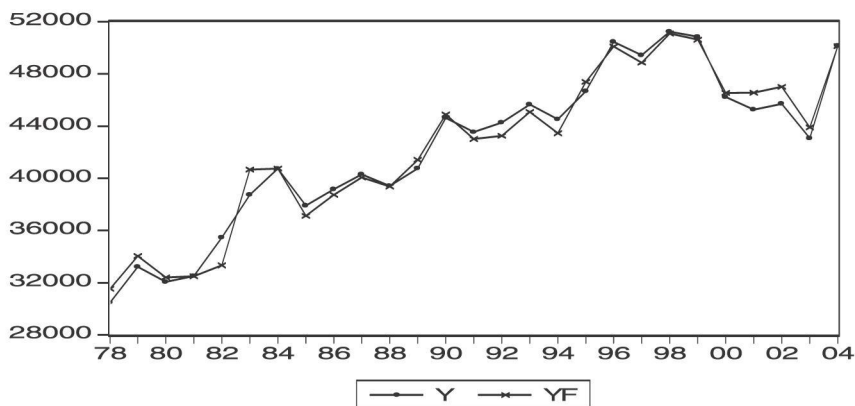
$$e_t = \beta_0 + \beta_1 * X_1 + \beta_2 * X_2 + \beta_3 * X_3 + \beta_4 * S + \rho_1 * e_{t-1} + \xi_t$$

由于 LM = 0.24 < $\chi^2_{0.05}(1) = 3.84$,表明此模型不存在一阶自相关.最终拟合的回归方程为:

$$Y = -26976.73 + 5.25X_1 + 0.50X_2 - 0.24X_3 + 6303.73S$$

和初始方程比较,无论是拟合优度还是个参数的 t 值都有显著的改善.拟合结果可以由下图形象的看出:

图一 实际值 (Y) 与拟合值 (YF) 对照图



三、计量分析、预测

经过以上分析, 得出模型的方程为:

$$Y = -26976.73 + 5.25X_1 + 0.50X_2 - 0.24X_3 + 6303.73S$$

$R^2 = 1.0000$ 表明, 粮食总产量的变化可以完全由化肥施用量, 粮食播种面积, 成灾面积和农业劳动力的数值来解释; X_1 的回归参数 5.25表示: 在其他条件不变的情况下, 化肥施用量每增加 1 万吨, 粮食产量增加 5.25万吨; X_2 的回归参数 0.50表示: 在其他条件不变的情况下, 粮食播种面积每增加 1000公顷, 粮食产量增加 5000吨; X_3 的回归参数 -0.24表示: 在其他条件不变的情况下, 成灾面积每减少 1000公顷, 粮食产量增加 2400吨; 制度虚拟变量 S的回归参数 6303.73表示: 在其他条件不变的情况下, 实行家庭承包责任制, 粮食产量增加 6303.73万吨, 实际上 1983—1988年的平均粮食产量比 1978—1982年的粮食平均产量增加了 6765.44万吨, 误差率为 7%, 基本与实际情况吻合的。

以此模型预测 2005年的粮食产量, 由统计年鉴的数据知, 2005年各解释变量的数值如下: $X_1 = 4766.2$ 、 $X_2 = 104278$ 、 $X_3 = 19966$ 。代入模型中得: $Y = 51304.85$, 而 2005年实际粮食总产量为 48402.2, 误差率为 5.99%。从回归结果看, 影响粮食生产的主要因素是化肥施用量、粮食播种面积、成灾面积和制度变迁。

劳动被排除在模型之外的原因在于农村存在大量剩余劳动力, 导致劳动的边际生产率为零。如果劳动对土地等资本要素有替代的话, 农民将继续投入劳动, 直至劳动的边际收益为零。在此状态下, 整个农业对劳动力的吸纳已接近极限。据农业部信息中心对全国 7100 个行政村的抽样调查, 到 2003年末, 中国农村转移出剩余劳动力约 1.7亿左右, 据估算, 目前仍大约有 1.5亿左右的剩余劳动力(邓鸿勋, 陆百甫, 2004)。虽然剩余劳动力的数目根据不同标准有所差异, 但大量的农村剩余劳动力存在已经是不争的事实。根据石磊(1999)的观点, 中国粮食生产函数带有里昂惕夫函数的性质, 里昂惕夫函数的一般形式: $Y = M \ln(ALBK)$, 即产量由资本和劳动中相对不足者决定。由于中国农村劳动力过剩, 那么粮食产量由资本决定: $Y = BK$ 。根据本文建立的模型, 资本可进一步分解为化肥施用量和粮食播种面积。

从回归的结果看, 播种面积对粮食生产起着决定

性作用, 实际上土地是不可替代的, 粮食是土地密集型的农产品, 人类还没有发明出不依赖于土地的大规模粮食生产技术, 13亿人的中国占世界人口的 22%, 只拥有全球土地的 7%, 可见土地对于中国来说更显稀缺。国土资源部日前公布的调查数字显示, 我国人均耕地面积由 2004年的 1.41亩进一步减少到 2005年的 1.4亩, 城市化、工业化不得不再占用耕地、国家实施生态退耕工程也要减少耕地。从 1.41到 1.4, 虽然仅仅是 0.01的变化, 却反映出我国耕地面积持续减少的趋势尚未发生根本改变。粮食生产受环境影响很大, 水灾、旱灾无不威胁粮食生产, 历年统计资料显示, 中国每年的成灾面积约占粮食播种面积的 14%—33%。1999—2003年, 中国粮食出现了连续 5年下滑的情况, 其中一个重要原因就是成灾面积过大, 从 24%—33%。在全球变暖的背景下, 旱灾将在现在和未来严重影响我国的粮食生产, 而我国粮食生产中水稻的比重远大于小麦, 由于水稻的产量高, 南方可以种 2—3季, 有水的地方就种水稻, 实在是我国面对粮食压力的优化选择。从这个角度说, 粮食安全、粮食生产的问题也不再只是农业部门的事情了。

与此同时, 在播种面积逐年减少的情况下, 化肥施用量却年年攀升, 全国播种面积从 1999年的 113161千公顷下降到 2005年 104278千公顷, 下降了 9.22%, 化肥施用量却从 1999年的 4124万吨增加到 2005年的 4766万吨, 增加了 15.56%。中国的粮食生产即面临产量的问题, 也在面临粮食生产所带来的环境恶化加剧困境。从回归结果看, 化肥投入对产出影响还是相当高的, 这与许多学者研究证明的, 中国 1978—1998年 20年粮食产量大幅度增加主要得益于化肥的施用是一致的。1978年施肥总量只有 884万吨, 单位面积施肥量 73.3公斤/公顷, 1998年化肥施用总量为 4083.7万吨, 单位施肥量 359公斤/公顷, 而 2005年单位面积施肥量高达 457公斤/公顷。根据黄季琨等人(1998)的研究, 我国水稻生产中每公顷化肥施用量当时已接近或略高于最佳经济效益所要求的投入量。而且从 1986年起, 我国的化肥施用量已超过美国, 居于世界首位。但是我国的施肥技术相当落后, 导致费力流失, 并引起农村水污染。若将化肥的使用效率提高 10%, 就相当增加了 30%的化肥用量。改变施肥结构

可以提高产量,我国施肥的增产顺序为 $K>P>N$ (黄季琨,1998),但是我国农村大量使用的氮肥,钾肥、磷肥使用较少。

科技进步和代表科技进步的农业机械总动力没有被纳入方程和通过检验,但这并不是要忽视农业科技的作用。超级稻、矮败小麦等一大批农业科技创新成果的广泛应用,对我国粮食增产发挥了重要的支撑作用。统计显示,1999年至2005年已在生产上推广种植超级稻新品种约2亿亩,覆盖了我国长江流域稻区、华南稻区和东北稻区,累计增产稻谷120亿公斤^②。但是中国农业技术进步并不像工业技术进步内生于资本积累,在存在大量剩余劳动力的背景下,市场选择必定排斥机器资本的进入,这种情况在我国长期没有通过政府扶持而得到解决,家庭小农户经营也限制了大规模机械化农业的发展,而且科技工作者发明的新的作物品种具有一定地域特点,超级稻不可能在小麦种植地带推广,所以可以认为农业科技进步对粮食生产类似一种随机冲击,属于难以量化的部分。

在耕地不足,为减少污染而将减少化肥施用的情况下,实际上粮食增产将更多地依赖于技术进步。虽然用时间序列不能量化技术进步对粮食生产的影响,但是在物力投入增产有限的情况下,一个个通过技术进步增加粮食产量的局部案例,更凸现出增加粮食产量要靠技术进步的重要性,或许中国粮食增产的蹊径也在于此吧。

1983年末全国97.7%的农户承包了集体土地,联产承包责任制极大地解放了农村生产力,使得粮食产量大幅增加,根据回归模型估计,制度变量系数是6303.73,也就是说在相同的物质投入条件下,改革使粮食增产约6303.73万吨。1999—2003年,中国粮食出现了连续5年下滑的情况,粮食下滑的问题引起了中央和国务院的极大关注,并制定了一系列的支农政策和措施。从这三年来看,农民的农业税完全免掉了,种粮补贴等政策使农民种粮积极性提高,连续三年实现了恢复性增长。

四、政策建议

(一) 加强耕地保护的执法力度

目前,中国在耕地保护方面的政策和措施主要有:基本农田保护制度、耕地总量动态平衡制度、土地用途管制制度等。但由于执行不严格,使得“制度弱化”,常常起不到应有的作用。因此,必须严格执行这些土地保护的政策和措施,以确保中国耕地在新的经济发展形势下能得到切实、有效的保护。

(二) 规范地方政府的供地行为

中央和地方在保护耕地上目标不一致,中央政府注重经济的可持续发展和国家粮食安全,而地方政府则更注重短期的财政收入和发展地方经济的“政绩”。房地产开发热和开发区热中,地方政府供地行为的非理性是导致一级土地市场供给失控、耕地大量浪费的主要因素。因此,要将耕地保护与地方政府政绩挂钩,进一步规范地方政府的供地行为。

(三) 盘活城乡存量土地,减少耕地占用

面对经济发展对建设用地的大量需求,不能走粗放式的路子,要立足存量土地挖潜,盘活城市存量土地,以满足建设用地的需求,从而减少耕地的占用量。整理田边地头、农村居民点的闲散地,农地整理而完善的农业基础设施和改善了农田生态环境带来的耕地生产力的提高,将能弥补耕地面积减少所带来的粮食生产压力。

(四) 推进农业科技进步,提高农业生产能力

要解决“三农”问题,发展现代农业,必须重视农业科技的作用。农业科学是一门涉及生物技术、土壤科学、管理科学,信息遥感技术、经济科学的综合性学科。科学研究的实质是艰苦地探索,科学育种,提高土壤肥力,科学种田,农村、农业发展的制度设计等等,都需要进行深入艰苦地科研活动。增强我国农业科技的研发能力:一靠公共财政的投入(这一点没有跟上);一靠科技人员的努力与奉献。

(五) 在减免农业税的基础上,继续推行国家对农业的支持政策

在减免农业税的基础上,继续推行国家对农业的支持政策,充分利用WTO规则允许实行的“绿箱”政策,对国内粮食生产进行保护,从根本上发展、提高粮食生产能力。

(六) 建立农村合作制,发展订单农业

在自愿的基础上,建立农村合作制,实行粮食产业化经营,降低粮食生产成本,增强中国粮食在国际粮食市场上的竞争力。发展订单农业,以销定产,注重粮食品质,引导粮食生产结构调整,避免粮食供给过分波动与市场粮价过分波动。要适应不断细化的市场需求,逐步调整品种结构。

(七) 减少化肥、农药使用量,推广生态农业

推广科学施肥,推广高效、低毒、低残留农业,在化肥、农药减量使用基础上,提高化肥利用效率;推广养殖场和种植业紧密结合的生态农业模式,促进粪便还田。不能以增加污染、牺牲食品安全的方式换取粮食产量的增加。

参考文献:

- [1] 邓鸿勋,陆百甫.走出二元结构——农民就业创业研究[M].中国发展出版社,2004:190.
- [2] 黄季琨,罗泽尔.迈向21世纪的中国粮食经济[M].中国农业出版社,1998.
- [3] 石磊.土地承包制下的粮食生产函数[J].上海经济研究,1999,(9).
- [4] 周四军.对我国粮食生产影响因素的计量分析[J].统计与决策,2003,4:41~42.
- [5] William H. Greene: ECONOMETRIC ANALYSIS 5th Edition[M]. Prentice Hall 2002.

(编辑校对:韦群跃 张清述)

^② 新华每日电讯:中国推广超级稻增产120亿公斤。