宋金、杨马陵、吴时平等,2013,基于序列参数的水库地震类型综合判定研究,中国地震,29(4),462~471。

基于序列参数的水库地震类型综合判定研究

宋金¹⁾ 杨马陵²⁾ 吴时平³⁾ 蒋海昆¹⁾

1) 中国地震台网中心,北京西城区三里河南横街5号 100045

2) 广东省地震局, 广州 510070

3) 广西壮族自治区地震局,南宁 530022

摘要 收集整理了我国大陆东部地区 44 组水库地震序列,其中震群型 32 组,主余型和孤 立型 12 组。分别计算了 44 组序列的 h 值、b 值、归一化熵值 K、能量均匀度 U、地震发生方式参 数 ρ 等 5 个序列参数。在 95% 的置信水平下,对每一参数分震群型、主余型加孤立型两大类进 行差异性检验。结果表明,h、U、p 值对水库地震序列类型的分类能力不强;b 值平均值虽存在一 定差异,但数值分布范围有部分重叠;K 值差异性显著,K=0.35 可作为区分震群型与主余型加 孤立型两类水库地震序列的判别指标。在此基础上,建立以上述 5 个参数为自变量的 Fisher 判 别函数,用于序列类型的综合判定。结果显示,所有数据全部参与建立判别函数并进行回溯性 内符判别检验,识别正确率为 97.6%;利用 32 组序列参数参与判别函数建立,另外 10 组进行外 推检验,识别正确率为 100%,表明上述综合判别方法具有较高的水库地震序列分类能力。

关键词:水库地震序列类型 序列参数 震群型 孤立型 主余型 Fisher 判别函数 t 检验

[文章编号] 1001-4683 (2013) 04-0462-10 [中图分类号] P315 [文献标识码] A

0 引言

水库诱发地震具有震源浅、衰减快、周期短、烈度高等特点,具有引发直接灾害和次生灾 害的双重危险,对水库安全和大坝稳定性有着重要影响。库区一旦发生显著性地震活动,震 后趋势的快速判断对于抗震救灾和社会稳定具有重要意义。地震序列类型判定是震后趋势 判定的重要内容,若判定为主余型或孤立型,则后续发生更大地震的可能性不大;若判定为 震群型,则存在发生类似大小地震的可能。许多地震序列参数具有明确的物理含义,并且从 不同侧面反映了序列的时间及强度演化特征。例如,序列参数 h 值表示序列地震频次衰减 的快慢程度,Liu(1984)及刘正荣等(1979、1986)提出利用 h 值大小进行地震短临预测的方 法,该方法在回溯性检验与实际地震预测中取得较好的效果。b 值反映序列大小地震的比 例关系,Kisslinger 等(1991)的结果表明美国南加州 39 个余震序列的 b 值平均为 1.06 ± 0.26。傅征祥等(2008)对 1966~1999 年中国大陆 88 个浅源主震型地震序列的 b 值进行统

[作者简介] 宋金,女,1986年生,助理研究员,主要从事地震学和地震预报方面的研究工作。 E-mail:songjinbent@163.com

[[]收稿日期] 2013-06-28; [修定日期] 2013-10-04

[[]项目类别] 国家"十二·五"科技支撑计划项目专题(2012BAK19B02-05)资助

计研究,得到其平均值为 0.73 ±0.19。而 U、K 值则从不同角度描述序列能量释放均匀度 (朱传镇等,1989;陆远忠等,1984),ρ 值反映了序列地震在时间上的丛集程度(王玮等, 1984)。孙甲宁等(2006)计算了 1990 年以来新疆地区 M_L5.4 以上地震序列相关参数,发现 调整后的 K 值对该区地震序列类型的判断有一定参考价值。刘翔等(2008)分析了 1970 年 以来宁洱 7 次 6 级地震后一周内早期序列参数,发现联合分析 h、b 值对地震序列类型的判 定有较好指示意义。陈立德等(1992)基于云南及邻区 1965 年以来 106 个地震序列资料,研 究发现综合考虑 h、b、K、U 值等 4 个参数对广义前震序列的判断成功率可达 70%。蒋海昆 等(2007)基于 294 次 5 级以上地震序列的 11 个单项参数结果,利用 Fisher 判别方法对不同 类型序列进行识别,发现其对孤立型和主余型序列识别能力较高。针对水库地震以往也开 展过一些序列参数方面的研究,如钟羽云等(2007)认为 2006 年珊溪水库地震序列选 有 h 值先变小后变大以及 b 值缓慢变大等特点;万永芳等(2011)对新丰江水库地震序列进 行了分段研究,发现多震型序列平均 b 值小于主余型,而多震型平均 K 值则大于主余型。

在以往研究的基础上,参考前人的研究工作(陈立德等,1992;刁守中等,2000;蒋海昆等,2006b),本文基于 h、b、K、U、ρ等5种参数对水库地震序列类型进行分类研究,以期为我国水库地震序列类型的判定和震后趋势预测提供依据。

1 水库地震序列类型约定

水库诱发地震是指因水库蓄水而诱使坝区、水库库盆或近岸范围内发生的地震。水库 地震序列类型参照天然构造地震序列类型进行划分。地震序列类型主要依据主震所释放能 量占全序列所释放总能量的比例 $R_{\rm E}$ 来进行划分(周蕙兰等,1980)。一般 $R_{\rm E} \ge 99.99\%$ 判定 为孤立型地震, $R_{\rm E} < 90\%$ 判定为震群型或双震型,90% $\le R_{\rm E} < 99.99\%$ 则判定为主余型序 列。但由于序列活动完全结束之前全序列所释放的总能量难以计算,不利于序列类型的早 期判定,因而更简单的方法是利用序列最大地震与次大地震的震级差 $\Delta M = M_0 - M_1$ 来进行 序列分类。由于序列能量主要来源于高震级地震的贡献,若粗略地以序列中最大的两次地 震的能量代替序列总能量,则可推导出与上述能量判据相对应的、以震级差 ΔM 进行序列类 型划分的判据(蒋海昆等,2006a),即 $\Delta M \ge 2.5$ 且余震次数较少为孤立型地震, $0.6 \le \Delta M < 2.5$ 为主余型地震, $\Delta M < 0.6$ 为多震型地震,多震型包含了以往不同研究者曾提及的"双震 型"及"震群型"序列。本文中水库地震序列类型分类参照此标准。

2 研究方法

2.1 t分布差异性检验

利用 t 分布 (卢纹岱等,2007)可以对水库地震序列震群型、主余型加孤立型的序列参数 进行差异性检验。设数据 $\{X_1\}$ 、 $\{X_2\}$ 的样本数分别为 N_1 、 N_2 ,平均值为 X_1 、 X_2 ,标准差为 S_1 、 S_2 。则

$$\sigma = \frac{\sqrt{(N_1 - 1)S_1^2 + (N_2 - 1)S_2^2}}{N_1 + N_2 - 2} \tag{1}$$

$$t = \frac{|X_1 - X_2|}{\sqrt{\sigma(\frac{1}{N_1} + \frac{1}{N_2})}}$$
(2)

查表得到 95% 置信水平下的 t_a值,当 t > t_a时,可以认为两组数据之间存在统计差异;否则, 否定原假设(即两组数据之间不存在统计差异)。

2.2 Fisher 判别方法简介

Fisher 线性判别分析 (Fisher Discriminant Analysis, FDA) 算法是 Fisher 于 1936 年提出的 一种旨在降低特征维数的方法。其基本思想是:把d 维空间的所有模式投影到一条直线上, 即将模式的维数压缩到一维,并要求同一类型的样本尽可能聚在一起,不同类型的样本尽可 能地分开 (赵丽等, 2012)。换言之, Fisher 判别法根据一批已知所属分类的观测对象 (样 本)及表征其特征的变量值,从中筛选能够提供较多信息的变量并建立判别函数,使得该函 数在判别样品所属类别时,对样品的错判率最小。对观测对象个体进行类别判定时,把观测 对象的各变量值代入所建立的判别函数,得出判别值,从而确定该个体属于哪一类 (卢纹岱 等, 2007)。典型的应用实例是,在医学诊断中根据就诊者的各项症状、体征、化验指标等, 判别其是否患有某种疾病、或是否属于某种疾病的一种类型。

Fisher 判别法一般采用线性判别函数,根据已知信息得到函数关系式中的系数值,从而确定判别函数。Fisher 判别函数的一般形式是

$$Y = a_1 x_1 + a_2 x_2 + a_3 x_3 + \dots + a_p x_p \tag{3}$$

式中,Y为判别值,p为变量数,x₁,x₂,x₃,…,x_p为反映研究对象特征的变量,a₁,a₂,a₃,…,a_p为判别系数。对于分为 m 类的研究对象,建立 m 个线性判别函数。对个体进行类型判别时,把该个体的各变量代入判别式,得出判别值,从而确定该个体所属类别。

采用全模型方法进行建模,各变量对判别函数是否起作用或贡献大小均由其系数进行 体现。判别分析方法在理论上要求数据遵循多元正态分布,但实际应用中并不十分严格。 对判别函数性能的评价,主要通过回代的方式进行检验,把各观测量的自变量回代入判别函 数,根据判别分数对观测量所属类别进行回溯性判别,与已知的原始观测对象的实际分类进 行对比,给出分类错判率,分类错判率越小则判别性能越好。

建立 Fisher 判别函数的具体方法如下所述(王珍珍,2012;刘跃辉等,2008;周长发,2002):

如果从 m (m > 2) 个总体 (在序列类型识别中总体即所需要识别的序列类型类别) a₁, a₂,…, a_m中分别取出 n₁,n₂,…, n_m个样品 (序列类型识别中的样品表示不同序列类型的样 品数),并且每个样品有 P 个变量 (变量是指识别不同序列类型所需要的参数,即序列参 数),那么样品构成的观测样本为

$$X_{gk} = \begin{bmatrix} x_{gk}^{(1)} \\ x_{gk}^{(2)} \\ \vdots \\ x_{gk}^{(p)} \end{bmatrix} (g = 1, 2, \cdots, m; k = 1, 2, \cdots, n_g)$$
(4)

其中 $x_{gk}^{(i)}$ 为总体 $a_g(g=1,2,\dots,m)$ 中第 $k(k=1,2,\dots,n_g)$ 个样品第 $i(i=1,2,\dots,p)$ 个变量的观测值。

判别函数的计算步骤为:

(1) 计算各判别变量的组内均值, 得均值矩阵 \overline{X}

(2) 计算各组样本的离差矩阵 S_m 、总协方差矩阵 D 及其逆矩阵 D^{-1}

$$S_{l} = [S_{ij}^{(l)}] \qquad (l = 1, 2, \dots, m)$$
 (6)

$$S_{ij}^{(l)} = \sum_{k=1}^{n_a} (x_{ki}^{(l)} - \bar{x}_i^{(l)}) (x_{ki}^{(l)} - \bar{x}_i^{(l)}) \quad (i = 1, 2, \cdots, p; j = 1, 2, \cdots, p)$$
(7)

$$D = \frac{1}{n-m} \sum_{l=1}^{m} S_l \tag{8}$$

$$n = \sum_{k=1}^{m} n_{k} \qquad D^{-1} = \left[d_{ij}^{-1} \right]$$
(9)

(3) 计算系数 C_h, C_{lo}

$$C_{h} = \sum_{j=1}^{p} d_{ij}^{-1} x_{j}^{(m)}$$
(10)

$$C_{lo} = -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^{p} \sum_{j=1}^{p} d_{ij}^{-1} \bar{x}_{i}^{(m)} \bar{x}_{j}^{(m)}$$
(11)

(4) 计算各组的判别函数 f_m

$$f_m = \ln q_m + C_{lo} + \sum_{j=1}^{p} C_h x_j$$
(12)

其中, $q_m = \frac{n_m}{n}$

(5) 对样本所属总体的判别。

把样品 X 的观测值代入 $f_m(X)$, 得到 $F_1(X)$, $F_2(X)$, …, $F_m(X)$, 若 $F_K(X) = \max_{1 \le g \le m} \{F_g(X)\}$ 则判定样品 X 的总体为 a_k 。

3 数据

在我国大陆及其近海(不含台湾地区)103°E以东的15个水库库区共收集到44组水库 地震序列(表1),其中包括12组主余型加孤立型水库地震序列。目录来源于国家"十一• 五"科技支撑项目"水库地震监测与预测技术研究"。由于不同区域、不同时段的地震监控 能力不同,水库地震序列的震级下限 *M*。以当时测震台网对各序列的实际控制能力为准,但 最小不低于 *M*_L1.0。三峡、龙滩等库区微震活动持续发生,本文约定间隔时间超过10天依 然未发生 *M*。以上地震时,则认为该次序列已终止。

表	1	(:	ı)

震群型水库序列参数

1. 12-			最大地震		序列参数						
水库 名称	店动时段 (年-月-日)	M _L ≥0 地震频次	日期 (年-月-日)	$M_{\rm L}$	M _c	M _L ≥M _c 地震频次	h	b	K	U	ρ
前进	1971-10-18 ~ 1971-11-21	342	1971-10-20	3.6	1.0	167	0.1	0.90	0.67	0.79	0.65
霍山	1971-12-10 ~ 1972-08-05	258	1971-12-11	3.6	1.0	258	0.3	1.09	0.40	0.86	0.52
霍山	1972-12-29 ~ 1973-12-01	736	1973-03-11	4.9	1.4	468	1.7	0.71	0.68	0.22	0.32
丹江口	1973-11-29 ~ 1973-12-02	29	1973-11-30	5.0	2.1	18	0.8	0.27	0.70	0.11	0.69
霍山	1979-06-14 ~ 1979-08-30	265	1979-07-08	2.9	1.0	265	0.6	1.11	0.76	0.43	0.50
大化	1982-07-05 ~ 1982-07-17	30	1982-07-11	1.6	1.2	19		2.09	0.78	0.49	0.45
大化	1982-12-04 ~ 1982-12-27	32	1982-12-04	1.7	1.1	27	0.8	1.49	0.79	0.97	0.39

L+	+	1	``
237	去	(•	a)
275	~~	· · •	4/

と店	17 -1 n.h 60	M > 0	最大地	震			序列	参数			
水库 名称	活动时段 (年-月-日)	M _L ≥0 地震频次	日期 (年-月-日)	M _L	M _c	M _L ≥M _c 地震频次	h	b	K	U	ρ
岩滩	1992-06-27 ~ 1992-10-01	54	1992-07-07	2.8	1.0	28	0.4	0.72	0.74	0.94	0.72
皎口	1993-02-18 ~ 1993-05-07	40	1993-02-26	3.9	1.2	38	0.4	0.54	0.59	0.45	0.47
岩滩	1993-07-09 ~ 1994-03-20	175	1994-02-10	3.3	1.0	88	0.8	0.73	0.61	0.89	0.63
水口	1993-07-23 ~ 1994-08-19	349	1994-03-02	3.9	1.0	349	0.2	0.78	0.72	0.62	0.50
水口	1994-11-30 ~ 1995-05-20	99	1995-01-05	3.0	1.0	99	0.1	0.77	0.79	0.66	0.43
霍山	1995-02-15 ~ 1995-12-07	398	1995-10-06	3.3	1.1	330	0.2	1.09	0.68	0.84	0.52
岩滩	1995-09-30 ~ 1996-01-17	43	1995-10-19	3.1	1.6	18	0.2	0.75	0.72	0.69	0.59
东江	1999-06-10 ~ 1999-11-22	283	1999-07-04	3.0	1.0	101	0.1	0.91	0.56	0.85	0.39
东江	1999-12-05 ~ 2000-02-08	74	2000-01-10	1.8	1.0	37	0.6	1.71	0.72	0.89	0.67
东江	2000-12-05 ~ 2001-01-20	47	2000-12-20	1.8	1.0	21	0.1	1.78	0.71	0.99	0.43
珊溪	2002-07-28 ~ 2009-09-10	39	2002-09-05	3.9	2.2	18	0.2	0.83	0.50	0.95	0.47
天生桥	2000-08-03 ~ 2000-09-06	39	2000-08-13	3.9	2.8	16	0.8	0.95	0.71	0.50	0.49
三峡	2003-05-29 ~ 2004-02-11	413	2003-12-19	2.5	1.2	97	0.1	1.39	0.72	0.87	0.79
三峡	2004-02-23 ~ 2004-09-25	670	2004-09-07	3.0	1.0	216	0.1	1.17	0.65	0.91	0.62
珊溪	2005-01-01 ~ 2005-02-21	53	2005-01-22	2.2	1.2	15	0.2	1.15	0.72	0.92	0.51
三峡	2005-06-07 ~ 2006-04-30	656	2005-09-22	3.3	1.0	320	0.2	1.03	0.68	0.87	0.75
三峡	2006-05-13 ~ 2007-03-02	758	2006-06-17	2.9	1.0	320	0.1	1.25	0.68	0.92	0.81
珊溪	2006-02-04 ~ 2006-08-14	2922	2006-02-09	4.6	1.2	821	0.8	0.66	0.76	0.93	0.50
珊溪	2006-09-01 ~ 2006-11-08	39	2006-09-01	2.2	1.5	18	0.1	1.25	0.79	0.98	0.60
龙滩	2007-04-13 ~ 2007-05-10	57	2007-04-21	2.0	1.0	22	0.1	1.04	0.78	0.90	0.82
云鹏	2007-07-16 ~ 2007-11-08	151	2007-09-11	3.6	2.3	89	0.3	1.06	0.79	0.81	0.47
水口	2008-03-06 ~ 2009-01-09	689	2008-03-06	4.8	1.0	689	1.1	0.73	0.58	0.28	0.40
龙滩	2008-06-04 ~ 2009-02-27	1640	2008-06-20	3.2	1.0	454	0.2	0.97	0.78	0.92	0.85
皎口	2009-09-11 ~ 2009-11-27	46	2009-09-12	3.3	1.5	18	0.7	0.5	0.72	0.38	0.30
龙滩	2009-11-17 ~ 2009-12-15	77	2009-12-01	2.2	1.0	23	0.1	0.80	0.79	1.00	0.58
		平均值					0.40	1.01	0.70	0.74	0.56
		均方差					0.37	0.38	0.09	0.25	0.15

注:震级下限(M_c)按测震台网实际控制能力

表 1 (b)

主余型及孤立型水库序列参数

JU PE	江井叶矶	M > 0	最大地	震			序列	参数			
小) 名称	活动的投 (年-月-日)	M _L ≥0 地震频次	日期 (年-月-日)	$M_{\rm L}$	$M_{\rm c}$	M _L ≥M _c 地震频次	h	b	K	U	ρ
参窝	1974-12-02 ~ 1995-01-31	224	1974-12-22	5.2	2.5	90	0.9	0.77	0.07	0.56	0.42
大化	1992-12-12 ~ 1993-05-20	158	1993-02-10	4.9	1.0	60		0.45	0.19	0.43	0.67
皎口	1994-06-22 ~ 1995-02-15	66	1994-09-07	4.7	1.7	36	0.1	0.60	0.20	0.96	0.46
大化	1994-12-30 ~ 1995-04-30	288	1995-01-04	3.9	1.0	113	0.8	0.93	0.08	0.48	0.51
岩滩	1995-02-05 ~ 1995-04-10	29	1995-03-11	3.3	1.0	17	0.5	0.60	0.26	0.88	0.93
大化	1995-08-21 ~ 1995-08-29	77	1995-08-23	3.3	1.0	46	1.7	0.87	0.33	0.46	0.57
龙滩	2007-02-20 ~ 2007-03-31	62	2007-03-17	4.0	1.0	24	0.3	0.47	0.17	0.79	0.68
三峡	2007-03-08 ~ 2008-12-31	3944	2008-11-22	4.5	1.0	2005	0.6	0.98	0.17	0.94	0.65
龙滩	2007-06-03 ~ 2007-10-27	596	2007-07-17	4.5	1.0	239	0.1	0.81	0.08	0.66	0.59
乐滩	2007-08-03 ~ 2007-08-16	43	2007-08-03	3.8	1.3	26	0.8	0.57	0.24	0.60	0.73
龙滩	2010-09-18 ~ 2010-11-07	64	2010-09-18	4.8	1.0	64	0.6	0.73	0.01	0.16	0.66
水口	2009-07-26 ~ 2009-08-25	65	2009-08-05	3.6	1.0	65	0.9	0.87	0.16	0.33	0.39
		平均值					0.66	0.72	0.16	0.60	0.61
		均方差					0.43	0.17	0.09	0.24	0.15

注:震级下限(M_c)按测震台网实际控制能力

4 结果分析

针对上述 44 组地震序列,分别计算 h 值、b 值、归一化熵值 K 值、能量均匀度 U 值及地 震发生方式参数 ρ 值等序列参数(表 1 (a)、1 (b))。

4.1 序列单参数的差异性 t 检验

水库地震序列单参数的差异性 t 检验结果如表 2 所列。由表 2 可见,就水库地震序列 而言,不同类型序列的 h、U、ρ 值差异不明显,说明这 3 个参数对水库地震序列类型的分类 能力不强。而 K 值、b 值在一定程度上可区分震群型序列与主余型加孤立型序列。结合其 他方法和手段,K 值、b 值可用于水库地震序列的后续趋势判定。

t分布检验方法对水库地震序列参数差异性的统计检验

		水厍地宸序列参数										
统计检验		b	K			U		ρ	h			
指标	震群型	主余型加 孤立型	震群型	主余型加 孤立型	震群型	主余型加 孤立型	震群型	主余型加 孤立型	震群型	主余型加 孤立型		
样本数 N	32	12	32	12	32	12	32	12	31	11		
平均值	1.01	0.72	0.70	0.16	0.74	0.60	0.56	0.61	0.40	0.66		
标准差	0.38	0.17	0.09	0.09	0.25	0.24	0.15	0.15	0.37	0.43		
$N_1 + N_2 - 2$		42	42		42		42		40			
t(计算值)	2.	. 467	17	. 210	1.	649	0.952		1	. 859		
95% 置信度 水平 t _α 值	2.019		2.	2.019		2.019		2.019		2. 021		
差异性	存在	生差异	存在	生差异	无差异		无差异		无差异			

注:N₁ 震群型样本数;N₂ 主余型加孤立型样本数

从44次水库地震序列的平均结果来看,震群型序列的b值为1.01±0.38,而主余型加 孤立型序列的b值为0.72±0.17,两者之间平均值的差异较为显著,但其数值分布范围有 部分重叠。

震群型水库地震序列的 K 值为 0.70 ± 0.09, 而主余型加孤立型序列的 K 值为 0.16 ± 0.09, 即使考虑数据分布的波动, 数值分布范围仍有显著差异。因此, K 值是区分震群型与 主余型加孤立型序列的一个较好参数。从 K 值数值分布来看(图 1), K = 0.35 可作为区分 震群型水库地震序列与主余型加孤立型序列的判别指标。



图1 水库地震序列 K 值与震级分布(44 个样本)

4.2 基于序列参数的 Fisher 综合判别

基于表1中的*h*、*b*、*K*、*U*、*ρ*等5个序列参数,利用Fisher判别方法,分震群型及主余型加 孤立型两类,如前文2.2节所叙建立判别函数并进行综合判定的内符检验。由于有2组数 据的*h*值无法计算,因此表1中水库地震序列参数共有31组震群型序列和11组主震型加 孤立型序列参与判定过程。判别函数如下式

 $Y_{\text{MMT}} = -36.222 + 7.324h + 7.438b + 66.768K + 6.841U + 16.837\rho$

 $Y_{\text{MAT}+\text{IET}} = -21.003 + 14.700h + 5.490b - 6.104K + 14.311U + 31.517\rho$ (13)

对一个类型未知的序列,将计算出的序列相关参数代入式(13),若 $Y_{MMT} > Y_{MAT+IET}$,则该序列为震群型序列;若 $Y_{MMT} < Y_{MAT+IET}$,则该序列为主余型或孤立型序列。

把 42 组地震序列的 5 个地震学参数作为自变量代入式(13)中进行回溯性检验,与已 知原始序列的实际分类进行对比,结果见表 3。由表 3 可见,31 组震群型序列中 30 组判定 正确、1 组误判为主余型或孤立型;11 组主余型加孤立型序列全部判定正确。换言之,对震 群型序列及主余型加孤立型序列,识别正确率分别为 96.8% 和 100%,全部数据的识别正确 率为 97.6%。

表 3

42 组序列类型的综合判定统计

口佃它对米刑	回代	人以		
已知伊列英堂	震群型	主余型或孤立型		
震群型	30 组	1 组	31 组	
主余型或孤立型	0	11 组	11 组	
震群型所占比例(%)	96.8	3. 2	100.0	
主余型或孤立型所占比例(%)	0	100	100.0	

以上为 42 组水库地震序列参数全部参与判别函数建立的内符检验结果。为检验该综合方法的外推预测能力,以下采用 32 组水库地震序列参数参与建立判别函数,其余 10 组作为待分类序列来检验 Fisher 方法的识别能力。按照震群型序列与主余型加孤立型序列数目的比例,将表 1 中 2006 年 9 月~2009 年 12 月发生的 7 组震群型序列、2007 年 8 月~2009 年 8 月的 3 组主余型加孤立型序列共计 10 组作为待检验序列;其余 32 组用于判别函数的建立。计算得到的判别函数如下式

 $Y_{\rm MMT} = -38.397 + 5.532h + 3.144b + 71.164K + 15.952U + 17.579\rho$

 $Y_{\text{MAT+IET}} = -22.389 + 12.734h + 2.944b - 1.349K + 18.960U + 33.036\rho$

32 组参与建立判别函数的自检结果如表 4 所示,模型内符识别准确率为 100%。将 10 组待检测序列参数代入式(14)进行外推检验,判别结果如表 5 所列,外推识别正确率仍为 100%。可见无论内符还是外推检验,均显示 Fisher 综合判别方法在水库地震序列类型判定 中具有较高的序列判别效率。

表	4

32 组序列类型的综合判定统计

コケロを利米利	回代	A.11		
口和户列关至	震群型	主余型或孤立型	금비	
	24 组	0	24 组	
主余型或孤立型	0	8 组	8 组	
震群型所占比例(%)	100	0	100.0	
主余型或孤立型所占比例(%)	0	100	100.0	

(14)

表 5 10 约	且新的检测序列类型综	合判定统计	
己妇房和米刑	回代	<u>ک ا</u>	
 	震群型	主余型或孤立型	台互
震群型	7 组	0	7 组
主余型或孤立型	0	3 组	3 组
震群型所占比例(%)	100	0	100.0
主余型或孤立型所占比例(%)	0	100	100. 0

5 结论与讨论

(1)本文整理了我国大陆及其近海(不含台湾地区)103°E以东地区 44 组水库地震序列,其中震群型 32 组,主余型加孤立型 12 组。从序列类型来看,水库地震序列中 73% 为震 群型,27% 为主余型或孤立型序列。

(2)针对44组地震序列资料,分别计算了h值、b值、归一化能量熵K值、能量均匀度U 值、地震发生方式参数ρ值等序列参数。序列单参数差异性t检验结果表明,h、U、ρ值对水 库地震序列类型的分类能力不强,不同类型序列平均b值存在差异,但数值分布范围有部分 重叠;归一化能量熵K值差异性显著,K=0.35可作为区分震群型水库地震序列与主余型加 孤立型序列的判别指标。

上述结果是在完整序列的前提下计算得到的,为验证该结果在仅有部分序列资料情况 下的有效性,整理出部分震群型序列中较大地震再次发生前的序列,进行类似计算,结果见 表 6。(表 6 参与计算的震群型序列数目少于表 1,原因在于许多序列的较大地震发生时间 十分接近,其间发生的地震次数又较少,无法对较大地震再次发生前的序列进行单独计 算)。由表 6 可见,绝大部分序列参数 K 均大于 0.35,即通过 K 值确实可以在序列发展初期 一定程度上判定后续是否还会有同等或更高震级地震发生的可能,而对于主余型或孤立型 序列而言,K 值反映了序列能量释放均匀度,若将最大余震去掉,则更会增加能量释放不均 匀度进而令序列的 K 值更小。必须指出的是,尽管 K 值在一定程度上能有效判定序列类 型,但毕竟样本数有限,结论的统计显著性尚不确定,还需更多的震例给予进一步的验证。

较大地震再次发生前的序列参数

レロコ	····································	全序列时	再次发生的转	交大地震			震君	羊参数			
水库 名称	活动时段 (年-月-日)	段的最大 地震 <i>M</i> _L	日期 (年-月-日)	震级 M _L	$M_{\rm c}$	M _L ≥M _c 地震频次	h	b	K	U	ρ
岩滩	1992-06-27 ~ 1992-08-17	2.8	1992-08-18	2.6	1.0	21	0.4	0.77	0.51	0.57	0.75
岩滩	1993-07-09 ~ 1993-12-04	3.3	1993-12-05	3.2	1.0	35	0.1	0.62	0.78	1.00	0.76
水口	1993-07-23 ~ 1994-01-11	3.9	1994-01-12	3.8	1.0	96	0.1	0.67	0.72	0.53	0.63
水口	1994-11-30 ~ 1995-01-04	3.0	1995-01-05	3.0	1.0	25	0.1	0.86	0.67	0.92	0.42
东江	1999-12-05 ~ 2000-01-10	1.8	2000-01-10	1.8	1.0	15	0.5	-	0.79	0.99	0.55
东江	2000-12-05 ~ 2000-12-19	1.8	2000-12-20	1.8	1.0	12	0.5	-	0.78	0.38	0.44
珊溪	2006-02-04 ~ 2006-08-01	4.6	2006-08-01	4.5	2.2	149	0.9	0.65	0.67	0.20	0.51
云鹏	2007-07-16 ~ 2007-08-15	3.6	2007-08-16	3.5	2.3	17	0.4	1.13	0.63	0.91	0.58
三峡	2003-05-29 ~ 2003-10-29	2.5	2003-10-30	2.2	1.2	51	0.1	1.9	0.63	0.87	0.72
三峡	2004-02-23 ~ 2004-06-15	3.0	2004-06-15	2.5	1.0	98	0.1	1.44	0.71	0.92	0.57
三峡	2005-06-07 ~ 2005-10-25	3.3	2005-10-26	2.8	1.0	170	0.2	1.06	0.54	0.90	0.67
三峡	2006-05-13 ~ 2006-09-17	2.9	2006-09-17	2.8	1.0	116	0.1	1.65	0.30	0.90	1.02
龙滩	2008-06-04 ~ 2008-08-02	3.2	2008-08-03	3.1	1.0	133	0.4	1.03	0.51	0.91	0.86

注:震级下限按测震台网实际控制能力

(3)考虑到不同参数可从不同侧面反映序列演化特征(诸如序列衰减、大小地震比例关系、序列能量分布均匀度等),因而考虑各参数的综合识别可能是序列类型判定的一条有效 途径(周翠英等,1999;韩渭宾等,1993)。将 h、b、K、U、ρ等5种序列参数同时加入序列类型 判别之中,从而使判别过程采用的信息量最大化,是本文应用 Fisher 判别方法对水库地震序 列类型进行综合判别研究的主要目的。

采用所有数据参与建立判别函数并进行回溯性判别检验,对震群型序列及主余型加孤 立型序列的识别正确率分别为96.8%和100%。仅利用32组水库地震序列参数参与判别 函数建立,另10组作为待检验序列进行外推检验,这种情况下内符和外推检验对所有样本 均能识别。尽管如此,但考虑到更大样本量含有更多信息的统计原则,建议实际应用过程中 采用式(13)进行判别分析,并且在有更新资料的情况下亦应对式(13)作进一步修正。

(4)一般而言,水库区3级以上地震即可明显有感,44组地震序列中最大地震超过 M_L3的地震序列共31组,其中震群型19组、主余型12组,可见较大水库地震并不存在特定序列 类型;将31组数据代入式(13),结果显示仅有1组震群型序列被误判为主余型,其它均判 定正确,表明该综合判别方法确实具有一定的实用性。

致谢:感谢两位匿名审稿人对本文提出的宝贵意见。

参考文献

陈立德、蔡静观、孙志昆等,1992,震后趋势早期判断的初步研究,地震研究,15(4),355~364。 刁守中、华爱军、郭爱香,2000,某些地震学预报方法的分类及初步优选,内陆地震,14(1),15~23。 傅征祥、吕晓健、邵辉成等,2008,中国大陆及其分区余震序列 b 值的统计特征分析,地震,28(3),1~7。 韩渭宾、王虹、曾健等,1993,中强以上地震的震后趋势早期综合判断方法的研究,地震学报,15(1),15~21。 蒋海昆、代磊、侯海峰等,2006a,余震序列性质判定单参数判据的统计研究,地震,26(3),17~25。 蒋海昆、李永莉、曲延军等,2006b,中国大陆中强地震序列类型空间分布特征,地震学报,28(4),389~398。 蒋海昆、郑建常、代磊等,2007,中国大陆余震序列类型的综合判定,地震,27(1),17~25。 刘翔、吴国华、陈慧等,2008,2007年宁洱6.4级地震研究,地震,28(4),136~144。 刘跃辉、范翔宇、赵建等,2008,基于 FISHER 判别法的储层流体识别方法,石油工业计算机应用,8(4),33~35。 刘正荣、孔绍麟,1986,根据地震频度衰减与地震预报,地震研究,9(1),6~8。 刘正荣、钱兆霞、王维清,1979,前震的一个标志——地震频度的衰减,地震研究,2(4),1~9。 卢纹岱、朱一力、沙捷等,2007,SPSS for Windows 从人门到精通,北京:电子工业出版社。 陆远忠、宋俊高、戴维乐,1984,一个判断震情的指标——震群的 U 值,地震学报,6(增刊),509~523。 孙甲宁、王筱荣、王季达,2006,新疆地震序列参数初探,华南地震,26(3),61~67。 万永芳、杨马陵,2011,新丰江水库地震序列的分段研究,华北地震科学,29(4),27~33。 王炜、杨德志,1984,利用 Weibull 分布研究华北地区前兆震群的特征,中国地震,3(4),13~21。 王珍珍,2012,利用 Fisher 判别法识别复杂岩性,国外测井技术,10(5),22~24。 赵丽、马银雪,2012,基于 Fisher 判别的人脸识别方法研究,电子设计工程,20(24),178~180。 钟宇云、周昕、张帆等,2007,2006年温州珊溪水库地震序列特征,华南地震,27(1),21~30。 周长发,2002,科学与工程数值算法,北京:清华大学出版社。 周翠英、朱元清、王红卫等,1999,华北地区地震学指标的定量对比筛选及其综合预报方法研究,地震学报,21(2),208~ 213. 周蕙兰、房桂荣、章爱娣等,1980,地震震型判断方法探讨,西北地震学报,2(2),45~59。

朱传镇、王琳瑛,1989,震群信息熵异常与地震预报,地震预报方法实用化研究文集:地震学专辑,229~242,北京:学术书

刊出版社。

Kisslinger C, Jones L M, 1991, Properties of aftershock sequences in southern California, J Geophys Res, 96 (B7), 11947 ~ 11958.

Liu Z R, 1984, Earthquake frequency and prediction, Bull Seism Soc Am, 74(1), 255~265.

Synthesis on the types of reservoir earthquake sequences based on sequence parameters

Song Jin¹⁾ Yang Maling²⁾ Wu Shiping³⁾ Jiang Haikun¹⁾

1) China Earthquake Networks Center, Beijing 100045, China

2) Earthquake Administration of Guangdong Province, Guangzhou 510070, China

3) Earthquake Administration of Guangxi Zhuang Autonomous Region, Nanning 530022, China

Abstract 44 reservoir earthquake sequences in the east of Chinese mainland have been collected. Among them, 32 are multiple mainshock type and 12 belong to mainshock-aftershock sequences or isolated earthquakes. 5 parameters, h value, b value, energy entropy K, energy uniformity U, earthquake mode ρ , of these sequences have been calculated. With the 95% confidence level, average value of each parameter and its confidence limitation have been calculated for above two types. Statistical results show that h, U, ρ express low capability for classification of reservoir earthquake sequences. Though the mean values of b between above two types are different, data ranges get a certain overlap. The value K of above two types has a significant difference, and K = 0.35 can be the criterion index to distinguish the multiple mainshock type sequences and (mainshock-aftershock sequences + isolated earthquakes). In addition, with five parameters of different sequences as the independent variables, Fisher discriminant functions have been established for the synthetical judgment of sequence types. The results show that the classification accuracy of data is 97.6% when all the data involved in establishing discriminant function; the classification accuracy of data is 100% when 32 groups of data involved in establishing discriminant function and 10 groups of data as extrapolation inspection. It indicates that the Fisher discriminant method has high ability on classification of the reservoir earthquake sequences.

Key words: Types of reservoir earthquake sequences Sequence parameters Multiple mainshock type Isolated earthquake type Mainshock-aftershock type Fisher discriminant function *t* test