

# 吴起县农业生态经济系统耦合态势演变的驱动力<sup>\*</sup>

苏鑫<sup>1</sup>, 王继军<sup>1,2</sup>

(1. 中国科学院 水利部 水土保持研究所, 陕西 杨陵 712100; 2. 西北农林科技大学, 陕西 杨陵 712100)

**摘 要:** 为了进一步研究吴起县农业生态经济系统耦合态势演变的内在驱动机制, 利用吴起县统计年鉴(1990 年、1999–2006 年)数据, 运用主成分分析方法对其进行了分析。结果表明: 人为经济发展因素是农业生态经济系统演变的主要驱动力(贡献率为 72.849 9%), 人口压力驱动因子次之(贡献率为 11.569 5%), 而自然生态环境是影响吴起县农业生态经济系统耦合过程的基础(贡献率为 8.168 1%)。针对目前吴起县农业生态经济系统耦合的内在驱动机制及其面临的问题, 提出调整产业结构、发展林草及其相关产业链等措施来保证农业生态经济系统的稳定。

**关键词:** 驱动力; 耦合; 农业生态经济系统; 主成分分析法; 吴起县

中图分类号: F062.2

文献标识码: A

文章编号: 1005-3409(2010)03-0126-04

## The Driving Force with Coupling Evolution of Agricultural Eco-economic System in Wuqi County

SU Xin<sup>1</sup>, WANG Ji-jun<sup>1,2</sup>

(1. Institute of Soil and Water Conservation, Chinese Academy of Science and Ministry of Water Resources, Yangling, Shaanxi 712100, China; 2. Northwest A&F University, Yangling, Shaanxi 712100, China)

**Abstract:** In order to further research the inner drive coupling mechanism of agricultural eco-economic system, the drive force is analyzed by using the statistical date of Wuqi county (1990, 1999–2006) and principal components analysis method. The results showed that the human economy development factor is the main driving force of agricultural eco-economic system evolution (contribution rate is 72.849 9%) and the population pressure is the second driving factor (contribution rate is 11.569 5%). The factor of natural ecological environment is the basis of coupling process of agricultural eco-economic system in Wuqi county (contribution rate is 8.168 1%). Aiming at the internal driving mechanism and its facing problem of agricultural eco-economic system. The county need to adjust the industrial structure, develop grass industry to ensure the stability of the agricultural eco-economic system.

**Key words:** the driving force; coupling, agricultural eco-economic system; principal components analysis method; Wuqi county

“退耕还林(草)”工程实施后, 退耕区域在生态环境的改善和经济发展方面均取得了显著成效, 但是区域农业产业与资源(量)一致性程度依然较弱, 出现生态系统与经济系统相悖的态势, 主要表现在资源短缺与资源浪费并存、林草产业及相关产业发展滞后, 制约了区域的可持续发展<sup>[1]</sup>。农业生态经济系统的演变过程是农业生态系统和农业经济系统

的耦合与相悖的矛盾运动过程<sup>[2-5]</sup>, 吴起县作为退耕还林(草)工程的典型代表, 目前在农业生态经济系统耦合态势演变过程中潜伏了较大的危机, 耦合关系不合理等, 而吴起县农业生态经济系统所出现的这些问题有其内在驱动机制, 对其驱动机制进行分析能进一步反映退耕区域的现状, 也能反映黄土丘陵区近期将面临的问题。本文运用主成分分析的方

<sup>\*</sup> 收稿日期: 2010-04-22

基金项目: 国家自然科学基金项目(40771082); 国家科技支撑计划项目(2006BAD09B10); 中国科学院知识创新重大工程项目(KSCX-YW-09-07)

作者简介: 苏鑫(1985–), 男, 山东潍坊人, 硕士研究生, 研究方向为生态经济。E-mail: suxin20039@163.com

通信作者: 王继军(1964–), 男, 陕西渭南人, 研究员, 主要从事生态经济方面的研究。E-mail: jjwang@ms.iswc.ac.cn

法对系统内在驱动机制进行研究,不仅满足驱动力分析的需要,也期望能为黄土高原沟壑区的治理和实施的退耕还林(草)工程方案提供参考。

## 1 研究区概况

吴起县( $36^{\circ}33'33''-37^{\circ}24'27''N$ ,  $107^{\circ}38'57''-108^{\circ}32'49''E$ )位于陕西省延安市西北部,地处毛乌素沙漠南缘,西北与定边县为邻,东南与志丹县接壤,东北和靖边县相连,面积  $3\,791.5\text{ km}^2$ ,海拔  $1\,233\sim 1\,809\text{ m}$ ,属黄土高原梁状丘陵沟壑区,主要土种有黄绵土、绵沙土,属小杂粮生产的优势区。年均气温  $7.8^{\circ}\text{C}$ ,无霜期  $96\sim 146\text{ d}$ ,降水年际变化大、季节分配不均,为暖温带大陆性干旱季风气候,多年平均陆地蒸发量  $400\sim 450\text{ mm}$ ,属干旱半干旱地区。

吴起县辖4镇8乡164个行政村,1110个村民小组,2007年全县总人口12.9万,其中农业人口10.7万、非农业人口2.2万,人口密度  $34.2\text{ 人/km}^2$ 。粮食作物以玉米、马铃薯、谷类、豆类为主。2007年吴起县农民人均纯收入2658元,综合实力已跻身于西部百强县和陕西省县域经济社会发展十佳县行列。

## 2 研究方法和数据来源

### 2.1 研究方法

运用主成分分析方法,探讨吴起县农业生态与经济系统耦合态势演变的驱动力。主成分分析法从众多的变量中剔除具有相关性的因子,筛选出主要少数独立综合因子,而这少数的几个综合因子可对研究的结论做出充分合理的解释<sup>[6]</sup>。主成分分析法可以将若干变量压缩为几个独立的成分,以此来减弱各自变量之间的相互干扰。进行主成分分析的主要步骤如下<sup>[7-8]</sup>。

(1) 指标数据标准化; (2) 确定主成分个数; (3) 主成分命名; (4) 确定主成分与综合主成分评价分值。确定各主成分得分公式为

$$F_p = a_{1p}ZX_1 + a_{2p}ZX_2 + \dots + a_{mp}ZX_p \quad (1)$$

式中:  $F_p$  ——各主成分得分;  $p$  ——原始数据指标个数;  $ZX_p$  ——原始数据  $X_p$  经过标准化处理的值;  $a_{1i}, a_{2i}, \dots, a_{pi}$  ( $i = 1, 2, \dots, m$ ) —— $X$  的协方差矩阵的特征值所对应的特征向量。

确定综合主成分评价分值公式为

$$F = (\lambda_1 F_1 + \lambda_2 F_2 + \dots + \lambda_m F_m) / \sum_{i=1}^m \lambda_i \quad (2)$$

式中:  $\lambda$  ——每个主成分所对应的特征值;  $F_m$  ——确定的各主成分得分。

### 2.2 指标选择

基于吴起县农业生态经济系统演变过程和耦合关系研究结果的基础上<sup>[9-10]</sup>,选择可能影响吴起县农业生态系统与经济系统耦合过程的18个因子:总人口( $X_1$ )、人口密度( $X_2$ )、劳动力人数( $X_3$ )、农业用地面积( $X_4$ )、林地面积( $X_5$ )、草地面积( $X_6$ )、果树地面积( $X_7$ )、森林覆盖率( $X_8$ )、年平均降雨量( $X_9$ )、粮食单产( $X_{10}$ )、人均粮食产量( $X_{11}$ )、可灌溉面积( $X_{12}$ )、农业产投比( $X_{13}$ )、种植业收入( $X_{14}$ )、林业收入( $X_{15}$ )、畜牧业收入( $X_{16}$ )、工副业收入( $X_{17}$ )、人均纯收入( $X_{18}$ )。

### 2.3 数据来源

数据来源于吴起县统计局统计年鉴(1990年、1999–2006年),基于吴起县在1999年一次性退耕  $103\,667\text{ hm}^2$ ,同时考虑到数据收集积累情况,选择1990年、1999–2006年的数据进行系统耦合态势演变驱动力的分析。

## 3 计算过程与结果分析

### 3.1 相关系数的计算

基于年鉴数据(1990年、1999–2006年),运用SPSS 16.0对农业生态系统与经济系统耦合过程的18个因子进行相关性分析,得出其相关系数(表1)

人均纯收入可以表征“退耕还林(草)”工程所取得的效益,从表1可以看出,吴起县人均纯收入( $X_{18}$ )与总人口( $X_1$ )、人口密度( $X_2$ )、农业用地面积( $X_4$ )、林地面积( $X_5$ )、森林覆盖率( $X_8$ )、粮食单产( $X_{10}$ )、农业产投比( $X_{13}$ )、种植业收入( $X_{14}$ )、林业收入( $X_{15}$ )、畜牧业收入( $X_{16}$ )和工副业收入( $X_{17}$ )呈极显著相关,与年平均降雨量( $X_9$ )和人均粮食产量( $X_{11}$ )呈显著相关。一般来说,可以通过对指标的相关矩阵进行检验,如果相关矩阵的大部分系数都小于0.3,则不适合做因子分析<sup>[11-13]</sup>。因此为了使结果更为准确的说明问题,将根据相关系数矩阵选择呈显著相关和极显著相关的因子进行主成分分析(应用DPS v7.05)。选择因子如下:总人口( $X_1$ )、人口密度( $X_2$ )、农业用地面积( $X_4$ )、林地面积( $X_5$ )、森林覆盖率( $X_8$ )、年平均降雨量( $X_9$ )、粮食单产( $X_{10}$ )、人均粮食产量( $X_{11}$ )、农业产投比( $X_{13}$ )、种植业收入( $X_{14}$ )、林业收入( $X_{15}$ )、畜牧业收入( $X_{16}$ )和工副业收入( $X_{17}$ )和人均纯收入( $X_{18}$ )。

表 1 吴起县农业生态经济系统耦合过程影响因子相关系数

	$X_1$	$X_2$	$X_3$	$X_4$	$X_5$	$X_6$	$X_7$	$X_8$	$X_9$	$X_{10}$	$X_{11}$	$X_{12}$	$X_{13}$	$X_{14}$	$X_{15}$	$X_{16}$	$X_{17}$	$X_{18}$
$X_1$	1																	
$X_2$	0.9968	1																
$X_3$	0.9008	0.8649	1															
$X_4$	- 0.7415	- 0.6918	- 0.9231	1														
$X_5$	0.8628	0.8464	0.8548	- 0.6496	1													
$X_6$	0.0234	0.0035	0.1105	0.022	0.3737	1												
$X_7$	0.0553	0.0259	0.2291	- 0.0304	0.4513	0.7775	1											
$X_8$	0.7433	0.7174	0.8188	- 0.7707	0.8384	- 0.0022	0.146	1										
$X_9$	- 0.5572	- 0.5867	- 0.2997	0.1587	- 0.5612	- 0.3901	0.0453	- 0.3496	1									
$X_{10}$	0.8614	0.8561	0.7834	- 0.575	0.7684	0.0485	0.2168	0.5925	- 0.3719	1								
$X_{11}$	0.496	0.5098	0.3575	- 0.4592	0.1523	- 0.7029	- 0.7941	0.4487	- 0.2662	0.2579	1							
$X_{12}$	0.4398	0.4589	0.2088	- 0.0772	0.2956	0.266	0.0177	- 0.1064	- 0.5184	0.3127	0.0423	1						
$X_{13}$	- 0.9299	- 0.9263	- 0.846	0.7693	- 0.7106	0.2971	0.2324	- 0.7702	0.4150	- 0.7648	- 0.7526	- 0.2466	1					
$X_{14}$	0.6473	0.6791	0.3891	- 0.3395	0.4192	- 0.3357	- 0.5699	0.5020	- 0.6858	0.3686	0.8548	0.2928	- 0.7656	1				
$X_{15}$	0.9024	0.8866	0.9064	- 0.6951	0.9136	0.1507	0.3529	0.7632	- 0.3406	0.7834	0.2539	0.2986	- 0.8042	0.4167	1			
$X_{16}$	0.9229	0.9156	0.8536	- 0.6130	0.939	0.3451	0.3792	0.6648	- 0.5778	0.8198	0.1740	0.5080	- 0.7477	0.4550	0.9426	1		
$X_{17}$	0.9442	0.9272	0.9487	- 0.8389	0.8234	- 0.1219	0.0552	0.8419	- 0.3186	0.8350	0.5341	0.1610	- 0.9475	0.5550	0.9091	0.8293	1	
$X_{18}$	0.9694	0.9653	0.0886	- 0.7295	0.877	0.02	0.0493	0.7933	- 0.5522	0.7565	0.5301	0.3694	- 0.9288	0.7021	0.9315	0.9159	0.9332	1

3.2 特征值与特征向量

计算特征值的贡献率和累积贡献率, 并根据累积贡献率  $\geq 85\%$  的原则取得主成分<sup>[13]</sup> (如表 2)。

表 2 特征值、贡献率和累计贡献率

主成分编号	特征值	百分率/ %	累计百分率/ %
1	10.199	72.8499	72.8499
2	1.6197	11.5695	84.4194
3	1.1435	8.1681	92.5875
4	0.5145	3.6751	96.2626
5	0.2588	1.8486	98.1112
6	0.2274	1.6244	99.7356
7	0.0268	0.1917	99.9273
8	0.0102	0.0727	100

通过表 3 可知, 提取 3 个主成分, 即  $m=3$ , 同时计算特征值的贡献率和累积贡献率, 并根据累积贡献率  $\geq 85\%$  的原则取得主成分(表 2)。各主成分方差贡献率分别为 72.849 9%、11.569 5% 和 8.168 1%, 累积贡献率达 92.587 5%, 说明前 3 个主成分已提供了原始数据的足够信息<sup>[14]</sup>。

通过表 2 提取 3 个主成分进行分析, 得到表 3, 可知, 第一主成分的因子载荷绝对值较大, 因子载荷的绝对值排序为:  $|X_1| > |X_{18}| > |X_2| > |X_{17}| > |X_{13}| > |X_{15}| > |X_{16}| > |X_5| > |X_8| > |X_{10}|$ , 说明第一主成分主要反映总人口、人均纯收入、人口密度、工副业收入、农业产投比、林业收入、畜牧业收入、林地面积、粮食单产、森林覆盖率的信息, 即人为经济发展驱动因子; 第二主成分因子载荷绝对值的排序为:  $|X_{11}| > |X_{14}|$ , 主要反映人均粮食产量和种植业

收入的信息, 即人口压力驱动因子; 第三主成分里  $X_9$  占的比重最大且明显高于前两个主成分里的因子载荷, 说明第三主成分主要反映年平均降雨量的影响, 即自然生态环境驱动因子。

3.3 计算主成分得分及综合得分

利用公式(1)和(2)计算得到各主成分得分及综合得分(表 4)

由表 4 可知, 第一主成分的排名与综合排名除了 2000 年和 2001 年不同外, 其余均相同, 说明第一主成分社会经济因素对吴起县农业生态经济系统的影响起到决定作用。同时可以发现 2005 年的总和得分最高, 说明社会经济的发展对系统的影响最大。在 1990 年社会经济因素的影响最小, 而人为经济活动的影响达到最大, 这与吴起县农业生态经济系统的演变过程相对应, 其结果与现实状况相吻合。

4 结论与建议

通过主成分分析来分析吴起县农业生态经济系统演变的驱动力, 其结果表明: 人为经济发展因素是农业生态经济系统演变的主要驱动力, 人口压力驱动因子次之, 而自然生态环境是影响吴起县农业生态经济系统耦合过程的基础。

(1) 人为经济发展驱动: 由于对经济效益的追求引起农业生态系统与农业经济系统耦合过程和效果发生变化。1990 年吴起县人均纯收入为 294.1 元, 而到 2007 年人均纯收入达到 2 658 元, 农民收入的增加取决于吴起县收入结构和土地利用结构的变

化<sup>[9]</sup>, 其收入结构由 1990 年的种植业: 畜牧业: 工 林地: 人工草地为 1: 2: 5 调整为 2006 年的 1: 14  
副业: 林业为 31.5: 7: 10.5: 1 演变为 2006 年的 : 10, 收入结构和土地利用结构的变化使得社会经  
3.4: 3.2: 3.4: 1, 土地利用结构由 1999 的耕地: 济和生态环境得到显著变化。

表 3 特征向量和因子载荷

影响因子	特征向量			因子载荷		
	第一主成分	第二主成分	第三主成分	第一主成分	第二主成分	第三主成分
$X_1$	0.3086	0.0226	- 0.0462	0.9856	0.0287	- 0.0494
$X_2$	0.3062	- 0.0068	- 0.09	0.9778	- 0.0087	- 0.0963
$X_4$	- 0.2421	- 0.0676	- 0.4335	- 0.7733	- 0.086	- 0.4636
$X_5$	0.2793	0.2644	- 0.1672	0.8919	0.3365	- 0.1788
$X_8$	0.2608	0.0393	0.2009	0.8330	0.0500	0.2148
$X_9$	- 0.1713	0.2030	0.6976	- 0.547	0.2584	0.7459
$X_{10}$	0.2598	0.2048	- 0.0279	0.8298	0.2607	- 0.0298
$X_{11}$	0.1678	- 0.6205	0.2701	0.5359	- 0.7897	0.2888
$X_{13}$	- 0.2967	0.1823	- 0.1741	- 0.9474	0.2320	- 0.1862
$X_{14}$	0.2124	- 0.5467	- 0.1924	0.6783	- 0.6958	- 0.2058
$X_{15}$	0.2862	0.2476	0.0347	0.9139	0.3152	0.0371
$X_{16}$	0.2838	0.2425	- 0.2285	0.9064	0.3086	- 0.2443
$X_{17}$	0.3013	0.0525	0.2260	0.9621	0.0668	0.2417
$X_{18}$	0.3083	- 0.016	- 0.037	0.9844	- 0.0204	- 0.0395

表 4 主成分得分及综合得分表

年份	$Y(i, 1)$	排序	$Y(i, 2)$	排序	$Y(i, 3)$	排序	综合得分	排序
1990	- 7.4788	9	1.8787	1	- 0.5299	6	- 5.696510	9
1999	- 1.7851	8	- 2.3034	9	- 1.3111	9	- 1.808300	8
2000	- 0.9903	6	- 1.6063	8	- 0.1107	4	- 0.989810	7
2001	- 0.5957	7	- 0.6772	7	1.3572	3	- 0.433660	6
2002	0.3788	5	- 0.4311	6	1.5450	1	0.380531	5
2003	0.9634	4	0.8668	3	1.4237	2	0.992074	4
2004	2.9109	3	0.6583	5	- 0.8680	7	2.296377	3
2005	3.4261	1	0.9303	2	- 1.0137	8	2.722943	1
2006	3.1707	2	0.6839	4	- 0.4925	5	2.537152	2

(2) 人口压力驱动。人口作为一种持续的外界压力, 对流域农业生态系统与经济系统耦合起着重要影响。人口数及人口密度与农地面积和林地面积呈正相关关系, 随着人口的增加, 耕地所面临的压力会越来越大, 同时导致产业结构不断调整。

(3) 自然生态环境驱动: 由于生存环境的驱动, 引起农业生态系统与经济系统耦合状态的变化。在 1990 年, 农民为解决温饱问题毁林垦荒, 生态环境破坏严重, 导致经济发展水平低下, 系统耦合状态不佳。伴随“退耕还林(草)”工程的实施, 生态环境得到明显改善的同时, 社会经济得到发展, 农业生态经济系统处于良性运转状态<sup>[9]</sup>。结合主成分分析, 发现降雨量在第三主成分中起主要作用, 处于基础作用。

吴起县农业生态经济系统是一个复杂的系统, 一般有多个反馈环, 牵一发而动全身, 任何一个变量的改变, 都会引起系统不同程度的振荡, 系统正是依赖于这种反馈机制在增长或衰减, 振荡中保持动态

相对稳定<sup>[15]</sup>。为了进一步促进农业生态经济系统的演变, 实现农业资源与产业的优化耦合, 需调整产业结构、发展林草及其相关产业链等措施来保证农业生态经济系统的稳定。

参考文献:

[1] 王继军. 黄土丘陵区纸坊沟流域农业生态经济系统耦合过程分析[J]. 应用生态学报, 2009, 20(11): 2723-2729.

[2] 任继周, 李向林, 侯扶江. 草地农业生态学研究进展与趋势[J]. 应用生态学报, 2002, 13(8): 1017-1021.

[3] 万里强, 李向林. 系统耦合及其对农业系统的作用[J]. 草业学报, 2002, 11(3): 1-7.

[4] 林慧龙, 侯扶江. 草地农业生态系统中的系统耦合与系统相悖研究动态[J]. 生态学报, 2004, 24(6): 1252-1258.

[5] 任继周. 系统耦合在大农业中的战略意义[J]. 科学(上海), 1999, 51(6): 12-14.

(下转第 134 页)

参考文献

[ 1 ] Post W M, Peng T H, Emanuel W R, et al. The Global Carbon Cycle[ J]. American Scientist, 1990, 78: 310-326.

[ 2 ] Post W M, Emanuel W R. Soil carbon pools and world life zones[ J]. Nature, 1982, 298: 156-159.

[ 3 ] Dixon R K, Brown S, Houghton R A, et al. Carbon pools and flux of global forest ecosystem[ J]. Science, 1994, 263: 185-190.

[ 4 ] Lal R. Forest soil and carbon sequestration[ J]. Forest Ecology and Management, 2005, 220: 242-258.

[ 5 ] 杨金艳, 王传宽. 东北东部森林生态系统土壤碳贮量和碳通量[ J]. 生态学报, 2005, 25( 11): 2875-2882.

[ 6 ] 周玉荣, 于振良, 赵士洞. 我国主要森林生态系统碳贮量和碳平衡[ J]. 植物生态学报, 2000, 24( 5): 518-522.

[ 7 ] 方运霆, 莫江明, Brown S, 等. 鼎湖山自然保护区土壤有机碳贮量和分配特征[ J]. 生态学报, 2004, 24( 1): 135-142.

[ 8 ] 何志斌, 赵文智, 刘鹄, 等. 祁连山青海云杉林斑表层土壤有机碳特征及其影响因素[ J]. 生态学报, 2006, 26( 8): 2572-2577.

[ 9 ] 张城, 王绍强, 于贵瑞, 等. 中国东部地区典型森林类型土壤有机碳储量分析[ J]. 资源科学, 2006, 28( 2): 97-103.

[ 10 ] 刘立品. 子午岭木本植物志[ M]. 兰州: 兰州大学出版社, 1998: 2-4.

[ 11 ] 邹厚远, 刘国彬, 王晗生. 子午岭林区北部近 50 年植被的变化发展[ J]. 西北植物学报, 2002, 22( 1): 1-8.

[ 12 ] 贾松伟. 黄土丘陵区不同坡度下土壤有机碳流失规律研究[ J]. 水土保持研究, 2009, 16( 2): 30-33.

[ 13 ] 张红, 吕家珑, 赵世伟, 等. 不同植被覆盖下子午岭土壤养分状况研究[ J]. 干旱地区农业研究, 2006, 24( 2): 66-69.

[ 14 ] 赵世伟, 卢璐, 刘娜娜, 等. 子午岭林区生态系统转换对土壤有机碳特征的影响[ J]. 西北植物学报, 2006, 26( 5): 1030-1035.

[ 15 ] 魏孝荣, 邵明安, 高建伦. 黄土高原沟壑区小流域土壤有机碳与环境因素的关系[ J]. 环境科学, 2008, 29( 10): 2879-2875.

[ 16 ] 徐香兰, 张科利, 徐宪立, 等. 黄土高原地区土壤有机碳估算及其分布规律分析[ J]. 水土保持学报, 2003, 17( 3): 13-15.

[ 17 ] 张平仓, 郑粉莉. 子午岭地区自然区域特征及其与土壤侵蚀的关系[ J]. 中国科学院水利部水土保持研究所集刊, 1993, 17: 11-16.

[ 18 ] 程积民, 赵凌平, 程杰. 子午岭 60 年辽东栎林种子质量与森林更新[ J]. 北京林业大学学报, 2009, 31( 2): 10-16.

[ 19 ] 鲁如坤. 土壤农业化学分析方法[ M]. 北京: 中国农业科技出版社, 2000: 106-107.

[ 20 ] 金峰, 杨浩, 蔡祖聪, 等. 土壤有机碳密度及储量的统计研究[ J]. 土壤学报, 2001, 38( 4): 522-528.

[ 21 ] 王绍强, 周成虎, 李克让. 中国土壤有机碳库及空间分布特征分析[ J]. 地理学报, 2000, 55( 5): 533-544.

[ 22 ] 李克让, 王绍强, 曹明奎. 中国植被和土壤碳贮量[ J]. 中国科学( D 辑), 2003, 33( 1): 72-80.

[ 23 ] 解宪丽, 孙波, 周慧珍, 等. 不同植被下中国土壤有机碳的储量与影响因子[ J]. 土壤学报, 2004, 41( 5): 687-699.

[ 24 ] 解宪丽, 孙波, 周慧珍, 等. 中国土壤有机碳密度和储量的估算与空间分布分析[ J]. 土壤学报, 2004, 41( 1): 35-43.

( 上接第 129 页)

[ 6 ] 冯利华. 环境质量的主成分分析[ J]. 数学的实践与认识, 2003, 33( 8): 32-35.

[ 7 ] 陈平雁, 黄浙明. SPSS10.0 统计软件应用教程[ M]. 北京: 人民军医出版社, 2002.

[ 8 ] 李朝旗, 李朝赞, 刘沛. 基于主成分分析的区域可持续发展能力评价: 以江苏省为例[ J]. 开发研究, 2009( 1): 64-67.

[ 9 ] 苏鑫, 王继军, 李慧, 等. 基于退耕下吴起县农业生态经济系统态势分析[ J]. 水土保持通报, 2010, 30( 1): 91-95.

[ 10 ] 苏鑫, 王继军, 郭满才, 等. 基于结构方程模型的吴起县农业生态经济系统耦合关系[ J]. 应用生态学报, 2010, 21( 4): 937-944.

[ 11 ] 罗积玉, 邢英. 经济统计分析及预测[ M]. 北京: 清华大学出版社, 1987.

[ 12 ] 游家兴. 如何正确运用因子分析法进行综合评价[ J]. 统计教育, 2003( 5): 10-11.

[ 13 ] 朱丽, 张仁陟. 甘肃省城市人居环境评价与分析[ J]. 现代农业科技, 2008( 6): 193-195.

[ 14 ] 袁志发, 周静芋. 试验设计与分析[ M]. 北京: 科学出版社, 2002.

[ 15 ] 郭满才, 王继军, 彭珂珊, 等. 纸坊沟流域生态经济系统演变阶段及其驱动力初探[ J]. 水土保持研究, 2005, 12( 4): 245-246, 255.