

# 减灾工程与农业生产产出相关性探析

王绍玉<sup>1,2</sup>, 周长生<sup>1</sup>

(1. 哈尔滨工业大学 经济与管理学院, 150001 哈尔滨; 2. 哈尔滨工业大学 建筑学院, 150001 哈尔滨)

**摘要:** 为测量减灾工程对农业生产产出的影响,用灰色关联分析算法和计量模型方法,对农业生产系统中除涝、灌溉、堤防、水库等指标数据进行了无量纲化处理,形成指标关联度评估,同时在柯布-道格拉斯生产函数基础上将各指标数据纳入回归分析中,完成了除涝等指标对农业生产产出影响的定量评价.实证研究表明:影响农业生产的减灾工程作用从大到小的顺序为:除涝面积、灌溉面积、堤防长度、盐碱地改良面积、水库容量、水土流失治理面积.扩大除涝面积、修建水库、增加堤防长度增加了农业生产总值,其中除涝对增加农业产值的效用最大,自然灾害阻碍了农业生产的发展,加大减灾工程投入有利于增加农业生产产出.

**关键词:** 减灾工程;农业减灾系统模型;计量模型;农业生产产出

中图分类号: X43

文献标志码: A

文章编号: 0367-6234(2012)07-0068-06

## Analysis of the correlation between disaster reduction engineering and output of agricultural production

WANG Shao-yu<sup>1,2</sup>, ZHOU Chang-sheng<sup>1</sup>

(1. School of Economic and Management, Harbin Institute of Technology, 150001 Harbin, China;

2. School of Architecture, Harbin Institute of Technology, 150001 Harbin, China)

**Abstract:** To verify the impact of disaster reduction engineering on the agricultural output, we use the grey relational analysis algorithm and the measurement model to standardize many indicators in the agricultural production system, such as waterlogging control, irrigating, embankment and reservoir, and forming the assessment of the degree of the indicator association. At the same time, on the basis of the Cobb-Douglas production function, each indicator is included in the regression analysis, and the quantitative evaluation of waterlogging control and other indicators which affect the output of the agricultural production are completed. The empirical study has shown that the impact of the agricultural disaster reduction engineering on the agricultural production can be arranged from largest to smallest as waterlogging area, irrigating area, embankment length, salinization of arable land improvement area, reservoir capacity, and soil erosion control area; expanding the waterlogging control area, building the reservoir and increasing the length of the embankment can increase the total value of the agricultural output, and the waterlogging control has the greatest utility to increase agricultural output in these measures. The natural disaster hinders the development of agricultural production. And increasing the input of the disaster reduction engineering can be conducive to increase the output of agricultural production.

**Key words:** disaster reduction engineering; agricultural disaster reduction system model; measurement method; agricultural production output

收稿日期: 2011-07-04.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(70671033).

作者简介: 王绍玉(1956—),男,教授,博士生导师.

通信作者: 周长生, zhchangsheng@126.com.

我国农业生产从古至今一直遭受着自然灾害的严重影响.据文献[1-2]计算,1978~2006年,我国平均因自然灾害造成的农作物受灾面积达4 575万 $\text{hm}^2/\text{a}$ ,受灾面积约占农作物总播种面积的1/3.在各种自然灾害中,对我国农业危害最大

的是水旱灾害,其造成的直接经济损失占各类自然灾害直接经济总损失的60%左右<sup>[3]</sup>。因此,加强抵御水旱灾害的工程措施建设对我国农业生产增收意义重大。

改革开放后,国家为加快农业发展实施了一系列制度调整,有效促进了我国农业快速发展,基本上解决了长期困扰农民的温饱问题。著名经济学家林毅夫教授<sup>[4]</sup>研究了这期间我国农业制度变革对农业生产产出的影响。结果表明,从生产队体制向家庭联产承包责任制的转变,是1978~1984年我国农业产出增长的主要原因。此外,乔榛等<sup>[5]</sup>利用1978~2004年省际面板数据进行计量分析,结果与林毅夫的结论大体一致。

需要指出的是,在本文研究的时间段,即1997~2005年期间,我国农业制度变革处于相对稳定的框架内,除常规投入外,自然灾害成为影响农业生产的重要因素。为此,学者们开始关注自然灾害对农业生产产出的影响。如王占礼<sup>[6]</sup>研究了侵蚀使粮食减产的作用;梅广清<sup>[7]</sup>探讨了自然灾害对区域农业产出的影响;彭克强<sup>[8]</sup>指出1978~2006年间旱灾和涝灾是我国最频发且影响粮食生产最重要的两大自然灾害,但文献<sup>[8]</sup>的研究方法是假定除旱涝灾害之外,在其他各类影响因素不变的前提下,揭示粮食生产与旱涝灾害之间存在的单一相关关系。而本文则是从多维视角探讨水旱灾害对农业产值的影响,进而探讨加强抵御水旱灾害的工程措施对农业产出的促进作用。

## 1 农业减灾系统模型分析

为减少水旱灾害对农业生产产出造成的影响,必须首先了解我国农业减灾能力的状况,而农业减灾系统模型分析有助于解决这一问题。为此,本文参考了邓聚龙<sup>[9]</sup>的灰色关联分析。据文献<sup>[10]</sup>分析及研究需要,本文选择了堤防长度、灌溉面积、除涝面积、水库容量、盐碱耕地改良面积、水土流失治理面积这6项农业减灾工程指标,表征抵御和治理水旱灾害的能力。

### 1.1 确定分析序列

灰色关联分析首先是在对所研究问题进行定性分析的基础上,确定比较序列 $x_i = \{x_i(k) \mid i = 1, 2, \dots, m\}$ (评价对象 $m = 17$ )和参考序列 $x_0 = \{x_0(k) \mid k = 1, 2, \dots, n\}$ (评价标准 $n = 6$ ), $m + 1$ 个数据序列矩阵为

$$\begin{bmatrix} x_0(1) & x_0(2) & x_0(3) & \cdots & x_0(n) \\ x_1(1) & x_1(2) & x_1(3) & \cdots & x_1(n) \\ x_2(1) & x_2(2) & x_2(3) & \cdots & x_2(n) \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \\ x_m(1) & x_m(2) & x_m(3) & \cdots & x_m(n) \end{bmatrix}.$$

### 1.2 对变量序列数据进行标准化处理

选择各列指标中最大值作为参考序列。一般而言,不同的评价指标往往具有不同的量纲和量纲单位,为了消除量纲和量纲单位不同所带来的差别性,首先应将评价指标进行标准化处理。常用的方法有初值化、均值化和归一化等。本研究采用初值法进行标准化处理,即

$$x'_i(k) = x_i(k)/x_0(k) \times 100. \quad (1)$$

### 1.3 求差序列、最大值、最小值

1) 差序列为

$$|x'_0(k) - x'_i(k)|.$$

式中: $i = 1, 2, 3, \dots, m; k = 1, 2, 3, \dots, n$ 。根据式(1)计算差序列。

2) 绝对差值中最大数和最小数为

$$\begin{aligned} & \max_i \max_k |x'_0(k) - x'_i(k)|, \\ & \min_i \min_k |x'_0(k) - x'_i(k)|. \end{aligned}$$

3) 数据标准化的结果确定为

$$\begin{aligned} \max_i \max_k |x'_0(k) - x'_i(k)| &= 44.9, \\ \min_i \min_k |x'_0(k) - x'_i(k)| &= 0. \end{aligned}$$

### 1.4 计算灰色关联系数

关联度实质上是曲线间几何形状的差别程度。曲线间差值的大小,可作为关联程度的衡量尺度。各比较数列与参考数列在各时刻的关联度系数为

$$\begin{aligned} \delta_{0i}(k) &= [\min_i \min_k |x'_0(k) - x'_i(k)| + \\ & \rho \max_i \max_k |x'_0(k) - x'_i(k)|] / \\ & [ |x'_0(k) - x'_i(k)| + \\ & \rho \max_i \max_k |x'_0(k) - x'_i(k)| ]. \end{aligned}$$

式中: $\rho$ 为分辨系数,在 $(0, 1]$ 内取值。根据灰色理论创始人邓聚龙教授的研究 $\rho$ 一般取0.5效果较好,所以本文研究令 $\rho = 0.5$ ,得关联系数矩阵为

$$\begin{bmatrix} \delta_{01}(1) & \delta_{01}(2) & \delta_{01}(3) & \cdots & \delta_{01}(n) \\ \delta_{02}(1) & \delta_{02}(2) & \delta_{02}(3) & \cdots & \delta_{02}(n) \\ \delta_{03}(1) & \delta_{03}(2) & \delta_{03}(3) & \cdots & \delta_{03}(n) \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \\ \delta_{0n}(1) & \delta_{0n}(2) & \delta_{0n}(3) & \cdots & \delta_{0n}(n) \end{bmatrix}.$$

### 1.5 求指标关联度对变量序列

虽求出比较数列与参考数列在各时刻的关联度值,但数值较多,不便于比较。因此将各个时刻

的关联系数集中为一个平均值,作为比较,其关联度为

$$r(k) = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \delta_{0i}(k).$$

计算得:  $r(1) = 0.747; r(2) = 0.784; r(3) = 0.849; r(4) = 0.681; r(5) = 0.740; r(6) = 0.547.$

计算结果显示,减灾工程项目对增加农业生产产出的影响作用从大到小的排序是:除涝 > 灌溉 > 堤防长度 > 盐碱耕地改良面积 > 水库容量 > 水土流失治理面积.

### 2 计量模型与计算结果

上述农业减灾系统模型的分析结论表明了6项减灾工程措施对农业生产作用的排序分析,但这些减灾工程措施的每一项对农业产值的影响程度有多大,结论并没有给出明确说明.为此,采用计量分析方法对这些指标作进一步分析不但能解决上述问题,而且可以对1997~2005年间农业常规投入、自然灾害、抵御水旱灾害对农业生产产出的影响做出全方位解析.

#### 2.1 混合模型

如果一个面板数据模型定义为

$$y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T.$$

式中:  $y_{it}$  为被回归变量(标量);  $\alpha$  为截距项;  $X_{it}$  为  $k \times 1$  阶回归变量列向量(包括  $k$  个回归量);  $\beta$  为  $k \times 1$  阶回归系数列向量;  $\varepsilon_{it}$  为误差项(标量),则称此模型为混合模型.混合模型的特点是无论对任何个体和截面,回归系数  $\alpha$  和  $\beta$  都相同.以上模型写成向量形式为

$$y = W\gamma + u.$$

式中:  $y = (y'_1 \dots y'_N)'$  和  $u = (u'_1 \dots u'_N)'$  分别为  $NT \times 1$  阶列向量;  $\gamma = (\alpha \ \beta)'$  为  $(k+1) \times 1$  阶列向量;  $W$  为  $NT \times (k+1)$  阶矩阵,其第1列是单位列向量.假定条件是  $E(u | W) = 0$ , 误差项  $u$  是严格外生的  $E(uu' | W) = \Omega$ , 则  $\gamma$  得混合 OLS 估计式为

$$\hat{\gamma} = (W'W)^{-1}W'y.$$

#### 2.2 个体固定效应模型

模型回归形式为

$$y_i = \alpha_i + x_i\beta + u_i, i = 1, 2, \dots, N. \quad (2)$$

式中:  $y_i$  为  $T \times 1$  维被解释变量向量;  $x_i$  为  $T \times k$  维解释变量矩阵;  $\beta$  为  $k \times 1$  维回归系数列向量,  $i$  个个体成员方程间的截距项  $\alpha_i$  不同,用来说明个体影响,即反映模型中忽略的反映个体差异的变量

的影响;随机误差项  $u_i$  反映模型中忽略的随个体成员和时间变化因素的影响.

个体固定效应模型假定个体成员上的个体影响可以由常数项的不同来说明,即在式(2)所表示的模型中,各个体成员方程中的截距项为  $\alpha_i$  跨截面变化的常数<sup>[11]</sup>.模型对应的向量形式为

$$Y = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_N \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} e \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix} \alpha_1 + \begin{pmatrix} 0 \\ e \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix} \alpha_2 + \dots + \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ \vdots \\ e \end{pmatrix} \alpha_N + \begin{pmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_N \end{pmatrix} \beta + \begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_N \end{pmatrix}.$$

其中

$$y_i = \begin{bmatrix} y_{i1} \\ y_{i2} \\ \vdots \\ y_{iT} \end{bmatrix}_{T \times 1}, \quad e = \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ \vdots \\ 1 \end{bmatrix}_{T \times 1},$$

$$x_i = \begin{bmatrix} x_{i,11} & x_{i,12} & \dots & x_{i,1k} \\ x_{i,21} & x_{i,22} & \dots & x_{i,2k} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ x_{i,T1} & x_{i,T2} & \dots & x_{i,Tk} \end{bmatrix}_{T \times k}, \quad u_i = \begin{bmatrix} u_{i,1} \\ u_{i,2} \\ \vdots \\ u_{i,k} \end{bmatrix}_{T \times 1}.$$

式中:  $y_i, e, u_i$  分别为  $T \times 1$  维向量;  $x_i$  为  $T \times k$  维矩阵.并且,  $E(u_i) = 0_{T \times 1}, E(u_i u'_i) = \sigma_u^2 I_T, E(u_i u'_j) = 0_{T \times T} (i \neq j)$ . 其中:  $i = 1, 2, \dots, N; I_T$  为  $T \times T$  维单位矩阵.利用普通最小二乘法可以得到参数  $\alpha_i$  和  $\beta$  的最优线性无偏估计为

$$\hat{\beta}_{FE} = \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)'(x_{it} - \bar{x}_i) \right]^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)'(y_{it} - \bar{y}_i).$$
$$\hat{\alpha} = \bar{y} - \hat{\beta}_{FE} \bar{x}_i.$$

式中:  $\bar{x}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it}; \bar{y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it}; x_{it} = (x_{i,1}, x_{i,2}, \dots, x_{i,k})_{1 \times k}$ .

对应的协方差矩阵为

$$\text{var}(\bar{\alpha}_i) = \sigma_u^2 / T + \bar{x}_i \text{var}(\hat{\beta}_{FE}) \bar{x}_i.$$

方差  $\sigma_u^2$  对应的估计量为

$$s^2 = \frac{1}{NT - N - k} \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{it} - \hat{\alpha}_i - x_{it} \hat{\beta}_{FE})^2 \right].$$

#### 2.3 随机效应模型

模型回归的形式为

$$y_{it} = x'_{it}\beta + z'_i\delta + u_i + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T.$$

式中: $y_{it}$ 为被回归变量(标量); $x_{it}$ 为 $k \times 1$ 阶回归变量列向量(包括 $k$ 个回归量); $\beta$ 为 $k \times 1$ 阶回归系数列向量; $z_i$ 为不随时间而变的个体特征(即 $z_{it} = z_i, \forall t$ ).扰动项由 $(u_i + \varepsilon_{it})$ 两部分构成,被称为“复合扰动项”.随机效应模型假设 $u_i$ 与解释变量 $\{x_{it}, z_i\}$ 均不相关,故 OLS 是一致的.然而扰动项由 $(u_i + \varepsilon_{it})$ 组成,不是球型扰动项,因此 OLS 不是有效率的.假设不同个体之间的扰动项互不相关.由于 $u_i$ 的存在,同一个个体不同时期的扰动项之间存在自相关,如

$$\text{cov}(u_i + \varepsilon_{it}, u_i + \varepsilon_{is}) = \begin{cases} \sigma_u^2, & \text{若 } t \neq s; \\ \sigma_u^2 + \sigma_\varepsilon^2, & \text{若 } t = s. \end{cases} \quad (3)$$

式中: $\sigma_u^2$ 为 $u_i$ 的方差(不随 $i$ 变化),而 $\sigma_\varepsilon^2$ 为 $\varepsilon_{it}$ 的方差(不随 $i, t$ 变化).当 $t \neq s$ 时,其自相关系数为

$$\rho \equiv \text{Corr}(u_i + \varepsilon_{it}, u_i + \varepsilon_{is}) = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_\varepsilon^2}.$$

显然,同一个体不同时期的扰动项之间的自相关系数 $\rho$ 不随时间距离 $(t - s)$ 而改变, $\rho$ 越大,则复合扰动项 $(u_i + \varepsilon_{it})$ 中个体效应的部分( $u_i$ )越重要.

同一个扰动项的协方差为

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_u^2 + \sigma_\varepsilon^2 & \sigma_u^2 & \cdots & \sigma_u^2 \\ \sigma_u^2 & \sigma_u^2 + \sigma_\varepsilon^2 & \cdots & \sigma_u^2 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_u^2 & \sigma_u^2 & \cdots & \sigma_u^2 + \sigma_\varepsilon^2 \end{bmatrix}_{T \times T}.$$

由式(3)可知,同一个体的扰动项具有相同的方差,但存在组内自相关.整个样本扰动项的协方差阵为块对角矩阵为

$$\Omega = \begin{bmatrix} \Sigma & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & \Sigma \end{bmatrix}_{nT \times nT}.$$

由于 OLS 是一致的,且其扰动项为 $(u_i + \varepsilon_{it})$ ,故可以用 OLS 的残差来估计 $(\sigma_u^2 + \sigma_\varepsilon^2)$ .另一方面,FE 也是一致的,且其扰动项为 $(\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i)$ ,故可以用 FE 的残差来估计 $\sigma_\varepsilon^2$ .然后,就可以使用可行广义最小二乘法来估计原模型,得到“随机效应估计量”.

本文农业生产函数是建立在柯布-道格拉斯生产函数基础上的,以土地(land)、化肥(fertilizer)、劳动(labor)、机械化水平(power)为4种常规投入,这4种常规投入和农业总产值以对数形式给出.这里农业总产值以1997年为基期,然后计算相应指数取得各年份实际农业总产值,作为衡量各地区农业总产出的经济指标.土地表示土地

播种面积、劳动表示农林牧渔业劳动力.农业资本投入计算比较复杂,由于在农业生产过程中,农业机械以及化肥投入作为主要的资本形式参与农业生产,因此可将农业机械以及化肥投入作为资本投入的替代形式,其中农业机械投入以机械动力来衡量,而化肥投入则以氮、磷、钾以及复合肥的总量来体现.

此外,在函数中还包括另外5个变量,即受灾面积(表征自然灾害对农业生产的影响程度,在模型设定中以对数形式给出)、水库容量(Reservoir capacity)、堤防长度(Levee length)、灌溉面积(Effective irrigation area)、除涝面积(Waterlogging prevention area)4个变量体现抵御水旱灾害的工程措施对农业总产值的影响(这里没有选择盐碱地改良面积作为抵御水旱灾害的指标,是因为盐碱地改良在全国各省不具有普遍性),在模型设定中以线性形式给出.为避免水库容量、堤防长度与有效灌溉面积、除涝面积多从共线性,本文没有在回归模型中同时控制这4个变量.

分别以混合模型、个体固定效应模型、随机效应模型进行估计.“=”左侧是农业生产总值的对数值,“=”右侧是其余变量.对比个体固定效应模型和随机效应模型用 Hausman 检验;对比混合模型和个体效应模型用 F 检验.

本研究采用的数据除特殊说明外,均来自国家统计局编的各年度《中国统计年鉴》、中国农业年鉴编辑委员会编的各年度《中国农业年鉴》以及由《中国水利年鉴》编纂委员会编的《中国水利年鉴》,还有水利部所提供的资料.为了提高计量经济分析的准确性,增加样本空间,本文还分别收集了除港、澳、台及上海、西藏、青海、宁夏以外的省市自治区的省际面板数据,样本共有27个省、自治区和直辖市.

在表1所示3种模型的基本估计结果中,(1)、(2)为混合模型估计结果,(3)、(4)为个体固定效应模型估计结果,(5)、(6)为随机效应模型估计结果.总体上,6个回归中变量的估计结果基本一致,F检验和 Hausan 检验结果显示,选择固定效应模型估计会更好一些.6个回归变量中受灾面积的系数分别在1%、5%、10%的显著性水平下通过了检验;水库容量、堤防长度、除涝面积也通过了显著性检验.在(3)、(4)中抵御水旱灾害进而影响农业产值的指标中,除涝对农业产值增加的影响作用最为显著.

上述结果中,灌溉面积没有通过显著性检验,这可能是由我国特殊的灌溉构成决定的<sup>[12]</sup>.在我

国南方,灌溉主要是为满足植物生长的需要,而非抗灾的需要;相反在我国中部和北部地区,灌溉则主要是为了抗旱,因此,灌溉在我国南、北方作用的差异造成了上述结果.

表1 3种模型基本估计结果

变量	PM		FE		RE	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
log(land)	0.020 (0.063)	-0.125*** (0.074)	-0.337*** (0.037)	-0.387*** (0.037)	-0.254*** (0.035)	-0.333*** (0.036)
log(fert)	0.587*** (0.064)	0.841*** (0.065)	0.228*** (0.330)	0.234*** (0.030)	0.260*** (0.030)	0.263*** (0.030)
log(labor)	0.145*** (0.040)	0.165*** (0.053)	-0.210*** (0.046)	-0.198*** (0.046)	0.030 (0.039)	0.044 (0.039)
log(power)	0.073** (0.032)	0.055*** (0.044)	0.338*** (0.021)	0.338*** (0.021)	0.345*** (0.019)	0.365*** (0.020)
log(damage)	-0.132*** (0.029)	-0.145* (0.033)	-0.011** (0.005)	-0.010* (0.005)	-0.016*** (0.005)	-0.014*** (0.005)
RC	0.001*** (0.0001)		0.00018* (0.0001)		0.0003*** (9.70E-05)	
LL	6.41E-06*** (1.72E-06)		8.94E-06** (3.97E-06)		1.28E-05*** (2.87E-06)	
EIA		-3.53E-05 (2.66E-05)		2.26E-05 (3.49E-05)		5.56E-06 (2.90E-05)
WPA		8.46E-05** (2.46E-05)		0.0003** (0.00012)		0.00024*** (5.01E-05)
obs	243	243	243	243	243	243
R-squared (PM)						
组内 R <sup>2</sup> (FE, RE)	0.922	0.901	0.880	0.880	0.840	0.850
Hausan					161.325	152.356
P					(0.000)	(0.000)
F 检验			366.159	466.072		
P			(0.000)	(0.000)		

注:括号中为标准误,\*、\*\*和\*\*\*分别为10%、5%和1%的显著性水平.

值得注意的是,上述估计结果中,与人们的常规认识相反,土地播种面积的增加不但没有带来农业总产值增加,反而降低了农业总产值,本文认为这一结果的原因可能是由于过度开垦山地、开垦湖区围湖造田、毁林开荒造成的.在1997~2005年间,随着我国人口的增长和经济的发展,住房用地、基础设施用地和商业用地剧增,在国家严格控制农用地政策的限制下,各地纷纷向山、林、湖区要耕地.结果,一方面过度开垦行为降低了这些地区和下游地区防涝、抗旱能力,以至当水旱灾害来临时造成更多的农业经济损失.据统计,由于长江、黄河上中游地区毁林开荒,陡坡耕种,已使之成为世界上水土流失最严重的地区之一,每年流入长江、黄河的泥沙量达20多亿吨,加剧

了两大流域中下游地区的水患灾害,给农业生产造成巨大危害.另一方面过度开垦产生更大面积的水土流失、土地沙化.这期间,全国水土流失面积约360万km<sup>2</sup>,占国土面积的37.5%;沙化土地面积已达174万km<sup>2</sup>,占国土面积的18.2%.据全国土地资源调查资料,全国仅25°以上有606万hm<sup>2</sup>的坡耕地<sup>[13]</sup>.

农业资本中化肥和机械化水平与农业生产总值正相关,这一估计结果与文献[4-5]结论一致,说明农业机械化水平普及范围越广、普及程度越高对农业总产值增加作用就越大.

此外,上述分析结果中农村劳动力与农业生产总值负相关,本文认为这是由于中国农村劳动力过剩这一现状造成的.一方面,农村过剩的劳动力

影响农业机械化水平的提高,文中已经说明机械化水平与农业总产值正相关,因此劳动力过剩会间接降低农业总产值.另一方面,过剩的农村劳动力因无其他就业岗位,只能从事田间劳动获得收入,进而不愿流转自己手中的土地,这也会阻碍土地流转和农业规模化经营,使各种生产要素无法处于优化动态组合之中,从而降低了农业生产效率并间接降低了农业总产值.

### 3 结 论

1) 农业减灾系统模型中采用灰色关联分析算法,对减灾工程指标进行了无量纲化处理,为后步计算和不同类别的指标的比较奠定了基础.在此基础上通过差序列和关联系数计算,对减灾工程进行了排序,这一结果为减灾工程作用提供量化分析依据.

2) 运用 1997 ~ 2005 年省际面板数据,采用计量经济学模型分析水旱灾害对农业生产产出的影响,并在柯布 - 道格拉斯生产函数基础上,分别用混合估计、固定效应、随机效应模型进行计算,通过  $F$  检验和 Hausman 检验对 3 种算法进行比较,使运算结果更加可靠.结果表明,自然灾害对农业生产产出产生了巨大消极影响,而加强抵御包括水旱灾害在内的各种自然灾害的工程措施建设,是增加农业生产产出的重要措施.

3) 农业减灾模型和计量模型的分析结果均表明,应增加除涝面积.计量模型结果同时表明应减少易形成水土流失和沙漠化的耕地,转移农村剩余劳动力.

### 参考文献:

- [1] 中华人民共和国国家统计局. 中国统计年鉴(2007) [M]. 北京: 中国统计出版社, 2007.
- [2] 许飞琼. 农业灾害经济: 周期波动与综合治理[J]. 经济理论与经济管理, 2010, (8): 74 - 79.
- [3] 中国新闻网. 中国水旱灾害占各类自然灾害直接经济损失 60% [EB/OL]. [2008 - 11 - 11]. <http://news.sina.com.cn/o/2008-11-11/100514712218s.shtml>.
- [4] 林毅夫. 制度、技术与中国农业发展[M]. 北京: 北京大学出版社, 1994.
- [5] 乔榛, 焦方义, 李楠. 中国农村经济制度变迁与农业增长: 对 1978 ~ 2004 年中国农业增长的实证分析[J]. 经济研究, 2006, (7): 73 - 82.
- [6] 王占礼. 中国土壤侵蚀影响因素及其危害分析[J]. 农业工程学报, 2000, 16(4): 32 - 36.
- [7] 梅广清, 沈荣芳, 张显东. 自然灾害对区域产出的影响研究[J]. 管理科学学报, 1999, 2(1): 102 - 106.
- [8] 彭克强. 旱涝灾害视野下中国粮食安全战略研究[J]. 中国软科学, 2008, (12): 6 - 17.
- [9] 邓聚龙. 灰色预测与灰色决策[M]. 武汉: 华中理工大学出版社, 2002.
- [10] 叶正伟. 江苏旱涝灾害对农业经济的影响及承灾系统分析[J]. 江苏农业科学, 2006, (4): 5 - 7.
- [11] 伍德里奇. 横截面与面板数据的经济计量分析[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2007.
- [12] 高占义. 中国的灌溉发展及其作用[J]. 水利经济, 2006, 24(1): 36 - 39.
- [13] 张鸿文. 新时期退耕还林工程建设的总体思路[J]. 林业经济, 2002, (3): 18 - 22.

(编辑 张 红)