

# 多维观测系统的地震综合信息提取<sup>\*</sup>

杜 方 程万正 吴 江 吴碧春

(中国成都 610041 四川省地震局)

**摘要** 利用四川各台、各手段前兆单项信息源和四川分带区地震活动性参数序列,首先对多前兆观测量和地震活动性参数进行无量纲化处理,获得归一化的多前兆信息源和震兆信息源;并将典范相关分析方法、协方差谱分析方法用于多前兆信息源和震兆信息源的综合信息提取。

**关键词** 地震预报 数据处理 相关分析 谱分析

## 引言

在地震预报探索研究的 30 年进程中,无论从震兆还是前兆都积累了丰富的资料。长期的地震预报实践和大量的震例总结研究以及“七五”、“八五”攻关,前兆和震兆都从各自的观测手段和分析方法,提取了各单项的预报指标(程万正, 1994)。但由于地震发生在地壳内,地壳介质的力学状态是十分复杂的,同类型的地震或不同类型的地震,在各台各手段的监测中的响应是不尽相同的,这给地震三要素的预报增加了难度。因而,在地震预报研究的探索中,人们一刻也没有放松对地震综合预报研究的探索,一直在寻找地震综合预报指标,将各种复杂前兆信息和震兆信息进行综合研究,识别提取综合信息,以期作出地震三要素的综合预报。

与前兆、震兆单项学科预报研究一样,地震综合预报在“七五”、“八五”攻关中得到了很快的发展,已有一些方法在地震预报实际中得到广泛应用(罗兰格, 程万正, 1995),而且这些方法有一些互补性,在很大程度上提高了地震三要素的预测信度。但地震预报目前仍是世界上的科学难题,人们还没有完全解开这道难题。从我国 30 多年的预报研究表明,地震预报不仅是前兆观测各学科的渗透,而且还是前兆各学科和震兆的互相渗透。本研究正是在前人综合预报研究的基础上(梅世蓉等, 1993; 国家地震局科技监测司, 1989),利用典范相关分析方法和协方差谱分析方法提取地震前兆、震兆异常的综合判别指标的新尝试。

## 1 资料预处理和无量纲化

### 1.1 原始数据准备

观测资料采用各台各手段始测以来的日均值、5 日均值或旬均值等,补充缺数采用拉

\* 中国地震局“九五”攻关(95-04-01-01-11)子专题研究项目。  
1998-06-22 收到初稿, 1999-01-15 收到修改稿。

格朗日一元  $n$  点插值, 即有观测序列

$$y_1, y_2, \dots, y_t = \{y_i\} \quad i = 1, 2, \dots, t \quad (1)$$

各台各手段根据自身特点, 对干扰采用不同的数学方法消除其影响

$$u_i = y_i - \tilde{y}_i \quad i = 1, 2, \dots, t \quad (2)$$

式中,  $\tilde{y}_i$  为  $y_i$  的拟合周期项或趋势项.

## 1.2 无量纲处理

利用排除干扰项的序列

$$u_1, u_2, \dots, u_t = \{u_i\} \quad i = 1, 2, 3, \dots, t$$

拟合求得趋势异常项和剩余项

$$\Delta u_i = u_i - \tilde{u}_i \quad i = 1, 2, \dots, t \quad (3)$$

式中,  $u_i$  为观测量瞬时值,  $\tilde{u}_i$  为趋势项瞬时值,  $\Delta u_i$  为剩余瞬时值.

在进行多前兆观测序列综合信息提取时, 可取  $\tilde{u}_i$  项分析观测系统的中短期异常, 而取  $\Delta u_i$  项分析观测系统的短临异常.

若取趋势项  $\tilde{u}_i (i=1, 2, \dots, t)$ , 则可得无量纲化序列

$$\delta_i(\tilde{u}_i) = \frac{\tilde{u}_i^2}{[E(\tilde{u}_i)]^2} \quad (4)$$

式中,  $E(\tilde{u}_i)$  为  $\tilde{u}_i$  的数学期望. 若取剩余项  $\Delta u_i (i=1, 2, \dots, t)$ , 则同理可得  $\delta_i(\Delta u_i)$ .

获得的  $\delta_i(\tilde{u}_i)$  和  $\delta_i(\Delta u_i)$  均为系统的无量纲化数据, 分别描述各序列的趋势项变化和短临项变化, 可分别提取序列的中长趋势异常和短临异常.

## 2 多维观测时间序列的典范相关分析

典范相关分析是研究多维变量之间综合相关信息的一种统计学方法. 在多维前兆观测序列的分析中, 一定区域内前兆观测序列处于同一孕震系统, 因此, 我们常常要研究一部分变量与另一部分变量之间的相关性, 也就是研究多维变量彼此之间的相关关系, 和分析研究不同台站同类观测量或不同类观测量序列相关性变化.

分析采用上述前兆观测的无量纲化序列  $\delta_i(\tilde{u}_i)$  和  $\delta_i(\Delta u_i)$ , 用  $y$  表示  $\delta_i(\tilde{u}_i)$  或  $\delta_i(\Delta u_i)$ , 研究变量组的相关关系

$$Y_1 = (y_1^{(1)}, y_2^{(1)}, \dots, y_{P_1}^{(1)})^T \quad Y_2 = (y_1^{(2)}, y_2^{(2)}, \dots, y_{P_2}^{(2)})^T \quad (5)$$

其中,  $P_1 \leq P_2$ , 且  $P_1 + P_2 = P$ . 一种自然的方法是求出第 1 组  $P_1$  个变量与第 2 组  $P_2$  个变量之间  $P_1 \times P_2$  个相关系数, 根据计算中得到的相关系数阵来进行比较分析. 更科学的做法是, 分别找出第 1 组和第 2 组变量的某个线性组合, 即找到  $Y_1$  和  $Y_2$  的两个新变量  $u$  和  $v$ .

$$u = \alpha^T Y_1 \quad \alpha = (a_{11}, a_{12}, \dots, a_{1P_1}) \quad (6)$$

$$v = \beta^T Y_2 \quad \beta = (b_{11}, b_{12}, \dots, b_{1P_1}) \quad (7)$$

问题归结为寻找向量  $\alpha$ ,  $\beta$ , 使得  $u$  和  $v$  之间的相关系数

$$\rho(u, v) = \frac{\text{cov}(u, v)}{\sqrt{\text{var}(u) \text{var}(v)}} \quad (8)$$

达到极大. 转化求广义特征问题, 则可求得  $r$  个非零广义特征根  $\lambda_i (i=1, 2, 3, \dots, r)$  (肖云

茹, 1994; 方开泰, 1992; 王学仁, 1982), 并定义

$$\left\{ \begin{array}{ll} f_1(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_r) = (\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_r)^{1/r} & f_2(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_r) = \frac{1}{r} \sum_{i=1}^r \lambda_i \\ f_3(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_r) = \max_{1 \leq i \leq r} (\lambda_i) & f_4(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_r) = \min_{1 \leq i \leq r} (\lambda_i) \\ f_5(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_r) = (\frac{1}{r} \sum_{i=1}^r \lambda_i^{-1})^{-1} & \\ f_6(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_r) = \frac{1}{r} \sum_{i=1}^r \lambda_i & (\lambda_i > 0) \\ f_7(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_r) = j - \frac{\sum_{i=1}^j \lambda_i}{\lambda_j} & \\ f_8(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_r) = \frac{1}{r} \left[ \lg \frac{\left| \sum_{i=1}^r \lambda_i(t+2) \right|}{\left| \sum_{i=1}^r \lambda_i(t) \right|} \right] & \end{array} \right. \quad (9)$$

该方法可在多维前兆观测序列、测震学参数序列的任意时间窗内滑动计算, 从而获得多维时间序列综合信息变化。

### 3 多维观测序列的协方差谱分析

设有多台两种观测手段  $X, Y$ , 各有  $P$  个台站, 获得时间( $i=1, 2, 3, \dots, t$ ) 序列观测值(无量纲化序列值)

$$\left\{ \begin{array}{l} \mathbf{X} = [X_{1_i}, X_{2_i}, \dots, X_{P_i}]^T \\ \mathbf{Y} = [Y_{1_i}, Y_{2_i}, \dots, Y_{P_i}]^T \end{array} \right.$$

可得协方差阵

$$\mathbf{D}_{ZZ} = \begin{bmatrix} \mathbf{D}_{XX} & \mathbf{D}_{XY} \\ \mathbf{D}_{YX} & \mathbf{D}_{YY} \end{bmatrix} \quad (10)$$

式中,  $\mathbf{D}_{XX}$  和  $\mathbf{D}_{YY}$  均为对称阵, 则可对  $\mathbf{D}_{XX}$  和  $\mathbf{D}_{YY}$  作谱分析

$$\mathbf{D}_{XX} = \mathbf{H}_X \boldsymbol{\lambda}_X \mathbf{H}_X^T \quad \mathbf{D}_{YY} = \mathbf{H}_Y \boldsymbol{\lambda}_Y \mathbf{H}_Y^T \quad (11)$$

式中,  $\mathbf{H}_X \mathbf{H}_X^T = \mathbf{E}$ ,  $\mathbf{H}_Y \mathbf{H}_Y^T = \mathbf{E}$ .  $\boldsymbol{\lambda}_X$  和  $\boldsymbol{\lambda}_Y$  分别为  $\mathbf{D}_{XX}$ ,  $\mathbf{D}_{YY}$  的特征值对角阵;  $\mathbf{H}_X$  和  $\mathbf{H}_Y$  为相应的特征向量(北京大学, 1978; 李德仁, 1988).

式(10)中  $\mathbf{D}_{XY} = \mathbf{D}_{YX}$  为非对角阵, 存在  $m$  个线性无关的特征向量, 则存在可逆矩阵  $\mathbf{P}$ , 使得

$$\boldsymbol{\lambda}_{XY} = \mathbf{P}^{-1} \mathbf{D}_{XY} \mathbf{P} \quad (12)$$

$\mathbf{H}_{XT}$  为相应的特征向量(北京大学, 1978). 特征向量  $\mathbf{H}_X, \mathbf{H}_Y$  和  $\mathbf{H}_{XY}$  分别组成各自彼此独立的特征轴系, 半轴的长度为  $\boldsymbol{\lambda}_X, \boldsymbol{\lambda}_Y, \boldsymbol{\lambda}_{XY}$  的各分量, 在几何上它代表一个  $m$  维的超椭球( $m=1, 2, 3, \dots, p$ ), 从前兆观测分析则可看成是一个  $m$  维的信息椭球, 则

$$\lambda_{X_{\max}} = \max(\boldsymbol{\lambda}_X) \quad \lambda_{Y_{\max}} = \max(\boldsymbol{\lambda}_Y) \quad \lambda_{XY_{\max}} = \max(\boldsymbol{\lambda}_{XY}) \quad (13)$$

描述信息椭球的最大半径.  $\mathbf{D}_{XX}, \mathbf{D}_{YY}, \mathbf{D}_{XY}$  的行列式

$$\xi_X = \det(\mathbf{D}_{XX}) \quad \xi_Y = \det(\mathbf{D}_{YY}) \quad \xi_{XY} = \det(\mathbf{D}_{XY}) \quad (14)$$

则描述了  $m$  维信息椭球的体积. 由此可知,  $\lambda_{\max}$ ,  $\xi$  均反映了前兆观测系统的综合信息.

## 4 计算结果及分析

### 4.1 典范相关计算结果

我们选用四川地区跨鲜水河断裂带的定点形变台的蠕变观测和四川境内 11 个深井水位观测序列资料作为前兆信息源, 同时选择巴塘、理塘地区地震活动资料计算获得该区的震兆信息源.

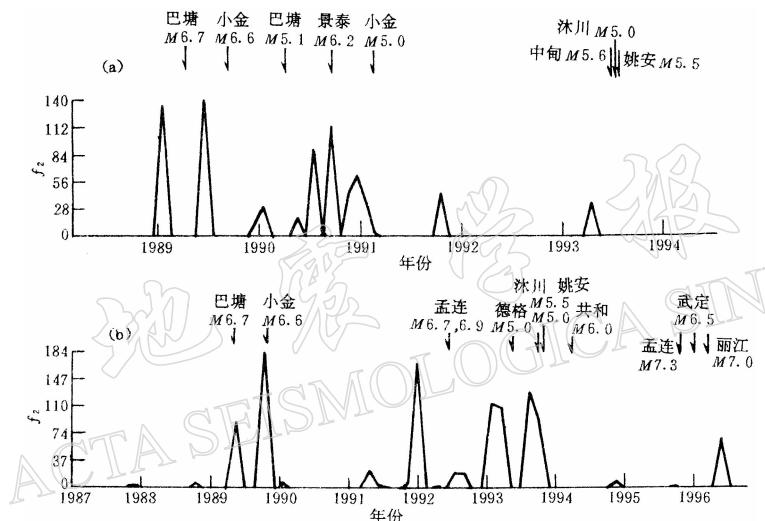


图 1 综合分析  $f_2$  时序曲线

(a) 使用 5 个台 10 条边蠕变观测和巴塘、理塘地震区地震活动序列资料; (b) 使用四川地区 11 口井水位观测资料

图 1a 为鲜水河跨断层 5 个台 10 条边的蠕变观测序列与巴塘、理塘地区测震学参数的典范相关分析获得的  $f_2$  值时序曲线, 图 1b 为四川地区地下水 11 个深井水位间典范相关分析获得的  $f_2$  值时序曲线. 从图 1b 可知,  $f_2$  高值与四川及邻区的地震对应情况较好, 鲜水河跨断层蠕变观测与巴塘、理塘地区测震学参数综合,  $f_2$  值在巴塘 6.7 级强震群和小金 6.6 级地震前均出现突出的高值异常, 在其它巴塘 5.1 级、景泰 6.2 级、小金 5.0 级等中强地震震前,  $f_2$  也出现明显高值异常. 从整体  $f_2$  时序曲线看,  $f_2$  值与震级似乎有一定的关系,  $f_2$  值异常值越高反映震级越大, 说明  $f_2$  值突出了跨断层与区域测震参数的综合信息. 图 1b 是地下水深井水位的  $f_2$  时序曲线. 四川地区地下水深井分布较广,  $f_2$  值对四川及邻区的中强地震均有一定的反映. 总的来说, 多台地下水位经计算获得的  $f_2$  值在区域及邻区中强地震发生前明显突升, 即地下水各台的异常得到综合, 突出了强震前的异常信息.

由于篇幅所限, 本文没有将计算的  $f_1$ ,  $f_2$ ,  $\dots$ ,  $f_8$  值的综合时序曲线一一列出, 这里只选取了  $f_2$  较典型的时序曲线. 从  $f$  值时序曲线异常的应震统计, 震前存在较突出的  $f$  值上升或下降. 异常出现的时间大部分在震前 3 个月左右, 也有在震前 1 年左右出现的. 异常的量级与参与信息合成的前兆序列信息源和震兆信息源有关.

## 4.2 协方差谱分析计算结果

根据协方差谱分析特点, 我们选用了四川地区地下水 10 个深井水位观测、6 个水化台的水氡观测以及跨鲜水河断裂 5 个蠕变观测台 10 条测边资料。由于受各手段台网分布的不均匀所限, 这里只对各手段各自作了多台观测序列的协方差谱分析, 并选取不同步长进行计算。

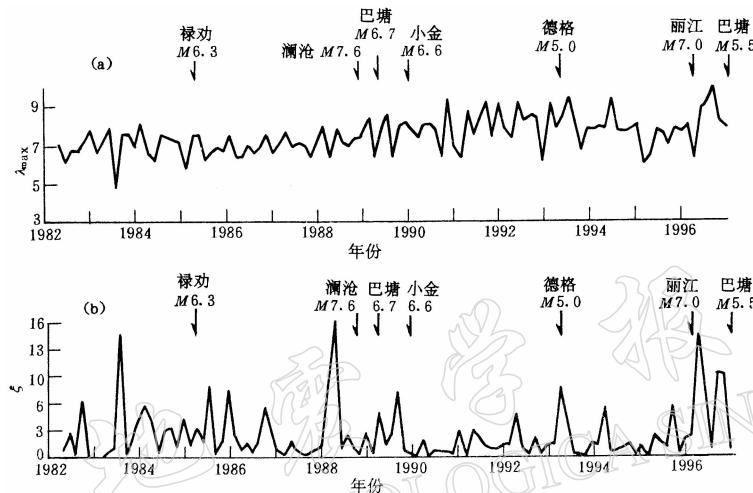


图 2 四川地区地下水 10 个深井观测序列的综合分析  $\lambda_{\max}$ ,  $\xi$  时序曲线

图 2 是计算的四川地区地下水 10 个深井  $\lambda_{\max}$ ,  $\xi$  时序曲线。从图可看出, 曲线变化与四川及邻区的地震有较好的对应关系, 在禄劝 6.3 级地震、澜沧 7.6 级地震、巴塘 6.7 级震群、小金 6.6 级地震、巴塘 5.5 级地震前, 均有不同程度的异常出现。图 2a 为  $\lambda_{\max}$  时序曲线。 $\lambda_{\max}$  反映了群体异常中的主信息。在中强地震发生前,  $\lambda_{\max}$  主信息表现出较大幅度的波动变化。 $\xi$  则反映出多维信息椭球的体积, 也即多维信息的合成。 $\xi$  时序曲线较明显地突出了震前的多台异常综合信息(图 2b)。

计算中采用日均值、5 日均值、旬均值等序列作系统的信息源, 可以获得不同时间尺度的异常信息。计算步长对系统主信息和综合信息的提取有一定影响, 一般可选固定步长分析, 应用震例作经验性预报。对于一年尺度乃至短期异常的提取, 可选取日均值、5 日均值或旬均值作为系统信息源, 步长选取 10~15 天为宜。从计算可知,  $\lambda_{\max}$  和  $\xi$  的变化决定于参与计算的系统信息源的数量和质量, 一般参与计算的台项不应太少, 观测台项少影响整个观测系统的综合信息量。同时还要注意对单台项重大仪器、环境或人为干扰的排除。3 种不同前兆手段的计算, 不难看出观测台网分布均匀则有利于系统主信息和综合信息的提取, 也就是说前兆手段台网分布均匀且范围大, 则系统的信息源丰富, 能较有效地突出研究区域及邻区中强地震前的综合前兆信息。

对于一个研究区域, 各手段台网分布均匀, 可选取多种手段参与协方差谱分析, 通过分析不仅能获得单手段多台项的系统主信息和综合信息, 而且能获得各手段多台项的系统主信息和综合信息。据多台项的  $\lambda_{\max}$ ,  $\xi$  时序曲线异常的应震情况分析, 中强地震发生前  $\lambda_{\max}$  时序曲线会出现较明显的起伏波动, 反映出区域内应力、应变调整变化。这种变化在震

时和震后也有较明显的反映,一般异常出现的时间在震前一年左右,异常的量级与选取台项的数量和质量有关。对于 $\xi$ 时序曲线则反映出多台异常信息的合成,使各台分散的地震前兆信息对 $\xi$ 都产生贡献,因而 $\xi$ 时序曲线在震前有较突出的异常综合信息。 $\xi$ 的综合异常信息一般在强震前一年左右出现增强,异常的量级也与参与信息合成的台项数量和质量有关。在实际应用中,可选取质量较好的观测序列参与计算,同时选择固定数量的观测序列参与信息合成,从而可获得单手段多台项和多手段多台项的综合性 $\lambda_{\max}$ 和 $\xi$ 前兆异常指标。

## 5 结语

一次中强地震的发生需要一定的孕震过程。在孕震过程中,孕震初期或前期,区域应变能处于较平衡的积累时期,区域地壳介质的力学状态较平稳,地壳介质的均匀性无明显的变化,这一时期反映的场信息为均匀而随机的信息。但当进入孕震后期或临震阶段,区域构造应力的积累和调整发生变化,会打破区域地壳介质力学的平稳状态而发生较明显的变化,相应区域内的前兆观测序列表现出各种异常变化信息。因此,对前兆观测序列、震兆序列参数作典范相关分析、协方差谱分析,能较好地提取观测系统的综合前兆信息,从大震前复杂的观测序列中可能获得综合异常判据。

本研究采用典范相关分析和协方差谱分析,通过固定台网提取多维信息源使得大震前的异常信息较明显地增益,方法突出了孕震区域的整体演化状况,实质是将监测区域作为整体系统来处理。在孕震过程中,各监测点由于处于不同的构造环境,因而,观测序列表现出不同形态和量级的异常信息,通过计算处理从复杂的单项信息源中提取获得区域系统的综合信息。

由于受监测台网不均匀的限制,我们在实际计算中没有做不同地球物理和地球化学量间的综合分析。若能选取不同监测量作多元信息,台网分布均匀,这样可以增强孕震区各监测点异常信息的贡献,使得综合异常信息明显增强。通过相对稳定监测系统的分析,可能会获得监测区及邻区大震孕震综合异常判定的定量指标。本研究仅仅是地震综合预报研究的新尝试,还有待今后进一步深入研究。

## 参 考 文 献

- 北京大学. 1978. 高等代数. 北京: 高等教育出版社, 289~364
- 程万正. 1994. 四川中短期地震预报研究. 成都: 成都地图出版社, 199~212
- 方开泰. 1992. 实用多元统计分析. 上海: 华东师范大学出版社, 339~359
- 国家地震局科技监测司. 1989. 综合预报分册. 北京: 地震出版社, 65~278
- 李德仁. 1988. 误差处理和可靠性理论. 北京: 测绘出版社, 37~53
- 罗兰格, 程万正. 1995. 各类地震异常短临前兆标志体系及综合预报方法研究. 地震, (增刊): 118~124
- 梅世蓉, 冯德益, 张国民, 等. 1993. 中国地震预报概论. 北京: 地震出版社, 27~38
- 王学仁. 1982. 地质数据的多变量统计分析. 北京: 科学出版社, 94~138
- 肖云茹. 1994. 概率统计计算方法. 天津: 南开大学出版社, 349~370