

# 水氡非随机干扰的定量排除

刘耀炜

(国家地震局兰州地震研究所)

## 摘要

本文根据水氡干扰成份的数学物理特性,提出了定量排除非随机干扰的最优周期谱混合回归分析方法。方法的程序如下:

- 1) 提取干扰因子的非随机成份;
- 2) 用水氡的最优周期谱和干扰因子的非随机成份组成混合回归方程,分离非随机信息与非随机干扰;

- 3) 以干扰因子的非随机成份和水氡的某些周期成份(包括趋势项)构成干扰模式。

实例分析的结果表明,用该方法建立干扰模式,排除水氡非随机干扰,所排除成份的物理意义明确,附加干扰少。与回归分析方法比较,异常信息的分辨率显著提高。

**关键词** 水氡;干扰;波谱分析;回归分析

## 一、引言

水氡作为主要的地震前兆手段之一,受到地震学者们的重视。因而,对水氡干扰问题研究的数学处理方法亦日趋深入。就目前研究的动态来看,已经从过去的经验型转向模式型,从定性分析转向定量分析,从纯数学运算转向数学物理分析运算。我们提出的最优周期谱混合回归运算方法 (Optimum period spectrum mixed regression),简称 OPSMR 分析方法,就是一种定量的数学物理方法。

当然,一种好的干扰处理方法应该考虑:尽可能明确排除成份的物理意义,减少附加干扰,提高异常信息分辨能力,并能对干扰成份进行定量预测。回顾过去采用的各种干扰处理方法,可归纳为下列几类:

**1. 经验性处理** 滑动平均法、月距平法等。用尽可能长的水氡观测资料进行多点平滑或时序迭加平均,求出多年或一年的最佳动态曲线,对照原始图件识别异常。其优点是简单、易掌握、能消除年变化;缺点是误差大,信息损失较多。

**2. 纯数学处理** 差分法、剩余曲线法、各类滤波方法及傅氏分析法等。这类方法的优点是可根据经验除去某些频率成份,干扰背景消除干净,不需要辅助观测值;缺点是排除成份的物理意义不明确,造成干扰排除不完全或信息损失。

1987年6月8日收到本文初稿,1988年1月15日决定采用。

**3. 简单数学物理处理** 以干扰因素<sup>1)</sup>为自变量的各种相关分析和回归分析。这类方法应用广泛。其优点是排除成份的物理意义明确。对年变形态明显的资料, 处理结果较好。不足之处是由于自变量本身的随机干扰成份的影响及时间滞后问题未考虑, 会带来一些附加干扰, 对大于一年的长周期干扰成份排除不了。另外, 往往由于干扰因素数据无法及时得到而给迅速获取异常信息带来困难。

我们采用 OPSMR 方法是综合了上述谱分析与回归分析的优点, 用干扰因素的非随机成份与水氡的最优周期谱建立混合回归方程, 分离水氡的非随机信息与非随机干扰, 建立干扰模式。这种干扰模式是随着干扰因素的资料及水氡观测资料的延续而修改的自适应模式, 对干扰成份可进行定量预测。

## 二、OPSMR 分析方法的基本原理

### 1. 干扰因素的非随机成份的提取

一个时间序列  $f(t)$  可以用下列数学式表示

$$f(t) = \bar{f} + F(t) + M(t) \quad (t = 1, 2, 3, \dots, N) \quad (1)$$

式中  $\bar{f}$  为该时间序列的平均值,

$$\bar{f} = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N f(t) \quad (2)$$

$F(t)$  为该时间序列的趋式项, 可用最小二乘法求得

$$F(t) = a + bt \quad (t = 1, 2, 3, \dots, N) \quad (3)$$

$M(t)$  称为该时间序列的平稳序列

$$M(t) = f(t) - \bar{f} - F(t) \quad (t = 1, 2, 3, \dots, N) \quad (4)$$

该平稳序列  $M(t)$  可以展开成由一系列周期项  $\hat{f}_m(t)$  和余差项  $R(t)$  组成的形式

$$M(t) = \hat{f}_m(t) + R(t) = \sum_{i=1}^m c_i \sin\left(\frac{2\pi t}{T_i} + \varphi_i\right) + R(t) \quad (5)$$

如果所得到的周期项  $\hat{f}_m(t)$  与平稳序列  $M(t)$  的残差最小, 即

$$E([M(t) - \hat{f}_m(t)]^2) = \min \quad (6)$$

则称周期项  $\hat{f}_m(t)$  为平稳序列  $M(t)$  (或时间序列  $f(t)$ ) 的最优周期谱。

如果用最优周期谱  $\hat{f}_m(t)$  和趋势项  $F(t)$  组成时间序列  $f(t)$  的非随机成份, 则干扰因素的非随机成份的数学表达式为

$$X(t) = F(t) + \hat{f}_m(t) = a + bt + \sum_{i=1}^m A_i \sin\left(\frac{2\pi i}{T_i} + \varphi_i\right) \quad (7)$$

### 2. 最优周期谱分析原理

一般时间域的谱分析常采用离散傅立叶变换, 即

$$M(t) = \sum_{k=0}^{N-1} c_k \sin(k\omega t + \varphi_k) \quad (8)$$

1) 指影响水氡值的气象、水文因素: 气温、气压、地温、降水、流量、室温等。

式中:  $c_k$  称为振幅谱;

$\varphi_k$  称为相位谱;

$k$  为谐波数, 且  $k = 0, 1, 2, \dots, N-1$ ;

$\omega$  为角频率, 且  $\omega = \frac{2\pi}{N}$ .

由于式(8)中的各分波周期是以  $\frac{1}{k}$  递减, 而且与资料长度  $N$  有关, 因此, 不能真正代表序列  $M(t)$  的周期分量. 这里, 我们采取自由选入最优波的方法, 获取平稳序列  $M(t)$  的最优周期谱.

(1) 平稳序列  $M(t)$  的单波展开 按试验周期  $T'$ , 将平稳序列  $M(t)$  以样本长度  $n$  展成单波形式, 即

$$M(t) = c' \sin\left(\frac{2\pi t}{T'} + \varphi'\right) + M'(t) \quad (9)$$

其中样本长度  $n$  应为周期  $T'$  的整数倍 ( $n = K \cdot T', K = 1, 2, 3, \dots, \frac{N}{3}$ ), 试验周期  $T'$  取小于等于资料长度  $N$  的一系列整数 ( $3 \leq T' \leq N$ ),  $M'(t)$  为不同周期的单波与平稳序列  $M(t)$  的余差值序列,  $c'$  与  $\varphi'$  分别为展开单波的振幅与初相位.

用离散傅氏级数公式求式(9)中周期项的参数  $c'$  和  $\varphi'$ , 同时计算不同试验周期波与平稳序列  $M(t)$  的方差参数

$$\left. \begin{array}{l} \text{总平方和} \\ \text{剩余平方和} \\ \text{相关指数} \\ F \text{ 检验值} \end{array} \right\} \begin{cases} L = \sum_{t=1}^N M^2(t) - \frac{1}{N} \left( \sum_{t=1}^N M(t) \right)^2 \\ Q = \sum_{t=1}^N M'^2(t) \\ \gamma^2 = 1 - \frac{Q}{L} \\ F = \gamma^2(N-2)/(1-\gamma^2) \end{cases} \quad (10)$$

(2) 振幅  $c'$  与初相位  $\varphi'$  的双因素优选<sup>[4]</sup> 在展开的一系列周期波中, 振幅最大的波不一定是显著的波, 也就是说与原平稳序列  $M(t)$  的残差不一定最小. 另外, 展开的振幅  $c'$  与初相位  $\varphi'$  并不是周期波的最优振幅与初相位. 因此, 在达到  $F$  检验值的一系列周期波中, 要选择其中相关指数  $\gamma^2$  最大的那个波, 做其振幅与初相位的优选, 使得该波与平稳序列  $M(t)$  的残差最小, 即

$$E \left( \sum_{t=1}^N \left[ M(t) - c \sin \left( \frac{2\pi t}{T} + \varphi \right) \right]^2 \right) = \min \quad (11)$$

式(11)中  $c$  与  $\varphi$  为优选后的振幅与初相位.

(3) 周期波的回归分析 对于选出的第一个波, 可以从平稳序列  $M(t)$  中直接扣除该波的成份, 即

$$M^1(t) = M(t) - c_1 \sin \left( \frac{2\pi t}{T_1} + \varphi_1 \right) \quad (12)$$

从  $M^1(t)$  中选择第二个周期波.

由于显著波是先后选出的, 因此, 在选出第二个波后, 要考虑先选出波对后选出波的

影响。故以这两个波为回归因子,与  $M(t)$  进行回归分析,得到一个回归方程式

$$y_2(t) = \sum_{i=1}^2 b_i \cdot c_i \sin\left(\frac{2\pi t}{T_i} + \varphi_i\right) \quad (13)$$

用回归系数  $b_i$  对各选出波的振幅  $c_i$  进行校正,消除各波之间相互影响的成份。

从平稳序列  $M(t)$  中扣除  $y_2(t)$  的成份,即

$$M^2(t) = M(t) - \sum_{i=1}^2 b_i c_i \sin\left(\frac{2\pi t}{T_i} + \varphi_i\right) \quad (14)$$

再从  $M^2(t)$  中选择第三个波。这样,每选出一个波,回归方程增加一个回归因子,直到增加到  $m$  项,再没有波能达到周期性  $F$  检验,则第  $m-1$  次回归方程为

$$y_m(t) = \sum_{i=1}^m b_i c_i \sin\left(\frac{2\pi t}{T_i} + \varphi_i\right) \quad (15)$$

或

$$\hat{f}_m(t) = \sum_{i=1}^m A_i \sin\left(\frac{2\pi t}{T_i} + \varphi_i\right) \quad (15')$$

式(15')中的各项是一系列相互独立的周期波,也就是序列  $f(t)$  的最优周期谱。

### 3. 混合回归方程的建立

混合回归方程的建立,是通过下列程序进行分析水氡观测值的数学物理特性(图1)为依据的。

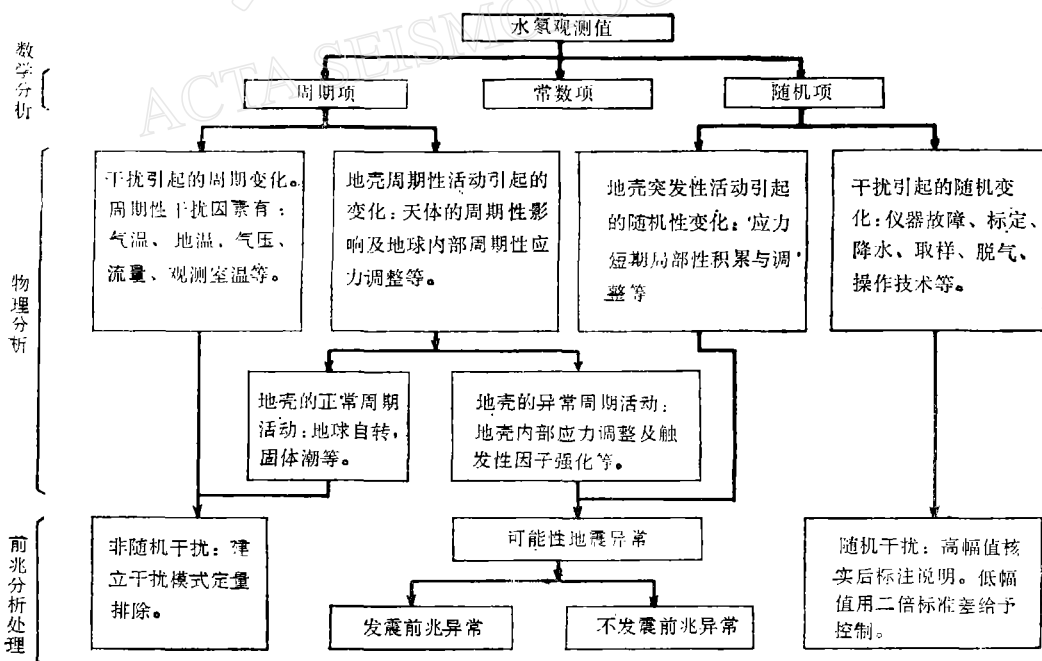


图1 水氡观测值的数学物理特性分析图

从图1分析可见,水氡观测值中的非随机成份主要有两部分组成:一部分是水氡本身的周期性变化,包括正常周期性变化和异常周期性变化;另一部分是周期性干扰因素引

起的。因此,水氡观测值的数学表达式为

$$f(t) = \bar{f} + F(t) + \sum_{k=1}^p B_k X_k + \sum_{i=1}^m A_i \sin\left(\frac{2\pi t}{T_i} + \varphi_i\right) + R(t) \quad (t = 1, 2, 3, \dots, N) \quad (16)$$

式中:  $\bar{f}$  为序列  $f(t)$  的平均值;  $F(t)$  为序列  $f(t)$  的趋势项;  $\sum_{k=1}^p B_k X_k$  为  $f(t)$  的非随机干扰成份,且  $X_k$  为干扰因素的非随机成份,  $B_k$  为干扰效应系数,  $p$  为干扰因素的个数。

$\sum_{i=1}^m A_i \sin\left(\frac{2\pi t}{T_i} + \varphi_i\right)$  为序列  $f(t)$  排除干扰后的最优周期成份;  $A_i$ ,  $\varphi_i$  和  $T_i$  分别为各周期项的振幅、初相位和周期;  $m$  为周期项的个数。

$R(t)$  为序列  $f(t)$  排除干扰后的随机成份。

建立混合回归方程的目的,就是为了求出式(16)中的干扰因素  $X_k$  引起的非随机干扰成份  $\sum_{k=1}^p B_k X_k$  和最优周期成份  $\sum_{i=1}^m A_i \sin\left(\frac{2\pi t}{T_i} + \varphi_i\right)$ 。

从式(1)中推出水氡值的平稳序列  $M(t)$  为

$$M(t) = f(t) - \bar{f} - F(t) \quad (1')$$

用干扰因素的非随机序列  $X(t)$  与  $M(t)$  做逐步回归分析,确定干扰因子的个数  $p$ ,得到下列回归方程

$$y_1(t) = \sum_{k=1}^p B_k X_k(t) \quad (17)$$

从平稳序列  $M(t)$  中扣除式(17)的成份,即

$$M^0(t) = M(t) - \sum_{k=1}^p B_k X_k(t) \quad (18)$$

用最优周期谱分析方法从  $M^0(t)$  中选出一个显著波  $c_1 \sin\left(\frac{2\pi t}{T_1} + \varphi_1\right)$ ,用该波和  $X_k(t)$  为回归因子,与  $M(t)$  进行第二次回归分析,得到第二个回归方程

$$y_2(t) = \sum_{k=1}^p B_k X_k(t) + b_1 c_1 \sin\left(\frac{2\pi t}{T_1} + \varphi_1\right) \quad (19)$$

从  $M(t)$  中扣除  $y_2(t)$  的成份,即

$$M^1(t) = M(t) - \sum_{k=1}^p B_k X_k(t) - b_1 c_1 \sin\left(\frac{2\pi t}{T_1} + \varphi_1\right) \quad (20)$$

用同样的方法,从  $M^1(t)$  中选择第二个波。

这样,每选出一个波,回归方程增加一个回归因子,并与  $M(t)$  进行一次回归分析,同时会相应地得出新的  $B_k$  和  $b_i$  (回归系数)。到第  $m$  次,再没有波能达到周期性  $F$  检验,则第  $m+1$  次回归方程为

$$y_{m+1}(t) = \sum_{k=1}^p B_k X_k(t) + \sum_{i=1}^m b_i c_i \sin\left(\frac{2\pi t}{T_i} + \varphi_i\right) \quad (21)$$

式(21)就是由干扰因子的非随机成份  $X(t)$  与水氡最优周期谱组成的混合回归方程,即

$$Q(t) = \sum_{k=1}^p B_k X_k(t) + \sum_{i=1}^m A_i \sin \left( \frac{2\pi t}{T_i} + \varphi_i \right) \quad (21')$$

#### 4. OPSMR 分析方法运算步骤的实例应用

现在以甘肃东部平凉泉为例,进行该方法的实例分析。整个计算与绘图均用 BASIC 编译程序在 IBM-PC/XT 微机及 SR-6602 绘图仪上实现。

(1) 干扰因素非随机成份的提取与分析 平凉水氢的干扰因素有气温、地温<sup>1)</sup>、气压、

表 1 平凉(1984.1—1985.12)干扰因素最优周期谱及趋势项

气 温	周期(五日)	72	37	27	18	15	13	趋势项	复相关系数
	振幅(°C)	13.66	1.32	0.63	1.09	0.99	0.63	无	0.9669
	初相位(度)	265.3	286.2	330.3	351.5	23.2	90.2		
地 温	周期(月)	20	12	6	4	3		趋势项	复相关系数
	振幅(°C)	0.53	11.9	0.53	0.57	0.46		无	0.9975
	初相位(度)	186.1	268.7	250.9	177.4	30.1			
气 压	周期(五日)	71(72)	35		19	16	6	趋势项	复相关系数
	振幅( $\times 10^2$ Pa)	5.45 (5.38)	168		0.83	0.74	0.63	无	0.9413
	初相位(度)	103.2 (108.6)	203.1		238.1	284.5	185.6		
室 温	周期(五日)	72	35	23	16	13	7	趋势项	复相关系数
	振幅(°C)	6.61	1.18	0.88	0.82	0.50	0.43	$a = 12.23$ $b = 3.65 \times 10^{-2}$ $F = 12.9$	0.9225
	初相位(度)	258.2	60.0	114.5	80.4	34.4	304.6		
流 量	周期(五日)	140	72	53	38	28	17	趋势项	复相关系数
	振幅(ml/s)	0.14	0.23	0.11	0.12	0.07	0.05	$a = 2.65$ $b = 3.22 \times 10^{-3}$ $F = 41.3$	0.9142
	初相位(度)	259.3	104.5	58.1	309.7	281.2	301.8		
降 水	周期(月)	12	6	4				趋势项	复相关系数
	振幅(mm)	56.6	12.0	11.8				无	0.9270
	初相位(度)	260.6	49.1	96.3					

1) 当地气象站资料。

降水、流量、鼓泡室温等。分析这些因素的最优周期谱成份,得出表 1 的结果。

从表 1 的结果可以看出,这些因素一年内主要有年波( $T = 72$ )、半年波( $T = 36$ )、和其它短周期波。从年波的初相位来看,各因素均比水氡年波的初相位( $255.9$  度)提前。由此可见,水氡值是滞后于这些干扰因素的,如果不进行相位校正而直接用于回归分析,必然会引起附加干扰。因此,我们提取的干扰因素的非随机成份  $X(t)$  是经过相位校正的时间序列。另外,从表 1 复相关系数可以看出,用该方法拟合干扰因素的非随机成份,其拟合度也是很高的。

(2) 水氡值的最优周期谱分析 水氡的周期成份中,除了与固体潮、气象因素有关的周期项外,许多隐含周期的物理意义还是一个复杂的问题。表 2 是平凉水氡原始值的最优周期谱分析结果。

表 2 平凉(1980年 1 月—1985年 12 月)水氡的最优周期谱及趋势项

1980 年 1 月   1981 年 12 月	周期(五日)	137	72	35	23	20	15	8	趋势项	无 震
	振幅 $\times 0.37$ (贝可)	1.94	7.28	1.04	0.67	0.50	0.85	0.71	$a = 15.38$ $b = 4.49 \times 10^{-3}$	
	初相位(度)	306.7	250.8	336.7	234.7	277.3	236.0	5.4	$F = 14.5$	
1982 年 1 月   1983 年 12 月	周期(五日)	144	76(72)	50	22	13	10		趋势项	1982 年 4 月 14 日海原地震 $M_s = 5.7$ $\Delta = 150\text{km}$
	振幅 $\times 0.37$ (贝可)	1.17	8.41 (8.31)	1.84	1.19	0.67	0.67		$a = 15.56$ $b = 3.44 \times 10^{-3}$	
	初相位(度)	34.0	271.5 (251.1)	45.5	232.7	351.5	335.5		$F = 6.9$	
1984 年 1 月   1985 年 12 月	周期(五日)	144	74(72)	54	25	18			趋势项	无 震
	振幅 $\times 0.37$ (贝可)	0.82	4.75 (3.97)	1.68	0.80	1.20				
	初相位(度)	78.8	271.1 (255.9)	358.2	312.0	27.9			无	

为了分析方便,我们分别做了水氡值震前、震时、和震后三个时段的最优周期谱。从表 2 中的结果可以看出,两年和一年的长周期成份在这三个时段中都是存在的,水氡值的这种两年周期成份是该泉的正常长周期动态变化。年周期显然是气象因素干扰的结果,其它周期成份具有不同的幅值和初相位,正是水氡值短期动态变化的特征,其中含有反应地壳异常活动的信息。

(3) 混合回归方程及干扰模式的建立 为了便于比较,我们分别用平凉泉 1981 年 1 月—1982 年 12 月的资料(1982 年 4 月 14 日海原地震,  $\Delta = 150\text{km}$ ,  $M_s = 5.7$ ) 和 1984 年 1 月—1985 年 12 月资料(在距台站 250km 范围内,没有发生过  $M_s \geq 5.0$  地震),做最优周期谱混合回归运算,得出下列两组混合回归方程:

1981 年 1 月—1982 年 12 月资料(144 个五日均值)

$$\begin{aligned}
Q(t) = & 0.114 \sin\left(\frac{2\pi(t-1)}{144} + 294.4\right) + 0.078 \sin\left(\frac{2\pi(t-1)}{58} + 87.6\right) \\
& + 0.076 \sin\left(\frac{2\pi(t-1)}{41} + 62.1\right) + 0.136 \sin\left(\frac{2\pi(t-1)}{30} + 97.5\right) \\
& + 0.105 \sin\left(\frac{2\pi(t-1)}{24} + 270.7\right) + 0.072 \sin\left(\frac{2\pi(t-1)}{15} + 186.1\right) \\
& + 0.071 \sin\left(\frac{2\pi(t-1)}{12} + 305.5\right) + 0.056 \sin\left(\frac{2\pi(t-1)}{6} + 251.5\right) \\
& + 5.56 \times 10^{-2} X(t)_{\text{气温}} \quad (t = 1, 2, 3, \dots, 144)
\end{aligned} \quad (22)$$

1984 年 1 月—1985 年 12 月资料 (144 个五日均值)

$$\begin{aligned}
Q(t) = & 0.139 \sin\left(\frac{2\pi(t-1)}{144} + 82.9\right) + 0.160 \sin\left(\frac{2\pi(t-1)}{51} + 333.4\right) \\
& + 0.073 \sin\left(\frac{2\pi(t-1)}{26} + 30.9\right) + 0.105 \sin\left(\frac{2\pi(t-1)}{22} + 97.6\right) \\
& + 0.086 \sin\left(\frac{2\pi(t-1)}{19} + 145.0\right) + 0.054 \sin\left(\frac{2\pi(t-1)}{10} + 158.8\right) \\
& + 0.052 \sin\left(\frac{2\pi(t-1)}{8} + 98.7\right) \\
& + 3.10 \times 10^{-2} X(t)_{\text{气温}} \quad (t = 1, 2, 3, \dots, 144)
\end{aligned} \quad (23)$$

分析上面两组方程可以看出,该泉的非随机干扰因子主要是气温,这是由于众多干扰因素的同源特征,其中有一两个主要因子起主导作用的结果。在周期项中,两年和 9 个月左右的周期成份在这两组方程中都存在,在识别短临异常中可看成是水氡正常周期性变化的部分。因此,加上水氡值的趋势项,可建立下面两个非随机干扰模式

1981 年 1 月—1982 年 12 月资料的干扰模式

$$\begin{aligned}
\hat{Q}(t) = & 0.114 \sin\left(\frac{2\pi(t-1)}{144} + 294.4\right) + 0.078 \sin\left(\frac{2\pi(t-1)}{58} + 87.6\right) \\
& + 0.16 - 2.18 \times 10^{-3} t + 5.56 \times 10^{-2} X(t)_{\text{气温}} \\
& (t = 1, 2, 3, \dots, 144)
\end{aligned} \quad (24)$$

1984 年 1 月—1985 年 12 月资料的干扰模式

$$\begin{aligned}
\hat{Q}(t) = & 0.139 \sin\left(\frac{2\pi(t-1)}{144} + 82.9\right) + 0.160 \sin\left(\frac{2\pi(t-1)}{51} + 333.4\right) \\
& + 3.10 \times 10^{-2} X(t)_{\text{气温}} \quad (t = 1, 2, 3, \dots, 144)
\end{aligned} \quad (25)$$

用于识别地震异常信息的曲线,就是从  $f(t)$  中扣除干扰模式  $\hat{Q}(t)$  的余差值序列,即

$$e(t) = f(t) - \hat{Q}(t) \quad (t = 1, 2, 3, \dots, N) \quad (26)$$

对 1981 年 1 月—1982 年 12 月的水氡资料,用式(24)和(26)进行干扰排除,就得到图 2 的结果。

从图 2 可以看出,资料在处理前,水氡值年变形态明显,幅值变化大。由于非随机干扰的迭加,震前异常无法判断。用干扰模式排除干扰后,震前一个多月出现了正异常,最



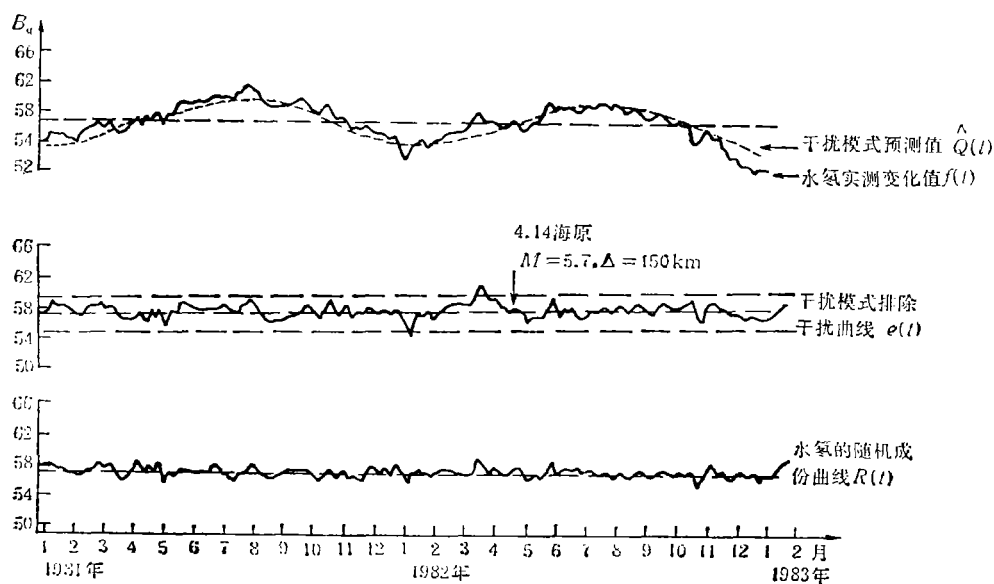


图2 平凉 1981—1982 年水氦处理前后对比图

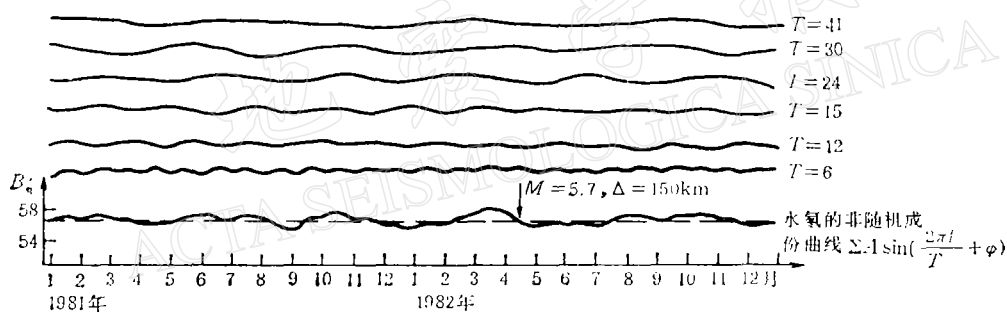


图3 周期波及非随机成份曲线图

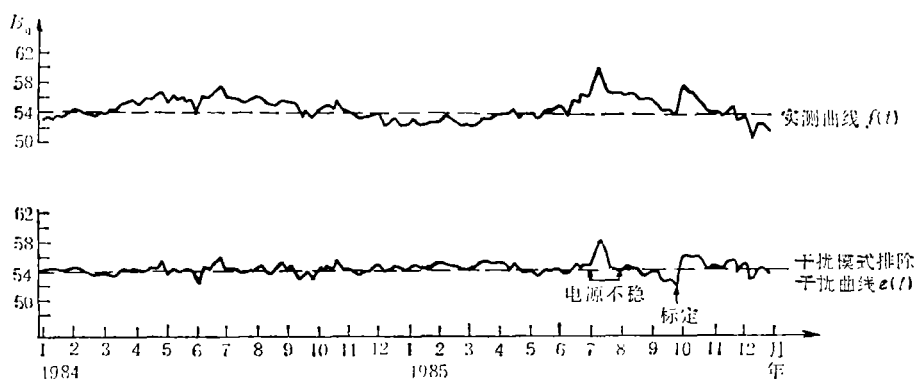


图4 平凉 1984—1985 年水氦处理前后对比图

大幅值超过二倍标准差  $2\sigma$  的 50%。如果把所考虑到的非随机成份全部排除, 所得的随机成份曲线就看不出异常变化。可见, 地震前兆异常信息中的非随机成份起着很重要的

作用。

分析上面资料中的非随机成份特征可以看出,在震前这些周期项的波峰具有明显的“合拍”现象(图 3),形成了比较显著的异常段。

对平凉 1984—1985 年的资料用式(25)和(26)进行干扰排除,得到图 4 的结果。

从图 4 中看出,资料处理后年变形态消除、标准差降低,除了由于电源不稳和仪器标定引起的两处随机干扰外,没有类似 1982 年的异常变化,在该泉控制区内 ( $\Delta \leq 250\text{km}$ ) 也没有发生过 5 级以上地震。

三、震例分析与结论

为了验证 OPSMR 处理方法,我们对甘肃省西部地震重点监测区的扎子沟、红寺湖、北海子等泉的水氢资料分别用逐步回归分析和 OPSMR 方法进行处理,并收集了1981年以来在这些泉点周围发生过的  $\Delta \leq 150\text{km}$  的 4 级以上和  $\Delta \leq 250\text{km}$  的 5 级以上地震,得到表 3 的结果。

表 3 各泉点干扰排除分析表

项目 泉名	资 料 个 数 (旬均值)	预测值 个 数 (旬均值)	观测值二 倍标准差 ( $2\sigma$ 贝可)	逐步回归分析			混合回归分析		
				分辨率 ( $2\sigma$ 贝可)	虚报率 ( $\mu_0^1/N^1$ )	漏报率 ( $\mu_1^0/N_i$ )	分辨率 ( $2\sigma$ 贝可)	虚报率 ( $\mu_0^1/N_i$ )	漏报率 ( $\mu_1^0/N_i$ )
扎子沟	69		10.3	9.5	无	$\frac{2}{3}$	7.8	无	无
红寺湖	87		23.8	16.9	$\frac{1}{3}$	无	12.3	无	无
北海子	159	48	12.1	11.8	$\frac{1}{3}$	$\frac{3}{5}$	5.9	无	$\frac{1}{5}$

表 3 中,分辨率 ( $2\sigma$ ),为资料处理后的二倍剩余标准差,是衡量异常信息分辨能力的指标。

$$\text{虚报率} = \frac{\text{无震有异常数}}{\text{异常总数}} = \frac{\mu_0^1}{N^1}$$

$$\text{漏报率} = \frac{\text{有震无异常数}}{\text{地震总数}} = \frac{\mu_1^0}{N_i}$$

从图 5 和表 3 中可以看出,从 1984 年 11 月到 1986 年 9 月,在扎子沟泉周围发生地震 3 次。原始数据的二倍标准差为 10.3 贝可,逐步回归分析使其降低到 9.5 贝可,门源地震前有异常出现,但其它两次地震无异常。用 OPSMR 方法处理,二倍标准差降低到 7.8 贝可,天祝西和九条岭两次地震前均有异常显示。可见异常分辨率提高。

从图 5 对红寺湖资料的处理情况可以看出,用逐步回归方法处理的曲线上,1984 年 5 月有一个由于附加干扰引起的假异常(与原始资料对比),这给异常辨别带来了困难。而用 OPSMR 方法处理,分辨率虽然提高到 12.3 贝可,但没有出现附加干扰。而且,门源地震前的正异常很明显,提高了异常可信度。

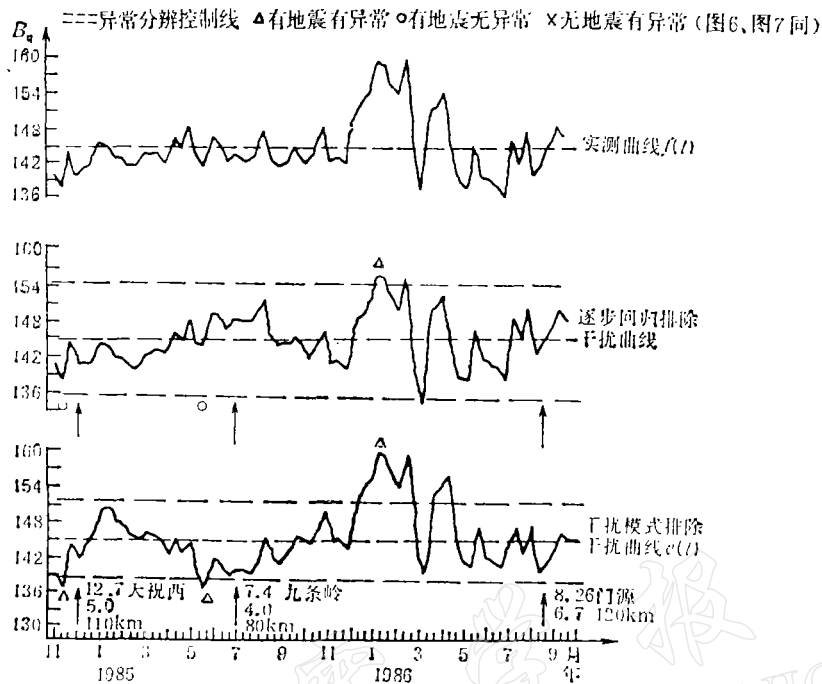


图5 扎子沟水氡排除干扰曲线图

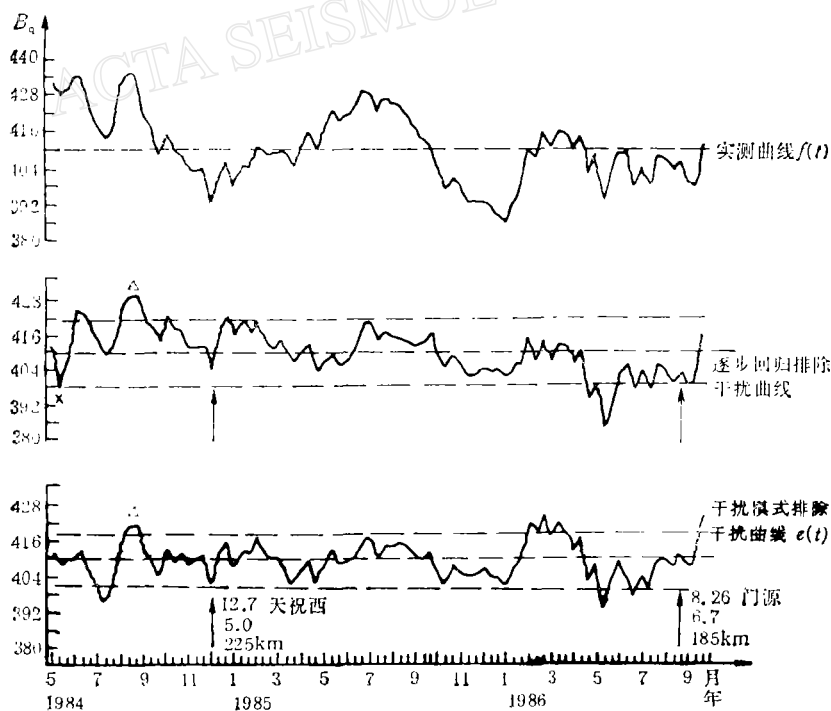


图6 红寺湖高值水氡排除干扰曲线图

图7是北海子1981年1月—1986年9月资料处理的结果.其中1985年6月—1985年8月资料中断.我们用1981年1月—1985年5月的资料建立干扰模式,处理了这段资料,使1982年6月8日武威地震和1985年7月4日九条岭地震震前异常显示出来.与逐步回归分析的结果对比,排除了1981年1月的一个假异常.最后,我们用该模式预测了1985.6—1986.9的干扰值,并做了定量排除,使门源地震前的正异常也显示出来.

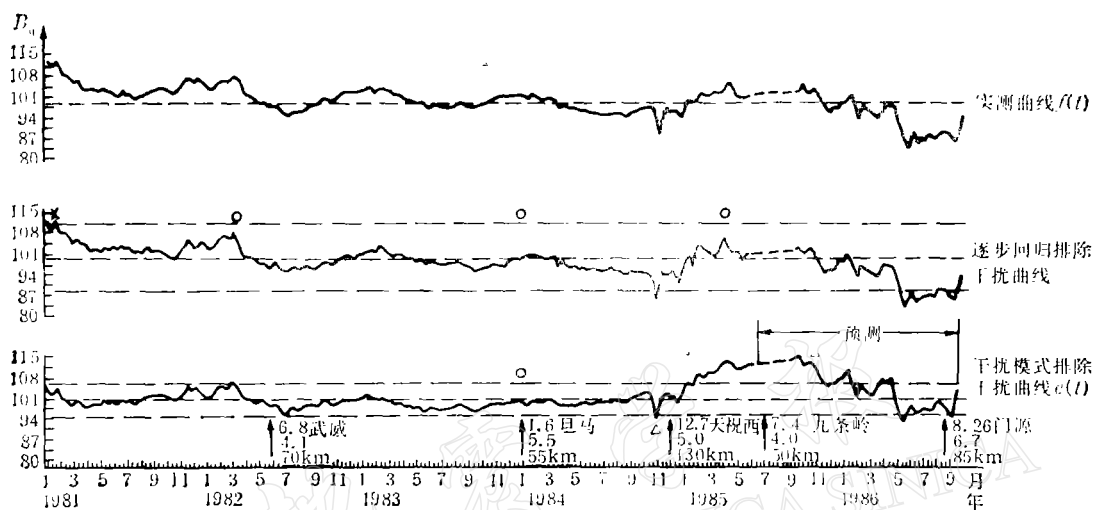


图7 北海子水氡排除干扰曲线图

从以上分析的结果可以得出以下几点结论:

1. 水氡观测值中的非随机干扰是其干扰的主要成份,而地震异常中的非随机信息又起着主导作用.如何分离非随机干扰和非随机信息,是干扰排除中的关键问题之一.

2. 用最优周期谱混合回归 (OPSMR) 分析方法进行水氡非随机干扰的定量排除,是目前较为理想的处理方法之一.其优点是排除成分的物理意义明确,附加干扰少,异常分辨率高,并有预测能力.

3. 用该方法确定各泉(井)水氡值的干扰因子及其它非随机成分,建立相对稳定的干扰模式,对于快速获得地震前兆信息是非常有益的.

4. 该方法有一套完整的计算机程序,推广和实际应用是可行的.对于其它前兆手段的干扰排除,也有一定参考价值.

参加本工作的还有张增、陶淑芬、张世琴、沈克金等.

本工作完成过程中,得到了王长岭同志的帮助和指导,成文中,王振亚同志给予了帮助,在此一并表示感谢.

### 参 考 文 献

- [1] 蔡祖煌、石慧馨,1981.地震流体地质学概论,44—50.地震出版社.
- [2] 郑治真,1979.波谱分析基础,100—104,208—211.地震出版社.
- [3] 中国科学院数学研究所数理统计组,1974.回归分析方法,111—147.科学出版社.

- [4] 地质博物馆资料组, 1973. 优选法在地质工作中的应用, 15—18. 地质出版社.
- [5] 黄忠恕, 1983. 波谱分析方法及其在水文气象中的应用, 28—53, 163—193. 气象出版社.

## QUANTITATIVE ELIMINATION OF THE NONRANDOM INTERFERENCE ON GROUNDWATER RADON DATA

Liu Yaowei

(Lanzhou Seismological Institute, State Seismological Bureau)

### Abstract

In this paper, according to the mathematico-physical characteristics of the interference components on groundwater radon data, the optimum periodic spectrum mixed regression analysis is suggested for quantitative elimination of the nonrandom interference. The programs of this method are as follows:

- 1) Extraction of the nonrandom components of interference factors.
- 2) Construction of the mixed regression equation on the basis of the optimum periodic spectrum of the radon data and the nonrandom components of the interference factors, separation of nonrandom information from nonrandom interference.
- 3) Formation of the interference model with the nonrandom components of the interference factors and some periodic components of the radon data (including trend components).

It is shown, by analysis of several examples, that the nonrandom interference separated from radon data with this model, has a definite physical meaning and less additional interference, and therefore has a higher resolution of anomaly than the regression analysis.