

# 民勤绿洲农业系统变化的协整分析

李晓琳<sup>1</sup>, 刘晓娜<sup>2</sup>, 孙丹峰<sup>3</sup>

(1. 西南林业大学环境科学与工程学院土地资源管理系, 云南 昆明 650224; 2. 北京市农林科学院农业综合发展研究所, 北京 100097;

3. 中国农业大学资源与环境学院土地资源与管理系, 北京 100193)

**摘要:** 采用协整分析的方法, 基于 1956—2008 年长时间序列数据, 分析了近 50 年内民勤农业生产系统(作物和牲畜)和环境系统在土地退化条件下的变化规律, 并通过建立向量误差修正模型(VECM)和 Granger 因果检验方法, 进一步探寻了民勤农业各子系统间的相互作用关系及系统长期均衡关系和短期波动状态。研究表明: (1) 在土地退化的条件下, 民勤农业生产系统和环境系统之间依然存在一个长期的均衡状态, 虽未使民勤农业系统在土地退化的影响下崩溃, 但却存在过度种植放牧、水资源短缺、土地退化之间的恶性循环; (2) 民勤绿洲农业各子系统围绕长期均衡态还存在短期的波动, 其中天气条件(沙尘暴次数)和地下水资源(机井数)开采调整回均衡态的贡献显著, 向量误差修正模型前系数绝对值分别为 0.9129 和 -1.2583, 远远大于其他指标; 在对荒漠化地区进行监测时, 应当优先选择沙尘暴天气数和机井数等指标; (3) Granger 因果检验结果表明, 羊只存栏数和地下水资源(机井数)开采是沙尘暴次数的 Granger 原因。畜牧业的发展, 超过草场的自然承载能力, 风蚀现象加重。地下水严重超采, 导致地下水位急剧下降, 矿化度增加、地表植被大面积死亡, 导致沙尘暴灾害加剧。因此, 可以通过减少放牧和有效管理地下水资源来实现研究区的荒漠化防治。

**关键词:** 农业系统; 协整分析; 向量误差修正模型(VECM); Grange 因果检验; 民勤绿洲

**中图分类号:** F301 **文献标志码:** A

## Co-integration analysis of Minqin oasis agricultural systems

LI Xiao-lin<sup>1</sup>, LIU Xiao-na<sup>2</sup>, SUN Dan-feng<sup>3</sup>

(1. College of Environmental Sciences and Engineering, Southwest Forestry University, Kunming, Yunnan 650224, China;

2. Institute of Comprehensive Research, Beijing Academy of Agriculture and Forestry Sciences, Beijing 100097, China;

3. Department of Land Resources Management, College of Resource and Environmental Science,

China Agricultural University, Beijing 100193, China)

**Abstract:** Based on long time series statistical data from 1956 to 2008, the general changes of agricultural production system (crop and livestock) and environmental system under the condition of land degradation in Minqin oasis were analyzed comprehensively using the method of the Johansen co-integration vectors model. Vector error correction model and Granger causality tests were adopted to examine the interactions among different systems. Through the analyses of the long-term equilibrium relationship and short-term fluctuation in agricultural system, the adjustment of agricultural structure and comprehensive management policies of the Shiyang river basin would be supported. The result showed that under the condition of land degradation, there was a long time co-integration relationship between agriculture production system and environmental system, which avoided agricultural system crash. Whereas, there was a vicious circle among extensive crop production expansions, groundwater overdraw, overgrazing and sever land and water resources degradation. Additionally, in light of short term fluctuations deviated from the long run equilibrium, the adjusting speed of weather (sand storms) and groundwater resources (motor-pumped well number) were the fastest, which were 0.9129 and -1.2583, respectively. Dust storms times and motor-pumped well were chosen to monitor desertification. Moreover, the result of Granger causality tests showed that sheep population and groundwater resources (motor-pumped well number) were the granger reason of sand and dust storms. With the development of animal husbandry, carrying capacity of nature was ex-

收稿日期: 2015-01-10

基金项目: 国家自然科学基金(41071146); 西南林业大学生态学优势特色重点学科开放基金

作者简介: 李晓琳(1988—), 女, 云南大理人, 硕士, 主要从事自然生态脆弱区土地退化及其驱动机制研究。E-mail: taqilxl@163.com。

通信作者: 孙丹峰, 教授, 研究方向为自然生态脆弱区土地退化及其驱动机制研究。E-mail: sundf@cau.edu.cn。

haust, and frequencies of dust storms were increased. Exploitation of groundwater caused degradation of local water resources, the deaths and the recession of vegetation. Thus, reducing grazing and effective management of groundwater resources could counteract desertification in arid western region.

**Keywords:** agricultural system; johansen co-integration; vector error correction model (VECM); Granger causality; Minqin oasis

中国在 21 世纪进入经济与生态环境和谐发展的调整阶段,西部干旱区成为生态建设的重要区域。由于干旱和半干旱气候的日趋恶化以及人为对环境的破坏,使得西北地区的土地荒漠化状况日趋严重,粮食安全保障与生态环境保护协调发展成为该地区可持续发展面临的重要问题<sup>[1-2]</sup>。民勤县作为西北典型的沙漠绿洲干旱区,位于石羊河流域下游,阻止了腾格里、巴丹吉林、乌兰布合三大沙漠的连片,是我国北方地区的重要生态屏障。然而,由于人类不合理的农业生产活动(过度放牧、盲目扩大种植面积、超采地下水等)<sup>[3-4]</sup>,近 50 年来尤其是在 1956 年到 2008 年禁止荒漠腹地打井开荒政策实行之前,民勤荒漠化变化剧烈,地下水位下降(甚至透支)、水质恶化、植被恶化、土壤盐渍化等问题日趋严峻,造成过度种植放牧、水资源短缺、土地退化之间的恶性循环<sup>[5-6]</sup>。因此,运用科学方法探寻民勤绿洲农业系统演化、土地荒漠化机制,对国家推行重点生态修复工程,合理评价现行荒漠化政策的有效性(禁止荒漠腹地打井开荒等),防治和减缓荒漠化,实现民勤绿洲农业系统的和谐可持续发展,有着重要的科学意义与实践价值。

对荒漠化条件下农业系统的研究主要从空间和时间两个尺度开展。空间尺度的研究,主要运用 3S 技术进行土地利用变化、荒漠化评价监测、土地利用景观格局分析来获取荒漠化空间演化规律,但是利用不同时段多幅遥感图像叠加分析存在时间间隔过长、规律发现滞后于变化发生的问题<sup>[7-13]</sup>,起不到预测和事前调控的作用,进而影响以此为依据的政策有效性的发挥。时间尺度的研究,主要是利用相关分析、逐步回归分析等数理统计方法,得到社会经济对荒漠化演化的驱动情况<sup>[14-17]</sup>,但时间数据并非如截面数据那样相互独立,将时间序列这种强相关性的非平稳序列直接进行回归会造成伪回归问题,得到与现实相悖的结论;此外,能值分析、生态足迹分析等传统时间研究法对非平稳序列的适宜性差,也无法细致精确分析系统演化的动态过程<sup>[18-21]</sup>。

因此,本研究从连续的时间尺度出发,以存在

“过度种植放牧、水资源短缺、土地退化三者间的恶性循环”这一假设为前提,基于协整理论建立向量误差修正模型,探寻民勤绿洲农业系统 1956—2008 年近 50 年发展的长期均衡和短期波动状况,结合 Granger 因果检验方法,探析其农业各子系统(生产系统、环境系统)之间的相互作用规律,精确分析其农业系统变化的驱动机制,确定各子系统之间的定量关系,为确定切实有效的荒漠化条件下绿洲农业系统保护与措施提供科学指导和依据。

## 1 研究区概况与研究方法

### 1.1 研究区概况

民勤县地处河西走廊东北部,位于石羊河流域下游,东经 103°03′~104°02′,北纬 38°05′~39°06′,隶属甘肃省武威地区。全县土地总面积 1.6 万 km<sup>2</sup>,主要为沙漠、戈壁和剥蚀山地,地势四周高、中部低,属温带大陆性干旱气候,多年干旱少雨,蒸发强烈,水资源的匮乏成为制约民勤绿洲农业发展的瓶颈<sup>[22]</sup>。民勤全县共有 23 个乡(镇),其中包括 20 个农业乡(镇)和 3 个牧业乡(镇),可以说民勤农业的发展主要依靠种植业和畜牧业。民勤县在维护河西、甘肃乃至华北、全国的生态环境的可持续发展中有着十分重要的战略地位。

### 1.2 研究思路与方法

**1.2.1 研究思路** 本研究从连续的时间尺度出发,通过多时间序列的协整分析和建立向量误差修正模型,结合 Granger 因果检验,探析民勤农业各子系统之间的相互作用。首先,探究各子系统在 50 年的长时间尺度上是否存在长期均衡;其次,找出各子系统短期上如何偏离均衡态波动;最后,确定各个子系统之间的定量关系,为确定切实有效的荒漠化条件下绿洲农业生态系统保护与措施提供科学指导和依据(图 1)。

本研究所用数据来自民勤县社会经济统计年鉴(1956—2008 年)<sup>[23]</sup>和《数字民勤 1949—2009》<sup>[24]</sup>。为消除时间序列各变量不同量纲造成的影响,且不改变时间序列数据的特征,本研究在用 SPSS 19.0 软件对变量对数化处理基础上,采用 EViews 7.0 软

件对经对数化处理的变量进行协整分析。

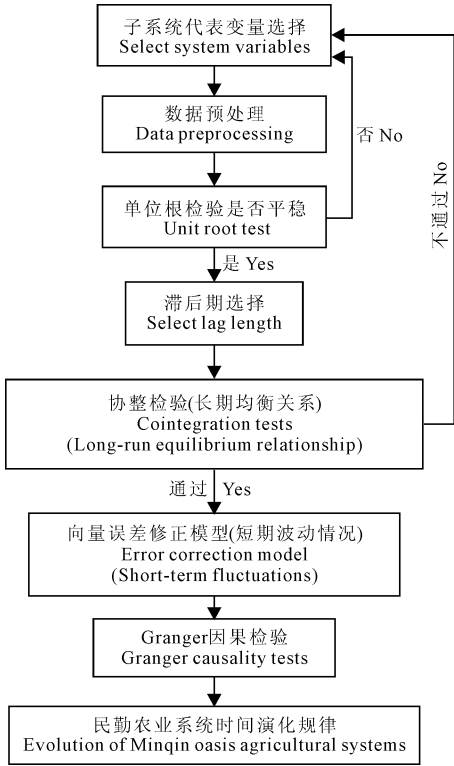


图 1 技术路线  
Fig.1 Technique scheme

1.2.2 协整关系 协整是一种均衡性质在统计学上的表示,用来刻画两个或多个序列之间的均衡或平稳关系。均衡关系,是指在很短的时间内,在受到季节影响和随机干扰的情况下,某些变量随时间的变化会偏离均值,如果这种偏离是暂时的,那么之后继续随时间变化还将回到均衡状态;相反,如果这种偏离不能回到均衡状态,我们就说这些变量之间不存在均衡关系。实质上,这种均衡关系意味着系统内,存在某种能够使系统回到均衡状态的机制。如果系统在某时期受到外界因素的影响偏离原来的长期均衡状态,则系统内部存在的机制会在下一期,对系统内部各变量进行调整,这种调整使系统重新回到原来的均衡状态<sup>[25-28]</sup>。

假设变量  $X$  和  $Y$  间的长期“均衡关系”由下式描述:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \varepsilon_t \tag{1}$$

式中,  $\varepsilon_t$  是随机扰动项。该均衡关系意味着给定  $X$  的一个值,  $Y$  相应的均衡值也随之确定为  $\alpha_0 + \alpha_1 X$ 。在  $t-1$  期末,存在下述三种情形之一:

- ①  $Y$  等于它的均衡值,  $Y_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1}$
- ②  $Y$  小于它的均衡值,  $Y_{t-1} < \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1}$

③  $Y$  大于它的均衡值,  $Y_{t-1} > \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1}$

在时期  $t$ ,假设  $X$  有一个变化量  $\Delta X_t$ ,如果变量  $X$  和  $Y$  在时期  $t$  与  $t-1$  末期仍满足它们间的长期均衡关系,则  $Y$  的相应变化量  $\Delta Y_t$  由下式给出:

$$\Delta Y_t = \alpha_1 \Delta X_t + v_t \tag{2}$$

式中,  $v_t = \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}$ 。然而,若在  $t-1$  期末,发生 ② 的情况,则  $Y$  的变化往往会比 ① 情况下  $Y$  的变化  $\Delta Y_t$  大;反之,如果  $t-1$  期末发生 ③ 情况,则  $Y$  的变化往往要小于 ① 情况下的  $\Delta Y_t$ 。

由此可见,式(1)正确提示了  $X$  与  $Y$  间的长期稳定的“均衡关系”,则意味着  $Y$  对其均衡点的偏离从本质上说是“临时性”的。因此,一个重要的假设就是随机扰动项  $\varepsilon_t$  必须是平稳序列。显然,如果  $\varepsilon_t$  有随机性趋势(上升或下降),则会导致  $Y$  对其均衡点的任何偏离都会被长期积累下来而不能被消除。

式(1) 中的随机扰动项  $\varepsilon_t$  也被称为非均衡误差,它是变量  $X$  与  $Y$  的一个线性组合:

$$\varepsilon_t = Y_t - \alpha_0 - \alpha_1 X_t \tag{3}$$

因此,如果式(1)所揭示的  $X$  与  $Y$  间的长期均衡关系正确,式(3)表述的非均衡误差应该是一平稳时间序列,并且具有零期望值,即  $\varepsilon_t$  是具有 0 均值的平稳序列。

对于每一个序列单独来说可能是非平稳的,这些序列的矩(如均值、方差和协方差)随时间而变化,而这些时间序列的线性组合序列却可能有不随时间变化的性质,假如这样一种平稳的线性组合存在,这些非平稳(有单位根)时间序列之间也被认为具有协整关系<sup>[28-29]</sup>。

1.2.3 单位根检验和滞后期选择 非平稳时间序列线性组合得到的均衡关系的描述,首选需要通过单位根检验得到原时间序列为非平稳时间序列,才能用协整的方法分析它们之间的关系,因此单位根检验是进行协整分析的前提条件。本研究采用由 Dickey 和 Fuller<sup>[30-31]</sup> 提出的  $ADF$  检验法对变量进行单位根检验。

传统的回归模型属于静态模型,没有考虑解释变量之间的前后关系。事物的变化实际上是一个过程,加上自然限制、制度、技术条件的干预,使得变量的变化往往存在时滞现象。因此,在建立模型研究变量时,不仅要考虑它们当期之间的情况,还要考虑在最佳滞后期条件下的相互影响和相互作用情况。常见的滞后期选择方法主要有似然比检验(LR)、最终预测误差(FPE)、AIC、SC、HQ 信息准则<sup>[32]</sup>,本研

究滞后期选择是综合考虑以上准则的结果。

1.2.4 向量误差修正模型(VECM) 在协整分析的基础上,可以通过自回归分布滞后模型(模型中每个方程都是一个自回归分布滞后模型)的变换(在协整约束的前提下)导出向量误差修正模型(VECM),如下所示:

$$\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \tau_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t, t = 1, 2, \dots, T \tag{4}$$

式中每个方程的误差项都是平稳序列。向量误差修正有多种表现形式,令  $avecm_{t-1} = \beta' y_{t-1}$  可以得到如下的表现形式:

$$\Delta y_t = avecm_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \tau_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \tag{5}$$

式(5)是可以拆分为多个独立方程的向量误差修正模型,且拆分后的方程依然是误差修正模型,主要由两部分组成。第一部分是误差修正项,反映整个系统中各个变量之间长期存在的均衡关系,前面系数向量反映变量偏离长期均衡状态时,在系统内内在均衡机制的作用下,将偏离均衡状态的变量调整回均衡的速度;第二部分是  $\sum_{i=1}^{p-1} \tau_i \Delta y_{t-i}$  反映系统中各变量的短期波动状况对当期系统的短期变化产生的影响,通过对其系数的显著性检验我们可以剔除那些检验结果无法通过显著性检验的差分项<sup>[33-34]</sup>。

1.2.5 Granger 因果检验 Granger 因果检验,是指判断自变量  $x$  是否引起变量  $y$  的问题,主要看现在的  $y$  能够在多大程度上被过去的  $x$  解释,加入  $x$  的滞后值是否解释程度提高<sup>[34]</sup>。如果  $x$  在  $y$  的预测中有帮助,或者  $x$  与  $y$  的相关系数在统计上显著时,就可以说变量  $y$  是由自变量  $x$  Granger 引起的。

考虑对  $y_t$  进行  $s$  期预测,即预测  $t + s$  期后的  $y_{t+s}$  的均方误差(MSE):

$$MSE = \frac{1}{s} \sum_{i=1}^s (\hat{y}_{t+i} - y_{t+i})^2 \tag{6}$$

由此,Granger 因果定义用数学语言描述如下:如果关于所有的  $s > 0$ ,基于  $(y_t, y_{t-1}, \dots)$  预测  $y_{t+s}$  得到的均方误差,与基于  $(y_t, y_{t-1}, \dots)$  和  $(x_t, x_{t-1}, \dots)$  两者得到的  $y_{t+s}$  的均方误差相同,则  $y$  不是由  $x$  Granger 引起的,对于线性函数,若有:

$$MSE[\hat{E}(y_{t+s} | y_t, y_{t-1}, L)] = MSE[\hat{E}(y_{t+s} | y_t, y_{t-1}, Lx_t, x_{t-1})] \tag{7}$$

则  $x$  不能 Granger 引起  $y$ , 又称  $x$  对于  $y$  是外生的<sup>[29,35]</sup>。

## 2 结果与分析

### 2.1 变量选择与分析

Granger 因果检验得到的因果关系是基于统计学上得到的因果关系,直接受到所选择变量的制约。因此,在选择变量时,依据“过度种植放牧、水资源短缺、土地退化之间存在恶性循环”的假设,选择与该假设相关的 5 个指标,分别为:代表人口归一化条件下的农业生产系统(种植业和畜牧业)的人均播种面积(CL)和人均羊只存栏数(SH)、代表地表环境系统(地表水资源和地下水资源)的年人均上游来水量(IN)和人均机井数(WE)、代表区域土地退化情况(由土地退化引起的气候灾害)的年平均沙尘暴天数(SD)。

1956—2008 年间,民勤县农业各子系统表现出不同的变化趋势(图 2)。近 50 年来,虽草原被不断开垦为耕地,但受农村人口快速增长的影响,农民人均播种面积从 1956 年约 0.28 hm<sup>2</sup> 下降到 1993 年的 0.15 hm<sup>2</sup>,后又随农村人口的缓慢减少,人均播种面积开始逐步恢复到初期水平(图 2a)。畜牧业发展迅速,人均羊只存栏数逐年增加,由 2000 年之前人均不足 1 只,随畜牧业的蓬勃发展,至 2008 年人均养羊数超过了 3 只(图 2b)。上游来水量呈阶段性变化的特征,1956—1968 年期间,红崖山水库、跃进总干渠、内外河合并工程的建立以及渠道改造等措施发挥出巨大效益,上游来水量波动变化显著;1980 年以后,上游来水量逐年减少,人均上游来水量由 1980 年的 1 030 m<sup>3</sup> 减少到 2008 年 738 m<sup>3</sup>,其中 2002 年达到研究期间内最小值,仅为 242 m<sup>3</sup>(图 2c)。地下水资源开采呈现出先低态平衡至急速上升后再平衡波动的变化特征(图 2d),地下水资源过度开采,水资源不足问题严重。自 20 世纪 60 年代开始开挖机井以来,机井数呈现低态平稳的态势;从 1970 年后开始增长显著,人均机井数从每 1 万人 362 眼增长到 1978 年的最大值 3 695 眼;此后,随着地下水过度开采,水质恶化,部分机井被废弃,加上人们节水意识的提高,机井数量趋于平稳,近 20 年间变化率仅有 1.3%。沙尘暴是一种灾害天气,它的发生发展既是一种加速土地荒漠化的重要过程,又是土地荒漠化发展到一定程度的具体表现。近 50 年来沙尘暴天气天数呈现总体减少的周期性变化特征,年均沙尘暴天数由 1956 年的 38 d,减少到 2008 年的 12 d,说明民勤的灾害性天气状况有趋于改善的趋势(图 2e),民勤的地理位置对于防治荒漠化,改善沙尘暴天气起着至关重要的作用。

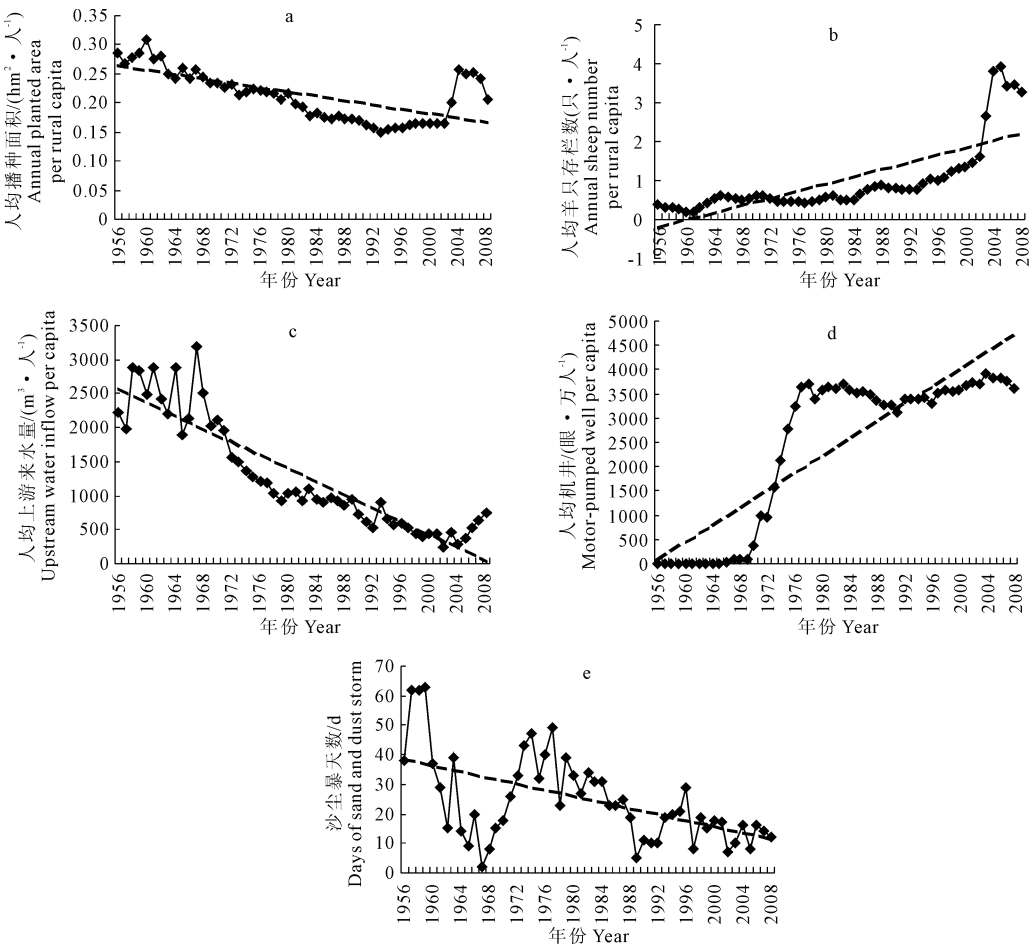


图 2 民勤农业系统时间序列

Fig.2 Time series of Minqin oasis agricultural systems

考虑到不同变量量纲差异造成的难以进行结果对比分析的问题,本研究对人均播种面积(CL)、人均羊只存栏数(SH)、人均上游来水量(IN)、人均机井数(WE)、平均沙尘暴天数(SD)5个变量进行对数变换,得到的新数列分别为 *LCL*、*LSH*、*LIN*、*LWE*、*LSD*,作为本研究的基础变量。

2.2 确定最大滞后阶数

模型中一个重要的问题就是滞后阶数的确定。滞后阶数越大,越能完整反映所构造模型的动态特征,同时也意味着需要估计的参数越多,导致模型的自由度就减少。因此,在确定滞后阶数时,既要考虑有足够数目的滞后项,又要有足够数目的自由度。本研究中滞后阶数选取,给出了0~5阶向量自回归模型(VAR)的LR、FPE、AIC、SC、HQ值信息(表1)。由于LR、FPE、HQ准则所确定的VAR模型的最佳滞后期均为3,综合考虑滞后项个数和自由度关系后,选取  $p = 2$  为VAR模型的最大滞后期,由于向量误差修正模型(VECM)是含有协整约束的VAR模型,因此其模型的最大滞后期为  $p = 2 - 1 = 1$ 。

表 1 滞后阶数判断结果

Table 1 Result of lag length

| 滞后期<br>Lag | LogL      | LR        | FPE                     | AIC        | SC         | HQ         |
|------------|-----------|-----------|-------------------------|------------|------------|------------|
| 0          | -150.5219 | NA        | 0.000449                | 6.480077   | 6.674994   | 6.553736   |
| 1          | 91.2540   | 423.10770 | $5.40 \times 10^{-8}$   | -2.552250  | -1.382749* | -2.110294* |
| 2          | 119.0490  | 42.85057* | $4.97 \times 10^{-8}$ * | -2.668706  | -0.524622  | -1.858454  |
| 3          | 145.6034  | 35.40590  | $5.11 \times 10^{-8}$   | -2.733474* | 0.385194   | -1.554925  |
| 4          | 162.7961  | 19.34179  | $8.49 \times 10^{-8}$   | -2.408170  | 1.685082   | -0.861324  |
| 5          | 189.2075  | 24.21043  | $1.12 \times 10^{-7}$   | -2.466978  | 2.600858   | -0.551835  |

注: \* 代表在各种准则所确定的最佳的滞后期;NA 代表空值。

Note: \* indicates lag order selected by the criterion; NA indicates null value.

2.3 序列的平稳性检验

为避免由于时间序列的非平稳而造成的“伪回归”问题,满足协整检验的先决条件,需要对 *LCL*、*LSH*、*LIN*、*LWE*、*LSD* 5个变量进行单位根检验。从表2可以看出,序列 *LCL*、*LSH*、*LIN* 在10%显著性水平下存在单位根, *LWE* 在1%显著性水平下存在单位根, *LSD* 在5%显著性水平下存在单位根。经

过一阶差分后,5 个时间序列在 1% 显著性水平下均不存在单位根,成为平稳序列,说明这 5 个序列都是 I(1)序列(即一阶差分平稳序列),满足协整检验的前提条件。

表 2 单位根检验结果

Table 2 ADF unit tests result on variables

| 序列<br>Variables | 检验统计量值<br>Test<br>statistics | 检验形式<br>Test<br>models | 临界值<br>Critical<br>values | 结论<br>Conclusion    |
|-----------------|------------------------------|------------------------|---------------------------|---------------------|
| <i>LCL</i>      | -1.2369                      | (C,T,0)                | -3.1786 <sup>*</sup>      | 非平稳<br>Unstationary |
| <i>LSH</i>      | -1.9709                      | (C,T,2)                | -3.1807 <sup>*</sup>      | 非平稳<br>Unstationary |
| <i>LIN</i>      | -3.7389                      | (C,T,0)                | -4.1446 <sup>*</sup>      | 非平稳<br>Unstationary |
| <i>LWE</i>      | -1.1391                      | (C,0,10)               | -1.6119 <sup>***</sup>    | 非平稳<br>Unstationary |
| <i>LSD</i>      | -2.6229                      | (C,0,1)                | -2.9199 <sup>**</sup>     | 非平稳<br>Unstationary |
| $\Delta LCL$    | -5.9849                      | (C,T,0)                | -4.1485 <sup>***</sup>    | 平稳<br>Stationary    |
| $\Delta LSH$    | -5.1786                      | (C,T,1)                | -4.1525 <sup>***</sup>    | 平稳<br>Stationary    |
| $\Delta LIN$    | -10.5691                     | (C,T,0)                | -4.1485 <sup>***</sup>    | 平稳<br>Stationary    |
| $\Delta LWE$    | -5.3583                      | (C,0,9)                | -2.6212 <sup>***</sup>    | 平稳<br>Stationary    |
| $\Delta LSD$    | -11.4637                     | (C,0,0)                | -3.5654 <sup>***</sup>    | 平稳<br>Stationary    |

注: \* 表示 10% 水平下的临界值, \*\* 表示在 5% 水平下的临界值, \*\*\* 表示在 1% 水平下的临界值;检验形式(C,T,L)中的 C,T,L 分别表示检验模型中的常数项、时间趋势和滞后阶数。

Note: Superscripts \*, \*\*, \*\*\* in the critical values indicate significance at 10%, 5%, and 1% respectively; In (C, T, L) test model, C, T, L represent intercept, time trend and lag value respectively.

2.4 Johansen 协整检验

虽然以上 5 个变量的时间序列都是非平稳的一阶单整序列,但其可能存在某种平稳的线性组合,这个线性组合反映了变量之间的长期稳定的比例关系,即协整关系。本研究根据 Johansen 协整检验的迹统计检验的方法,对这 5 个变量之间的协整关系进行检验,协整检验从检验不存在协整关系这一零假设开始逐步检验(表 3)。表 3 中第一行检验结果可以看出迹统计量大于 1% 显著水平临界值,因此拒绝对应的原假设:不存在协整关系( $r=0$ ),接受备择假设:至少存在一个协整关系( $r\geq 1$ );第二行检验结果可以看出,迹统计量小于 1% 显著水平临界值,因此可以接受对应原假设:至多存在一个协整关系( $r\leq 1$ )。综上所述,Johansen 协整检验的迹统计检验结果表明,在 1% 的显著性水平下,5 个变量之间有且仅有 1 个协整关系。

表 3 Johansen 协整检验结果

Table 3 Result of Johansen cointegration test

| 迹统计量<br>Trace value | 1% 显著水平临界值<br>1% significance<br>critical values | 原假设 $H_0$<br>Null $H_0$ | 备择假设<br>$H_1$ |
|---------------------|--------------------------------------------------|-------------------------|---------------|
| 79.9334             | 69.8189                                          | $r=0^{**}$              | $r\geq 1$     |
| 39.0934             | 47.8561                                          | $r\leq 1$               | $r\geq 2$     |

注: \*\* 表示在 1% 显著性水平上拒绝原假设。

Note: \*\* indicates the rejection at 1% significance, and  $r$  is rank value.

表 3 第一个特征值的迹统计量大于 1% 水平下的临界值,有一个协整方程存在,如下所示:  
 $LCL = 0.69LSH + 0.56LIN - 0.03LWE + 0.36LSD + 6.17$   
 $(0.0832)(0.1015)(0.0131)(0.0708)$  (8)  
 $[-8.3049]^{***}[-5.5624]^{***}[2.4500]^{**}[-5.0456]^{***}$   
式中,( ) 中的数值为标准误差值; [ ] 中的数值为系数的  $t$  值;40 个样本下 1% 的显著性水平的临界值为 2.70,5% 的显著性水平的临界值为 2.02,10% 的显著性水平的临界值为 1.68;60 个样本下 1% 的显著性水平的临界值为 2.66,5% 的显著性水平的临界值为 2,10% 的显著性水平的临界值为 1.67。综上所述,1% 显著性水平的  $t$  值用 \*\*\* 表示,5% 显著性水平的  $t$  值用 \*\* 表示,10% 显著性水平的  $t$  值用 \* 表示<sup>[34]</sup>。

式(8)是反映 5 个变量之间存在的长期稳定比例关系的长期均衡方程,表明 *LSH*(人均羊只存栏数对数)、*LIN*(人均上游来水量对数)、*LSD*(沙尘暴天气数对数)每增加 10%,*LCL*(人均播种面积对数)分别增加 6.9%,5.6%,3.6%;相反,*LWE*(人均机井数对数)增加 10%,*LCL* 会减少 0.3%。

由此可以看出,种植业和畜牧业在长时间尺度下,存在着正相关关系。当种植业面积扩大,在一定程度上会促进畜牧业的蓬勃发展;而当种植面积和养殖规模超过一定界限,同时伴随大量开采地下水,将会导致地下水资源量减少,过度开采地下水,造成地下水矿化度不断提升,水质恶化,高盐度的地下水用于灌溉,一方面加速了土壤盐渍化,另一方面造成地表植被大面积死亡,最终导致土地荒漠化加重,沙尘暴危害加剧。沙尘暴天气增加 10%,种植面积将扩大 3.6%,说明由于沙尘暴天气加剧,导致耕地单位面积产量降低,而人类为了维持原来的生产生活需要,通过扩大种植面积的方式实现,从而形成了过度种植放牧、水资源短缺、土地退化三者之间的恶性循环。

2.5 向量误差修正模型(VECM)

根据长期性的协整关系可以制定相应的长期政

策,但要保证政策的长期性和有效性,也需充分考虑外界系统短期波动对研究区农业系统的影响,以及系统自身对外界干扰的短期响应能力。本研究通过

$$\begin{bmatrix} \Delta LCL_t \\ \Delta LSH_t \\ \Delta LIN_t \\ \Delta LWE_t \\ \Delta LSD_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.0027 \\ 0.0263 \\ -0.0295 \\ 0.1716 \\ -0.1183 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.0633 & 0.5077 & 0.0339 \\ -0.2585 & 0.5841 & -0.0288 \\ -0.3682 & -0.1095 & -0.3420 \\ 0.1586 & -0.0885 & -0.2357 \\ -0.9016 & 0.7966 & 0.3465 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta LCL_{t-1} \\ \Delta LSH_{t-1} \\ \Delta LIN_{t-1} \\ \Delta LWE_{t-1} \\ \Delta LSD_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0.0162 & -0.0026 \\ -0.0313 & 0.0140 \\ -0.0041 & 0.1322 \\ -0.1213 & -0.2282 \\ 0.2774 & -0.1781 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta LCL_{t-1} \\ \Delta LSH_{t-1} \\ \Delta LIN_{t-1} \\ \Delta LWE_{t-1} \\ \Delta LSD_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0.0218 \\ 0.0209 \\ -0.1057 \\ 1.2583 \\ 0.9129 \end{bmatrix} VECM_{t-1} + \epsilon_t$$

(9)

VECM 前的系数向量反映变量之间的均衡关系偏离长期均衡状态时,将其调整到均衡状态的调整速度。由民勤县农业系统 VECM 可知,代表地下水资源机井数调整速度较快,为 -1.2583;其次是沙尘暴次数,为 0.9129,说明整个农业系统在偏离长期均衡状态时,当地对地下水资源的开采(人为因素),以及区域土地退化为代表的自然因素会迅速响应。

本研究主要选取制定政策能够人为调控的变量分析,因此向量误差修正模型还可以分解为以下形式:

$$\Delta LCL = -0.0218 VECM_{t-1} + 0.0633 \Delta LCL_{t-1} + 0.5077 \Delta LSH_{t-1} + 0.0339 \Delta LIN_{t-1} - 0.0162 \Delta LWE_{t-1} - 0.0026 \Delta LSD_{t-1} - 0.0027$$

(10)

$$\Delta LSH = 0.0209 VECM_{t-1} - 0.2585 \Delta LCL_{t-1} - 0.5841 \Delta LSH_{t-1} - 0.0288 \Delta LIN_{t-1} - 0.0313 \Delta LWE_{t-1} + 0.014 \Delta LSD_{t-1} + 0.0263$$

(11)

LCL 的短期变动由两部分组成:一部分是前一期这些指标偏离长期均衡 (VECM<sub>t-1</sub>) 的影响,其中 VECM<sub>t-1</sub> 项表示一直长期均衡状态,它前面的系数表示前一期的指标为了维持 LCL 的长期均衡状态,要以一定的速度对前期产生的偏离进行调整,使其回归长期均衡位置。另一部分是畜牧业、水资源、天气等指标当期的短期波动,当误差修正项 (VECM<sub>t-1</sub>) 为零时,模型剩下的部分表示当期 LCL 的变化全部来自于当期其余指标的影响,即畜牧业、水资源、天气等指标当期的短期波动。

由式 (10) 可以看出,种植面积本期的变化 (ΔLCL) 主要受到上一期羊只存栏数变化 (ΔLSH<sub>t-1</sub>) 和上游来水量上一期变化 (ΔLIN<sub>t-1</sub>) 的正向促进作用,而上一期地下水量变化 (ΔLWE<sub>t-1</sub>) 对种植面积的本期变化则有反向抑制作用,不过作用不明显。其中,上一期羊只存栏数变化 (ΔLSH<sub>t-1</sub>) 的参数估计值比较大 (0.5077),说明畜牧业对种植业的滞后作用比较明显;相较而言,机井数和沙尘暴天气的参数估计较小,说明当地居民为了农业生产,保障基本

建立民勤县农业系统 5 个变量的向量误差修正模型,来衡量短期变化中各变量偏离长期均衡关系的程度。

生活,很少考虑地下水资源可持续开发以及土地退化恢复。

从 (11) 式来看,羊只存栏数 (ΔLSH<sub>t-1</sub>)、播种面积 (ΔLCL<sub>t-1</sub>)、机井数 (ΔLWE<sub>t-1</sub>)、上游来水量 (ΔLIN<sub>t-1</sub>) 上一期变化对羊只存栏数本期变化有反向抑制作用,其中羊只存栏数自身前一期的影响最大,参数估计值为 -0.5841,其次是前一期的播种面积为 -0.2585,而上游来水量、地下水资源对羊只存栏数影响较小,分别为: -0.0288 和 -0.0313,说明民勤畜牧业主要受到农业、畜牧业生产系统自身和种植业的滞后影响。

因此为了保证民勤绿洲农业系统的稳定性以及绿洲农业的可持续发展,必须通过外界资源(水资源、资金和技术等)来帮助农户发展替代产业和高经济附加值农业生产,尊重和顺应资源和环境长期约束和短期波动,避免让农业生产损害系统的自我恢复能力。

2.6 Granger 因果检验

VECM 的因果检验结果给出每一个内生变量相对于模型中其他内生变量 Granger 因果关系检验统计量(表 4)。

对于内生变量 LCL 而言,其相对于内生变量 LSH 的 χ<sup>2</sup> 统计量 = 0.5573,对应的概率值 P = 0.4553 > 0.1,因此在 10% 水平下接受原假设,即变量 LSH 不是变量 LCL 的 Granger 原因,内生变量 LCL 对应方程中应该将变量 LSH 排除,依次推断 LSH、LIN、LWE、LSD 都不是变量 LCL 的 Granger 原因;对于 LSH 来说,LCL、LIN、LWE、LSD 均不是变量 LSH 的 Granger 原因;对于 LIN 来说,LCL、LSH、LWE、LSD 均不是变量 LIN 的 Granger 原因;对于 LSD 来说,其内生变量 LSH 对应的概率值 P = 0.028 < 0.05,因此在 5% 水平下拒绝原假设,接受备择假设,即 LSH 是变量 LSD 的 Granger 原因;同理 LWE 也是变量 LSD 的 Granger 原因,而 LCL、LIN 不是 LSD 的 Granger 原因,这说明畜牧业的发展,羊只数量超过草场的自然承载能力,自然植被遭到破坏,地表裸

露,风蚀现象加重。而且,地下水严重超采,导致地下水位急剧下降,矿化度增加、地表植被大面积死亡,天然草场退化,最终导致风沙灾害加剧,沙尘暴频繁发生。因此,减少放牧和有效管理地下水资源是实现民勤绿洲土地退化(荒漠化)防治的首要条件。

表 4 Granger 因果检验结果  
Table 4 Result of Granger causality test

| 变量<br>Variables | LCL                | LSH                | LIN                | LWE                | LSD                | ALL                 |
|-----------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|---------------------|
| LCL             |                    | 0.5573<br>(0.4553) | 0.6359<br>(0.4252) | 0.6225<br>(0.4301) | 0.0101<br>(0.9199) | 2.3761<br>(0.6670)  |
| LSH             | 0.7385<br>(0.3901) |                    | 0.1535<br>(0.6953) | 0.7768<br>(0.3781) | 0.1006<br>(0.7511) | 2.5951<br>(0.6277)  |
| LIN             | 0.3361<br>(0.5621) | 0.0019<br>(0.9649) |                    | 0.0029<br>(0.9566) | 2.003<br>(0.1570)  | 2.4494<br>(0.6537)  |
| LWE             | 0.0158<br>(0.9000) | 0.0320<br>(0.8579) | 0.5829<br>(0.4452) |                    | 1.5118<br>(0.2189) | 1.6176<br>(0.8056)  |
| LSD             | 0.9492<br>(0.3299) | 4.8309<br>(0.0280) | 2.3424<br>(0.1259) | 6.4380<br>(0.0112) |                    | 10.5163<br>(0.0326) |

注: \* 表示通过 10% 水平下的显著性检验, \* \* 表示在 5% 水平下的显著性检验, \* \* \* 表示在 1% 水平下的显著性检验; ( ) 中的值代表 *P* 值。  
Note: Superscripts \* indicate significance at 10%; Superscripts \* \* indicate significance at 5% ; Superscripts \* \* \* indicate significance at 1%; *P* value in ( ) .

### 3 结论与讨论

民勤县作为西北干旱区绿洲典型,其绿洲演化是一个循序渐进的过程。本研究基于协整分析的方法,分析 1956—2008 年 50 年长时间序列民勤农业系统(生产系统、环境系统)在土地退化条件下的长期相互作用情况和短期波动状况,得到以下结论:

1) 从长期均衡上看,民勤绿洲农业系统存在“过度种植放牧、水资源短缺、土地退化”三者间的恶性循环,这与早年杨永春的研究结论一致<sup>[5]</sup>。种植面积扩大以及养殖规模的提高,对水资源的需求日益加深;地下水超采,进一步造成地下水水位下降、水质恶化,水资源短缺问题日趋严峻;而利用高盐度的地下水用于农业灌溉,加剧土壤盐渍化;土地退化问题的加重,在造成沙尘暴天气增多的同时,也导致耕地单位面积产量下降,而人类只能通过进一步扩大生产规模来满足自身生活和经济利益需求。

2) 从短期波动上看,天气条件和地下水资源在系统偏离长期均衡的情况下,自身响应速度最快。在对荒漠化地区进行监测时,应当优先选择变化剧烈、对微小变化敏感,调整速度快的因素,通常沙尘暴天气的变化情况被认为是一种监测荒漠化的有效方式<sup>[36-38]</sup>。此外,代表地下水资源情况的机井数

指标也被认为是有效监测荒漠化的指标<sup>[39-40]</sup>。

3) 受其他因素的影响,农业相关部门对种植业和畜牧业的调控存在一定的滞后作用。在向量误差修正模型分析基础上,结合 Granger 因果检验发现,造成沙尘暴的主要 Granger 原因是人均羊只存栏数和人均机井数。早在 2006 年,孙丹峰等就发现户均羊只存栏数是荒漠化风险评价的重要指标,进而建议减少放牧能够有效减缓民勤荒漠化<sup>[41]</sup>。除此之外,民勤土地退化沙尘暴加剧的另一本质原因在于水资源短缺,尤其是地下水资源。据统计,每年用于灌溉的地下水高达  $3.0 \times 10^8 \sim 3.5 \times 10^8 \text{ m}^3$ ,地下水矿化度从  $6 \text{ g} \cdot \text{L}^{-1}$  上升到  $16 \text{ g} \cdot \text{L}^{-1}$ ,高矿化度地下水用于灌溉,造成土壤盐渍化,土地退化加剧<sup>[42]</sup>。因此,为了实现民勤农业系统的可持续发展,在治理民勤绿洲过程中除了减少放牧外,还要加强对水资源的合理管理。

本研究对民勤绿洲农业系统的研究是从种植业、畜牧业、水资源条件、天气等角度出发,找寻各子系统在土地退化条件下的变化规律,而实际上荒漠化是综合因素作用的结果,随着科技发展、技术投入对整个系统的演化也会有直接或间接的影响,因此有必要补充其他因素的作用分析。本研究中应用 VECM,更多地是将它作为一个动态均衡系统,探寻系统长期均衡状态以及短期波动情况,然而由于模型结构约束问题(政府干预)的存在,会对模型宏观预测造成阻碍,直接采用 VECM 进行预测会产生一定偏差。因此,未来研究中可以在加入结构约束这一限制条件下,对模型加以预测,提高模型预测的准确性。此外,协整分析方法主要针对时间尺度的分析,未来有必要针对协整分析结果加入 3S 技术的空间尺度研究,时空结合实现对民勤绿洲农业系统变化更加精确的定量分析,从而为西部干旱区农业系统的协调可持续发展提供决策与技术支持。

### 参 考 文 献:

[1] 安富博,丁峰. 甘肃省民勤县土地荒漠化的发展趋势及其防治[J]. 干旱区资源与环境,2000,14(2):41-47.  
[2] 王启武,尹桂荣. 民勤县生态危机分析及其对策[J]. 甘肃联合大学学报(社会科学版),2002,18(4):1-5.  
[3] 李香云,杨 君,王立新. 干旱区土地荒漠化的人为驱动作用分析——以塔里木河流域为例[J]. 资源科学,2004,26(5):30-37.  
[4] 朱永杰. 民勤生态环境问题的社会经济原因分析[J]. 北京林业大学学报(社会科学版),2006,(22):44-47.  
[5] 杨永春. 干旱区流域下游绿洲环境变化及其成因分析——以甘肃省河西地区石羊河流域下游民勤县为例[J]. 人文地理,2003,18(4):42-47.  
[6] 樊自立,徐 曼,马英杰,等. 历史时期西北干旱区生态环境演变规律和驱动力[J]. 干旱区地理,2005,28(6):723-728.

[7] 宋冬梅,肖笃宁,张志城,等.甘肃民勤绿洲的景观格局变化及驱动力分析[J].应用生态学报,2003,14(4):535-539.

[8] 戴晟懋,邱国玉,赵 明.甘肃民勤绿洲荒漠化防治研究[J].干旱区研究,2008,25(3):319-324.

[9] 马立鹏,李晓兵.甘肃省荒漠化宏观监测研究[J].中国沙漠,2002,22(2):122-128.

[10] 罗先香,杨建强.基于 GIS 的荒漠化系统中人文作用的定量分析[J].干旱区资源与环境,2005,19(6):28-32.

[11] 武称意,郭百平,李庆和,等.基于 RS 和 GIS 的盐池县土地荒漠化演化规律研究[J].中国水土保持,2008,(11):48-50.

[12] 魏怀东,周兰萍,徐先英,等.2003—2008 年甘肃民勤绿洲土地荒漠化动态监测[J].干旱区研究,2011,28(4):572-579.

[13] 李 虎,陈冬花,慈龙骏,等.新疆艾比湖地区土地荒漠化时空格局的变化[J].中国水土保持科学,2008,6(4):28-32.

[14] 徐海量,陈亚宁.塔里木河下游荒漠化多元回归模型分析[J].干旱区资源与环境,2003,17(4):78-82.

[15] 林长存.民勤县农业结构特征的时间序列分析[J].宁夏农林科技,2012,53(7):129-130.

[16] 王枫叶,刘普幸,徐左军.石羊河下游民勤绿洲农业结构动态研究[J].人民黄河,2009,31(11):64-65.

[17] 蒋志荣,安 力,柴成武.民勤县荒漠化影响因素定量分析[J].中国沙漠,2008,28(1):35-38.

[18] 张 勃,刘秀丽.基于 ARIMA 模型的生态足迹动态模拟和预测——以甘肃省为例[J].生态学报,2011,31(20):6251-6260.

[19] 张军谋,石惠春.基于能值分析的干旱区农业生态系统可持续发展研究——以石羊河下游民勤县为例[J].水土保持通报,2012,32(1):150-155.

[20] 赖 力,黄贤金,刘伟良.区域人均生态足迹的社会经济驱动模型——以 1995—2003 年江苏人均足迹为例[J].资源科学,2006,28(1):14-18.

[21] 方建德,杨 扬,叶 堤,等.重庆市生态足迹时间序列动态特征及其驱动因子分析[J].生态环境学报,2009,18(4):1337-1341.

[22] 陈发虎.民勤绿洲的开发与演变——近 2000 年土地利用/土地覆盖变化研究[M].北京:科学出版社,2008.

[23] 民勤县统计局.民勤县社会经济统计年鉴[M].北京:中国统计出版社,1957—2009.

[24] 民勤县统计局.数字民勤 1949—2009[M].北京:中国统计出版社,2010.

[25] 白雪梅,赵松山.协整及误差修正模型[J].数量经济技术经济研究,1998,15(8):39-42.

[26] 龙开胜,陈利根.耕地资源数量与经济发展和城乡收入关系的计量分析[J].资源科学,2007,29(4):139-145.

[27] 张兴平,赵 旭,顾 蕊.我国煤炭消费与经济增长关系的多变量协整分析[J].煤炭学报,2008,33(6):713-716.

[28] 李序颖,岳 丹,顾 岚.我国交通货物运输量的时间序列分析[J].系统工程理论与实践,2005,25(1):49-55.

[29] 李子奈.高级应用计量经济学[M].北京:清华大学出版社,2012.

[30] 李亚明,佟仁城.中国房地产财富效应的协整分析和误差修正模型[J].系统工程理论与实践,2007,27(11):1-6.

[31] 李俭富,马永开.基于证券价格时间序列的协整优化指数跟踪方法研究[J].系统工程理论与实践,2006,26(11):17-25.

[32] 徐 群,韩 雯,程 毅.上海农业发展的实证检验 1978—2009[J].统计与决策,2011,(7):118-121.

[33] 韩瑞玲,佟连军,佟伟铭,等.基于分解模型与 VEC 模型的沈阳经济区经济与环境时空关系研究[J].环境科学学报,2012,32(5):1261-1269.

[34] 高铁梅.计量经济学分析方法与建模[M].北京:清华大学出版社,2006.

[35] 叶 浩,濮励杰.江苏省耕地面积变化与经济增长的协整性与因果关系分析[J].自然资源,2007,22(5):766-774.

[36] 李 锋.荒漠化监测中生态环境与社会经济评价指标体系及评价方法的研究[J].干旱环境监测,1997,11(1):1-5.

[37] 贾宝全,慈龙骏,高志海,等.绿洲荒漠化及其评价指标体系的初步探讨[J].干旱区研究,2001,18(2):19-24.

[38] 胡丽莉.1953—2010 年民勤县沙尘暴变化趋势分析[J].现代农业科技,2011,(19):21-25.

[39] 孙雪涛.民勤绿洲水资源利用的历史现状和未来[J].中国工程科学,2004,6(1):1-9.

[40] 吴希瑞.石羊河流域生态治理措施[J].甘肃水利水电技术,2009,45(6):63-64.

[41] 孙丹峰.民勤 1988—1997 年间土地荒漠化社会经济驱动力分析[J].农业工程学报,2005,21(13):131-135.

[42] 徐先英,丁国栋,高志海,等.近 50 年民勤绿洲生态环境演变及综合治理对策[J].中国水土保持科学,2006,4(1):41-48.

(上接第 278 页)

[28] 胡 明.潼关农田土壤重金属污染评价[J].中国农学通报,2013,29(35):277-280.

[29] 陈 静.基于用水总量控制的关中地区“十二五”末节水指标研究[J].水利与建筑工程学报,2013,11(3):135-140.

[30] 张斌斌.渭河关中段河床沉积物中重金属赋存形态分析[D].西安:长安大学,2012.

[31] 罗 琳,宋进喜,王 颖.渭河陕西段河床沉积物重金属污染分析[J].北京师范大学学报(自然科学版),2013,49(1):79-84.

[32] 杨学福,关建玲,王 蕾,等.渭河陕西段水体中重金属的时空动态变化特征研究[J].安全与环境学报,2013,13(6):115-119.

[33] 程旭艳,王定美,乔玉辉,等.中国商品有机肥重金属分析[J].环境污染与防治,2012,34(2):72-76.

[34] Zhang H Z, Li H, Wang Z, et al. Accumulation characteristics of copper and cadmium in greenhouse vegetable soils in tongzhou district of Beijing[J]. Procedia Environmental Sciences, 2011,10:289-294.

[35] 徐玉霞,汪庆华,薛 雷,等.关中西部某铅锌冶炼区表层土壤重金属污染的分布规律[J].土壤通报,2013,44(5):1240-1244.

[36] 李 斌,刘 波,方 兰,等.西安郊区农耕地和大棚菜地土壤重金属迁移的对比研究[J].干旱地区农业研究,2010,28(4):223-227.

[37] Yang L, Huang B, Hu W, et al. The impact of greenhouse vegetable farming duration and soil types on phytoavailability of heavy metals and their health risk in eastern China[J]. Chemosphere, 2014,103:121-130.