1990 年共和 7.0 级地震和景泰 6.2 级地震前的短临弱前兆信息

万存绪¹,吴中力²,郝 臻³,王静波³

(1. 平凉地区地震局, 甘肃 平凉 744000; 2. 平凉地区工业研究所, 甘肃 平凉 744000; 3. 平凉中心地震台, 甘肃 平凉 744000)

摘要:应用作者研究的提取弱短临前兆信息的方法及定量指标^[4],对1990年甘肃、青海、宁夏、陕西四省(区)部分专业台4种手段、31 台(项)的观测资料进行了处理. 结果表明,在1990年共和7.0级地震和景泰6.2级地震前,约占总数65%的台项均出现了弱前兆异常.事实进一步证明,作者提出的提取弱短临前兆信息的方法是有效的和实用的.

关键词: 地震前兆; 临震异常; 弱前兆信息; 共和地震; 景泰地震

中图分类号: P315.72 文献标识码: A 文章编号: 1000-0844(2001)01-0030-06

0 前言

作者根据非线性回归方法,研究了提取弱短临前兆信息的方法及定量指标^[1,2],并编制了包括数据预处理、弱前兆信息提取、图形处理和异常判定功能的计算程序.通过对几次地震的预报检验,证明该方法是有效的,而且使用方便.在本文中,作者利用该方法对 1990 年共和7.0级和景泰 6.2 级地震的弱短临前兆信息进行了研究.

1 1990 年共和 7.0 级和景泰 6.2 级地震的弱短临前兆异常

1.1 台站及观测项目分布

由于 2 次地震均发生在西北地区,所以本文选取震中周围 600 km 范围内分布在甘肃、陕西、青海、宁夏四省(区)的部分台站. 这些台站分布在 $100.5^{\circ} \sim 107.5^{\circ} \text{E}, 33.5^{\circ} \sim 39.5^{\circ} \text{N}$ 范围内,其中 70%的台站与震中的距离小于 400 km.

所用资料为 1990 年水氡、水位、地电阻率和应力 4 种观测手段, 共 30 多个台项的资料. 其中除了水氡有一小部分为地方台资料外, 其余的资料全部为专业台的资料(表 1).

1.2 观测资料处理结果

处理结果表明, 2 次地震前有非常明显的弱前兆异常信息, 异常台项分别占总数的 65.4% 和 64.5%. 见图 1 和图 2.

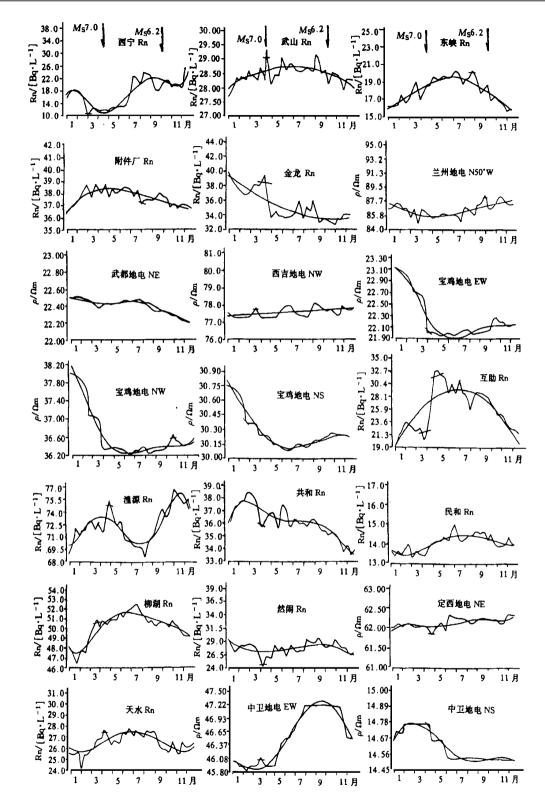


图 1 1990 年 共和 Ms7.0 地震弱前兆异常 处理结果

Fig. 1 The weak precursory anomalies before the Gonghe $M_{\rm S}$ 7. 0 earthquake in 1990.

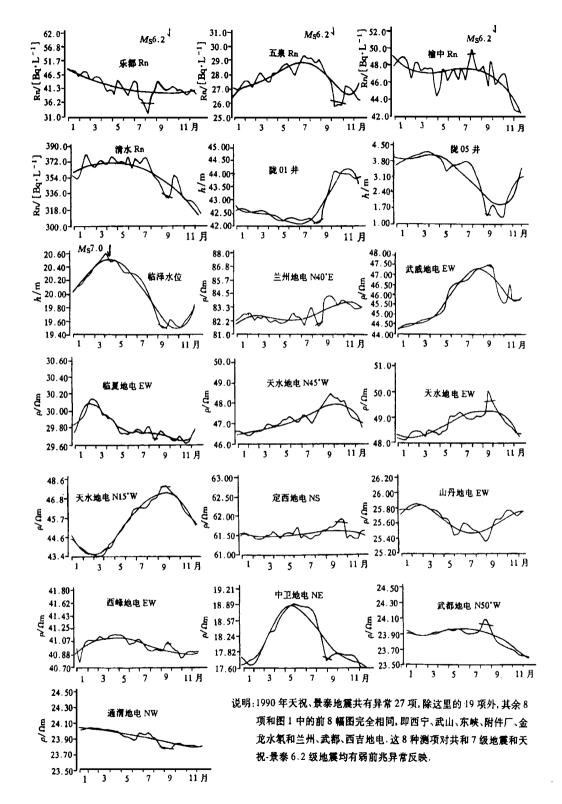


图 2 1990 年景泰 Ms6.2 地震的部分 弱前 兆异常处理结果

Fig. 2 A part of weak precursory anomalies before the Jingtai M_S 6. 2 earthquake in 1990.

THE PROPERTY OF THE PROPERTY O									
地区	观测手段总数	水氡	地电	水位	<u></u> 应力				
陕西省	1	_	宝鸡	_	_				
甘肃省	28	天水、武山、清水、金龙、 兰州、榆中、然闹、静宁、 平凉柳湖、附件厂	武都、礼县、天水、通渭、平凉、定西、临夏、西峰、 兰州、武威、山丹	静宁、华亭、 庆阳、临泽、 兰州、崇信	静宁				
青海省	7	西宁、共和、互助、民和、 湟源、乐都、大通	_	_	_				
宁夏区	3	_	西吉、中卫、固原	_	_				
合计	39	17	15	6	1				

表 1 台站及观测手段分布

1.3 标准差比 σ

为了定量地对非线性标准差 S_a 与线性标准差 S_D 进行比较, 定义了标准差比 σ :

$$\sigma = S_d/S_D$$
 (0 $< \sigma \le 1$)

 σ 代表了弱前兆信息的异常辨识水平. σ = 1或接近1时,表示该资料呈线性变化; σ < 1则是非线性变化.上述观测项目的 σ 值为 0.2 ~ 0.9, 优势分布区间为 0.3 ~ 0.6. σ 值在 0.6以下的观测项目占总数的 82.8% 以上,说明大多数观测资料都是非线性变化的,因此在提取弱前兆信息时,可以使异常辨识水平提高 1.7~5.0 倍.

2 群体异常的判定方法

2.1 异常的准同步分布判定方法和标准

群体异常时空分布通常分为 2 类,即集中、准同步型分布和离散型分布. 一般情况下,离散分布的异常没有前兆意义,而同步和准同步分布型异常则往往具有前兆意义. 以月为时间单位,假设 M 个观测项在 N 个月中的总异常点数为 P_z ,则:

$$P_z = \sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{M} P_{ij}$$
 (i = 1, 2, 3, ..., N, j = 1, 2, 3, ..., M)

若干个月的准平均值记为 P_0 , 则.

$$P_0 = (P_z - P_{\text{max}})/(N-1)$$

为了对 2 类群体异常分布用定量化指标进行区分,引入异常的空间分布密度 η 和时间分布密度 η , :

$$\eta_i = P_i/M$$

$$\eta_{t_i} = P_i/P_0$$

式中: η 为月异常数与总测项之比,反映了异常在空间的集中程度; η_{c} 为月异常数与异常的月准平均值之比,反映了异常在时间上的同步或离散程度.

为了进一步提取有效的异常信息,定义了异常综合密度 剂

$$\eta_{\mathrm{s}_{i}}=(P_{i}-P_{0})\,\,(\eta_{i}-\eta_{0})\,(\eta_{\mathrm{t}_{i}}-\eta_{\mathrm{t}_{0}})/M$$

其中: P_0 、 η_0 和 η_1 分别为各个参数的准平均值.

显而易见,异常综合密度 η_s 较空间分布密度 η 和时间分布密度 η_t 能更有效地分辨异常信息与非异常信息.

为判定异常,必须确定分辨异常的定量标准. 根据经验,当月异常的最大值 P_{max} 超过测项数 M 时,空间密度临界值 C_1 可选取略大于 1 的值:而当 P_{max} 约等于或小于测项数 M 的一半

时, C_1 可选小干 0.5 的值.

一般可选范围为:

$$C_1 = 0.4 \sim 0.6$$
; $C_2 = 3 \sim 5$; $C_3 = 0.25 \sim 0.5$.

当 $\eta_i \geqslant C_1$ 、 $\eta_{t_i} \geqslant C_2$ 且 $\eta_{s_i} \geqslant C_3$ 时,则可将该时段视为异常.

2.2 同步与准同步分布异常点的判定结果

用上述方法对共和 7.0 级和景泰 6.2 级地震前的观测资料进行了统计计算,取 $C_1 = 0.6$, $C_2 = 3$, $C_3 = 0.25$ 为临界值. 结果表明,异常的时空分布非常集中,异常时段各个指标值比非异常时段高. 异常指标分布情况见表 2.

2 1990 de 1991 M (1931 le 1997)													
	份	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	合计	准均值
	P	1. 0000	4.0000	10.0000	16.0000	_	_	_	_	_	_	31.0000	5. 0000
1990	$\eta_{_i}$	0.0476	0. 1905	0.4762	0.7619	_	_	_	_	_	_	1.4762	0. 2381
(1)	η_{t}	0. 2000	0.8000	2.0000	3. 2000	_	_	_	_	_	_	6.2000	1. 0000
	$\eta_{_{ m s}}$ –	0.0290	0.0005	0.0567	0.6036	_	_	_	_	_	_	0.6308	0. 1577
	P	2.0000	1.0000	5.0000	5.0000	2.0000	2 0000	7.0000	10.000	23.000	9.0000	66.000	4. 7778
1990	$\eta_{_i}$	0.0769	0.0385	0. 1923	0. 1923	0.0769	0.0769	0.2692	0.3846	0.8846	0. 3462	2.5385	0.1836
(2)	η_{t}	0.4186	0. 2093	1.0465	1.0465	0.4186	0.4186	1.4651	2.093	4.814	1.8637	13.8140	1. 0000
	$\eta_{_{ m s}}$ –	0.0066	0.0167	0.0000	0.0000-	0.0066	0.0066	0.0034	0.0441	1.8734	0. 0223	1.9076	0. 1908
	P	0.0000	2.0000	3.0000	5.0000	_	_	_	_	_	_	10.000	1. 6667
1991	η_{i}	0.0000	0. 1250	0. 1875	0. 3125	_	_	_	_	_	_	0.6250	0.1042
(1)	$\eta_{_{_{\mathrm{t}}}}$	0.0000	1. 2000	1.8000	3.0000	_	_	_	_	_	_	6.0000	1. 0000
	$\eta_{_{ m s}}$ -	- 0. 109	0.0001	0.0056	0.0868	_	_	_	_	_	_	1.3356	0. 3264
1771	P	1. 0000	1.0000	3.0000	5.0000	8.0000	9.0000	7.0000	3.0000	3.0000	4. 0000	44.000	3. 8889
	$\eta_{_i}$	0.0435	0.0435	0. 1304	0. 2174	0.3478	0. 3913	0.3043	0. 1304	0. 1304	0. 1739	1.9130	0.1691
	$\eta_{_{_{\mathrm{t}}}}$	0. 2571	0. 2571	0. 77 14	1. 2857	2.0571	2.3143	1.8000	0.7714	0. 77 14	1.0286	11. 314	1. 0000
	$\eta_{_{ m s}}$ –	- 0. 0117 -	-0.0117-	- 0. 0003	0. 0007	0.0338	0.0649	0. 0146	-0.0003-	- 0. 0003	0.0000	0.0895	0.0090

表 2 1990 和 1991 年异常指标分布

由表 3 可见,1990 年 4 月和 9 月异常的空间密度 η 、时间密度 η ₁和综合密度 η ₂均大于相应的 C_1 、 C_2 和 C_3 ,可视为异常. 与上述时段相对应,1990 年 4 月 26 日青海共和发生了 7. 0 级地震,1990 年 10 月 20 日甘肃景泰发生了 6.2 级地震.

异常的准同步分布和离散型分布的判定结果见表 3.

年份	台项数(M)	总月数(T)	异常月份	C_1	η	C_2	$\eta_{_{ m t}}$	C_3	$\eta_{_{ m s}}$	判定结果
1990(1)	21	4	4	0.6	0.7619	3	3. 200 0	0. 25	0.6036	异常
1990(2)	26	10	10	0.6	0.8846	3	4. 814 0	0. 25	1.873 4	异常
1991(1)	16	4	_	0.6	0.3125	3	3.0000	0.25	0.0868	无异常
1991(2)	23	10	_	0.6	0.3913	3	2. 314 3	0. 25	0.0649	无异常

表 3 1990~1991 年异常参数判定结果

3 结论

经过多年的探索和研究,作者提出了"弱前兆信息"的观点,并且给出了提取它的方法,确定了单点异常提取和群体异常判定的定量化指标.该方法不受观测手段种类、时间及地域的限制,可适用于任何前兆手段,同时,该方法也不受观测资料变化形态的限制.

需要说明的是,单点异常的判定阈值也应视观测资料而异,C偏大,则会减少异常信息;C偏小,则会增加干扰信息,不同观测点的反映能力是不同的,应根据实践经验确定。

群体异常判定中涉及的常数 C_1 、 C_2 和 C_3 也应该视具体情况而定. 通过实践找出更为合理的取值范围, 以求取得更好的判定效果.

本项研究工作承蒙王长岭、张文冕同志的帮助,平凉中心地震台以及各地方台的同志也对 本项工作给予了大力支持,特表谢忱.

[参考文献]

- [1] 中国科学院数学研究所数理统计组. 回归分析方法[M]. 北京: 科学出版社, 1974. 77—85.
- [2] 万存绪, 史正中. 地震弱短临前兆信息的提取方法研究[3]. 地震研究, 1996, 19(2): 146-153.
- [3] 万存绪, 孙世清. 水氡与井水位短临前兆信息的一种提取方法[3]. 西北地震学报 1989, 11(3):82-88.

SHORT-IMPENDING WEAK PRECURSOR INFORMATIONS BEFORE THE GONGHE $M_87.0$ AND JINGTAI $M_86.2$ EARTHQUAKES IN 1990

WAN Cun-xu¹, WU Zhong-li², HAO Zhen³, WANG Jing-bo³

- (1. Seismological Office of Pingliang Prefecture, Pingliang 744000, China;
 - 2. Pingliang Industrial Research Institute, Pingliang 744000, China;
 - 3. Pingliang Central Seismostation, Pingliang 744000, China)

Abstract: The short-term and imminent earthquake prediction is the major difficult problem on earthquake prediction. It is dependent on good precursory measures and data processing method. Based on the viewpoint of the weak precursor information and by using the method for getting the information, the data observed from 31 stations or observation items such as radon in groundwater, water level, earth resistivity and ground stress in Gansu, Qinghai, Ningxia, Shaanxi are processed. The results show that there are weak precursor informations on about sixty five percent of the stations or items before the Gonghe $M_{\rm S}7.0$ and Jingtai $M_{\rm S}6.2$ earthquakes. It is quite evident that the method has higher capacity for distinguishing anomalies than other ways.

Key words: Earthquake precursor; Impending earthquake anomaly; Weak precursor information; Gonghe earthquake; Jingtai earthquake