

地震预报研究中的新指标与新方法*

冯德益

大内徹

(中国天津 300201 天津市地震局) (日本神户 657 神户大学地球科学系)

摘 要

简要介绍了近期地震专业文献中发表过的,特别是作者及其多位合作者近年来探讨出的可用于地震预报研究的一些新指标与新方法.新指标包括数理统计中的地震活动性新指标(森下指数 I_s ,由震级-频度关系导出的参数 C 和 b 值谱等)及利用数字化地震记录得出的地震波动力学特性新指标(波形线性度、频谱特征量等).新方法有两类:非线性科学方法(分形、自相似与自组织结构、神经网络)和高维数据图形分析方法(脸谱分析、投影寻踪、时间几何分析).

关键词 地震活动性新指标; 地震波新指标; 非线性科学方法; 高维数据图形分析方法; 地震预报

1 前 言

为解决地震预报问题,国内外学者已研究过多种基于地震活动性与地震前兆观测资料的定量化预报指标与多因子综合预报方法.这些指标与方法至今大都还在不断应用、检验与改进.与此同时,鉴于地震预报的难度还很大,人们一直还在继续探索新指标与新方法,以期达到更高的学术水平和更好的应用效果.

近年来,本文的两位作者在充分调研国际地震研究文献的基础上,分别在本国组织完成了一系列地震预报新指标与新方法的研究工作,取得了有意义的成果.经过 1992 年两度交流与商讨,决定共同发表一部分已有的研究成果,作为今后开展合作的起点.本文简要综述了国际地震研究文献中近年来提到的一些地震预报新指标与新方法,并着重介绍了作者们新近研究的一些新指标与新方法,其中有的(如森下指数、 C 值等)已发表过专题论文,本文作进一步分析与补充;有的(如 b 值谱,地震波频谱等)尚待发表专题论文,本文作研究报导,以便引起广大读者的注意.

2 基于地震活动性的地震预报新指标

2.1 地震分布的森下指数 I_s

森下指数是日本生理生态学家森下正明提出的一个用来描述生物个体空间分布状态

* 1992 年 12 月 29 日收到初稿, 1993 年 6 月 13 日决定采用.

的量化指标(Morishita, 1959). 大内徹等(Ouchi and Uekawa, 1986)首先把这一指标用来研究大地震前后地震活动空间分布图象的变化.

若把某一地区划分成 Q 个尺度相同的网格, n_i 为第 i 网格内一定时间段上发生的 $M \geq M_0$ 地震次数, N 为该地区该时段的 $M \geq M_0$ 总计地震次数, 则森下指数的定义为

$$I_s = Q \frac{\sum_{i=1}^Q n_i(n_i - 1)}{N(N - 1)} \quad (1)$$

通常利用森下指数 I_s 随网格尺度(面积 S 或线度 \bar{l})变化曲线的形态来划分生物或地震的空间分布状态. 图 1a 给出 N 种常见的 I_s-l 曲线, 或简称 I_s 图的典型形态, 它们分别对应随机分布(A)、均匀分布(B)和成丛分布(C)三大类型. 其中成丛分布又可分为丛内呈随机分布(c_a)和均匀分布(c_b), 两个类型, 以及小型成丛分布(c_{a1}, c_{b1})和大型成丛分布(c_{a2}, c_{b2})等更细的类型.

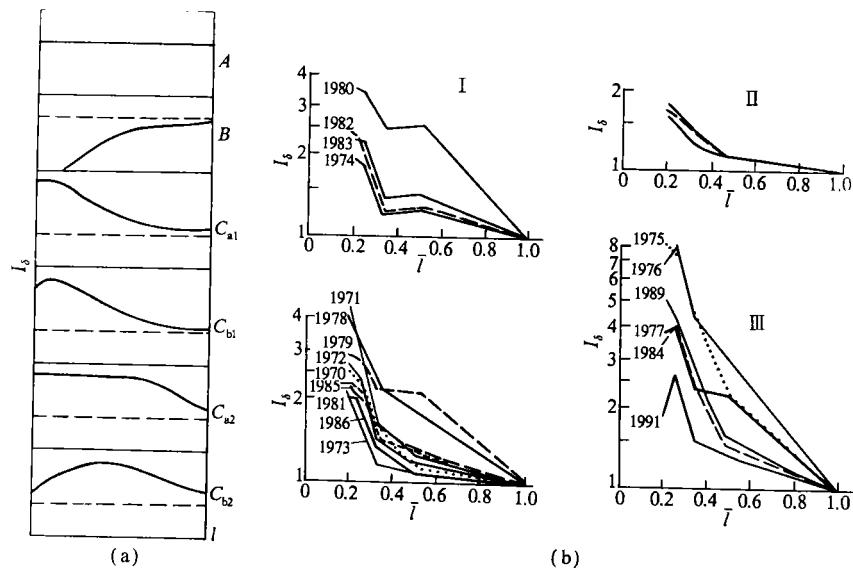


图 1 森下指数 I_s-l 的不同形态

(a) 不同分布模式对应的典型曲线形态; (b) 华北地区各年度的 $I_s-\bar{l}$ 曲线

据初步研究结果, 大震前数年地震分布的 I_s 图要出现一定的中长期异常, 但其异常形态随地区不同而可能有一定差异, 对于日本东部或西部海域内的 $M \geq 7$ 地震, 震前 3—6 年内 I_s 图要由正常时期的 c_b 型转变为前兆异常期的 c_a 型(Ouchi and Uekawa, 1986). 对于中国西北、西南地区的 $M \geq 6$ 地震, 震前 2—3 年内 I_s 图由正常时期的 c_a 型转变为异常期的 c_b 型; 而对于华北地区的 $M \geq 6$ 地震, 震前 1—2 年内 I_s 图由正常时期的 c_a 型变为一种 c_{a1} 与 c_{b2} 相混合的类型^①. 图 1b 给出的是华北地区($31^{\circ}\text{--}43^{\circ}\text{N}$, $108^{\circ}\text{--}125^{\circ}\text{E}$) 1970—1991 年间的各年度 $M_L \geq 3$ 地震 $I_s-\bar{l}$ 曲线, \bar{l} 表示归一化的网格线度, 整个区域的线度对应着 $\bar{l} =$

① 冯德益、田山等, 1992. 松下指数在地震预报研究中的应用. 手稿.

1, 然后按不同比例划分成长方形网格. 由图 1b 可以看出, 华北地区 I_s - \bar{l} 图可大致分为四类: 第一类为形态异常的 I_s - \bar{l} 图, 其形态呈非单调下降的“下凹型”, 可视为 c_{a1} 型与 c_{b2} 型相混合的类型, I_s - \bar{l} 曲线在下降过程中出现局部回升段, 属于这一类型的有 1974, 1980, 1982, 1983 等年度的 I_s 图, 其后的 1975—1976, 1981, 1983, 1984 年分别发生了海城 7.3 级, 和唐山 7.8 级、隆尧 5.8 级和丰镇 5.8 级、菏泽 5.9 级、黄海 6.2 级大震; 第二类为幅度异常的 I_s - \bar{l} 图, 包括 1987, 1988 和 1990 年, 形态呈 c_{a1} 型, 但最大幅度小于 2. 其后的 1989, 1991 年分别发生大同 6.1 和 5.8 级地震; 第三类为大震发生年度内的 I_s 图, 其中一部分(1976, 1977, 1984, 1991) 属于 c_{b1} 型, 另一部分(1975, 1989) 属 c_{a1} 型, 但幅度很大; 第四类为正常年份的 I_s 图, 都属于 c_a 型, 其后 1 年内基本上无 $M_s \geq 5.8$ 地震.

2.2 由震级-频度关系导出的参数 C

震级-频度关系一般都用古登堡-里希特关系式(简称 GR 关系式) $\lg n = a - bM$ 来描述, 其参数 b 已广泛用于地震预报研究当中. 宇津德治于 1978 年引进了另一个参量 η

$$\eta = \frac{\langle X^2 \rangle}{\langle X \rangle^2} \quad X = M - M_0 \quad (2)$$

式中, M_0 为选取的下限震级, 符号 $\langle \rangle$ 表示求平均值. η 反映震级-频度关系偏离 GR 关系式的程度, 已用于地震预报研究当中(张宇霞、黄德瑜, 1988). 最近, 日本学者又引进了一个新参量 C (Okuda *et al.*, 1992). 它也是反映震级-频度关系偏离 GR 关系式的程度, 但其表现大震前兆异常的能力可能比 b 值和 η 值更好, 设 n_i , N , M_0 分别为震级在 $M_i \approx M_0 + \Delta M$ 区间内的地震次数、总的地震次数、下限震级, 则利用 Kullback-Leibler 平均信息概念可得出偏离度 C 的以下表达式:

$$C = \sum_i p(X_i) \ln [p(X_i)/q(X_i)] \quad (3)$$

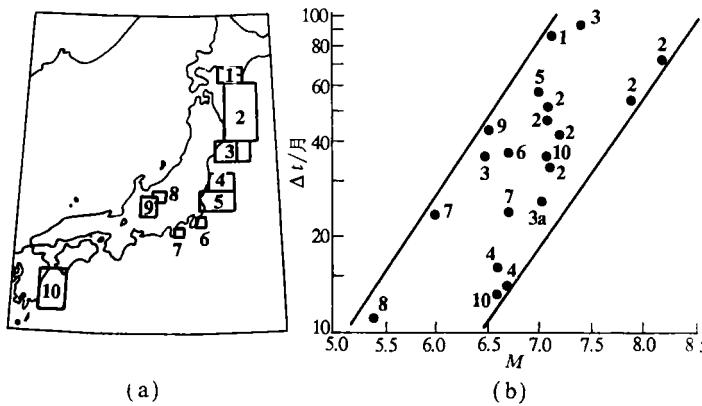
式中, $p(X_i) = n_i/N$, $q(X_i) = B \exp[-BX_i] \Delta M$. 其中, $B = b \ln 10$, $X_i = M_i - M_0$. b 为 GR 关系式中的 b 值. 函数 $q(X_i)$ 表示 GR 分布. C 值越小, 震级-频度关系偏离 GR 分布的程度也愈小. 据对日本 10 个地区中强以上地震前 C 值变化的研究结果, 其前兆异常反映比 b 和 η 值更为明显. C 值异常的基本形态是: 大震前先减小而后回升. 表 1 给出 10 个地区的中强以上地震时间、震级、计算 C 值时所选取的地区范围、下限震级 M_0 及 C 值的前兆异常时间 Δt , 即从 C 值开始下降到主震发生之间的时间间隔, 以及 C 值的最大异常幅度 ΔC_{\max} . 图 2a 给出 10 个地区的位置分布, 其中第 3 区包括一个范围更小的 3a 区(远海区); 图 2b 上给出这 10 个地区内发生的 20 次 $M \geq 5.4$ 地震前 C 值异常持续时间 Δt 对震级 M 的依赖关系. 由表 1 及图 2 可以看出: (1) $\lg \Delta t$ 与 M 近似呈线性上升关系; (2) 距陆地较远的海区(第 2, 3a, 4, 10 号地区) 内的地震的 C 值异常时间 Δt 基本上都相对地偏小; (3) C 值异常变化幅度 ΔC_{\max} 与震级 M 无明显依赖关系.

2.3 b 值谱

震级-频度的 GR 关系式一般都不能完全满足, 有时还可能偏离较大. 用不同方法计算出的 b 值有时也会出现明显的差别. 为了进一步描述震级-频度关系, 大内彻最近引进了 b 值谱这一新概念. b 值谱可通过以下两种途径来确定并加以分析与应用.

表 1 日本 10 个地区的强震及中强震前 C 值异常时间 Δt 及异常幅度 ΔC_{\max}

区号	地 区	$\lambda, (\text{°E})$	$\varphi, (\text{°N})$	M_0	主震日期 年-月-日	震级, M	$\Delta t, \text{mo.}$	ΔC_{\max}
1	浦河	141.8°—143.3°	41.75°—42.5°	4.0	1982-03-21	7.1	88	0.16
2	东北近海	142.0°—144.0°	39.0°—41.75°	5.0	1935-10-18 1943-06-13 1945-02-10 1952-03-04 1960-03-21 1968-05-16	7.1 7.1 7.1 8.2, 7.1 7.2 7.9	33 51 48 72 41 53	0.14 0.18 0.13 0.30 0.11 0.16
3	三养基近海	141.5°—143.5°	38.0°—39.0°	4.0	1978-02-20 1978-06-12	6.5 7.4	36 95	0.1 0.20
3a	三养基远海	142.5°—143.5°	38.0°—39.0°	3.5	1981-01-19 至 1981-01-23	7.0, 6.6	26	0.17
4	福岛近海	141.0°—142.5°	36.75°—37.5°	4.0	1987-02-06 1987-04-07 至 1987-04-23	6.4, 6.7 6.6, 6.1, 6.5	14 16	0.15 0.15
5	茨城近海	140.5°—142.5°	35.75°—36.75°	4.0	1982-07-23	7.0	58	0.19
6	千叶东海岸	140.3°—140.8°	35.0°—35.5°	3.5	1987-12-17	6.7	37	0.19
7	伊豆半岛	139.0°—139.5°	34.5°—35.0°	3.0	1980-06-29 1986-11-22	6.7 6.0	24 24	0.18 0.24
8	松代	137.75°—138.5°	36.25°—36.75°	4.0	1967-02-03	5.4 震群	11	0.20
9	长野西部	137.0°—138.0°	35.5°—36.5°	3.0	1984-09-14	6.5	43	0.15
10	日向滩	131.5°—133.0°	31.0°—33.0°	3.5	1984-08-07 1987-03-18	7.1 6.6	35 13	0.15 0.10

图 2(a) 用于研究 C 值变化的日本 10 个地区; (b) C 值
异常时间 Δt 对震级 M 的依赖关系(序号表示地区号)

2.3.1 矩方法

若震级-频度关系近似满足 GR 关系式, 并用 M_1, M_2, \dots, M_N 来表示按减小的顺序

排列的震级序列,其中 N 表示地震次数,则可得出以下 γ 阶矩的近似关系式:

$$\sum_{i=1}^N (M_i - M_0)^\gamma \approx \frac{N\Gamma(\gamma + 1)}{(b \ln 10)^\gamma}$$

式中,左边用求和代替了积分. 由上式可得出随 γ 变化的 b_γ 值,亦即 b 值谱

$$b_\gamma = \frac{\Gamma(\gamma + 1)^{\frac{1}{\gamma}}}{\ln 10 J_{\gamma}^{\frac{1}{\gamma}}} \quad J_\gamma = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (M_i - M_0)^\gamma \quad (4)$$

当 $\gamma=1$ 时,式(4)转化为宇津用矩方法计算 b 值的公式. 若震级-频度关系完全满足 GR 关系式,则所有 b_γ 均相同;反之则 b_γ 依赖于 γ ,存在着 b 值谱. 由式(2)、(4)容易得出

$$\eta = \frac{J_2}{J_1^2} = 2 \left(\frac{b_1}{b_2} \right)^2 \quad (5)$$

即是说, η 值只是 b 值谱的一种表达指标.

由式(4)计算出的 $b_\gamma = b(\gamma)$ 就是 b 值的 γ 谱, $\gamma=1$ 对应的 b_1 值就是通常的 b 值. 显然, b 值谱可给出比一般 b 值更为丰富的信息. 通过 b 值谱可以分析 (n, m) 关系的特性及其偏离 GR 关系式的程度. 当 (n, m) 关系曲线呈上凸形状,亦即随 M 增大而向下弯曲时, $\eta < 2$, b 值谱呈下凸形状,亦即 b 值随 γ 增大而加速上升,谱线向上弯曲;反之则 $\eta > 2$, b 值谱线向下弯曲; (n, m) 关系与 GR 关系式愈接近, η 也愈接近于 2, b 值谱线则愈接近于直线. 大震前 η 值一般都要减小, b 值谱线向上弯曲的程度(曲率)也要增大.

2.3.2 广义信息量法

Kullback-Leibler 平均信息量(简称 KL 信息量)可表示为

$$K(p, q) = \sum_{i=1}^m p_i \lg(p_i/q_i) \quad (6)$$

式中, $p = \{p_i\}$, $q = \{q_i\}$ 分别表示实际的(后验的)和模型的(先验的)分布. 对于地震的震级-频度关系来说, p_i 和 q_i 可看成震级介于 M_i 与 $M_i + \Delta M_i$ ($i=1, 2, \dots, m$) 之间的实际观测到的地震与按 GR 关系式推测出的地震的发生概率,即

$$p_i = n_i/N \quad q_i = B \exp(-BX_i) \Delta M_i \quad X_i = M_i - M_0 \quad B = b \ln 10$$

使 $K(p, q)$ 达到极小值的 b 就是 GR 关系式中的 b 值,这样求得的 b 值与最大似然法给出的结果等价. $K(p, q)$ 相对于 b 的极小值也就是由式(3)定义的 C 值. 由于信息熵 $S = -K$,故 b 值的最小 KL 信息量估计法也就是最大熵估计法.

广义信息量可用以下两种公式来表达:

(1) 川田表达式

$$I^\lambda = \left[\sum_{i=1}^m p_i (p_i/q_i)^\lambda - 1 \right] / \lambda \quad (-\frac{1}{2} \leq \lambda < \infty) \quad (7)$$

(2) Rényi 表达式

$$R^\alpha = \left[\lg \sum_{i=1}^m p_i (p_i/q_i)^{\alpha-1} \right] / (\alpha - 1) \quad (8)$$

二者间有以下简单关系式:

$$\lambda R^\alpha = \lg(\lambda I^\lambda + 1) \quad \lambda = \alpha - 1 \quad (9)$$

当 $\alpha \rightarrow 1$ 及 $\lambda \rightarrow 0$ 时, R^α 和 I^λ 简化为 KL 信息量. 为了求出 b 值谱 $b(\lambda)$ 或 $b(\alpha)$,无论根据式(7)或(8),都只需要求出使以下函数达到极小值的 b 值:

$$x^*(b) = \sum_{i=1}^m p_i (p_i/q_i)^b \quad (10)$$

作为例子,图 3a, b 分别给出用矩方法和广义信息量法计算出的日本一些地区的地震的 b_r 谱和 $b(\alpha)$ 谱。图 3a 给出的是 1965—1977 年全日本及其周边地区地震的 b_r 谱线(曲线 J)和西北的三养基地地区(图 2a 的 3 号区)地震的 b_r 谱(曲线 F)。可以看出,三养基地地区地震的 b_r 谱线呈明显异常形态,即向上弯曲的曲率相当大,结果于 1978 年 2 月 20 日、6 月 12 日和 1981 年 1 月 19 日、23 日在该地区相继发生了 6.5, 7.4, 7.0 和 6.6 级地震。图 3b 分别给出日本及其周围 A, B, C 三个地区的 $b(\alpha)$ 谱线,其中 A 区为太平洋一侧的日本东部地区,B 区为其西部地区,C 区为日本海一侧地区。据宇津的计算结果,A, B, C 三区的 $b=b_1$ 分别为 0.97, 0.94, 0.95, 即差别不大。但由图 3b 可以看出,三区的 $b(\alpha)$ 谱有显著的差别: A 区地震很多, b 值谱线变化较小,C 区地震较少, b 值谱线变化较大; B 区正好处于中间状态。 $b(\alpha)$ 谱线变化较大意味着 (n, m) 关系偏离 GR 关系式较远。

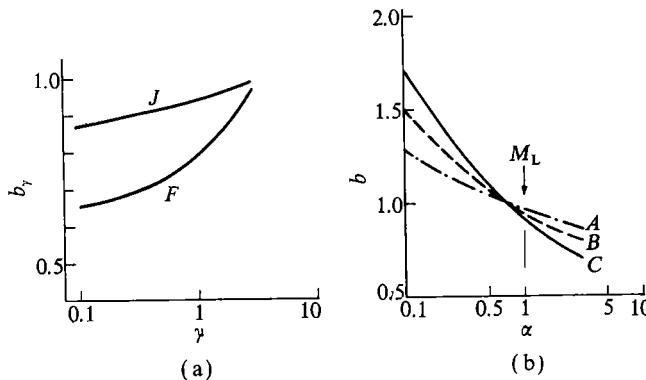


图 3 (a)1965—1977 年间全日本及其周边地区地震的 b_r 谱(曲线 J)和西北的三养基地地区的 b_r 谱(曲线 F);(b)日本及其周围 A, B, C 三个地区的 $b(\alpha)$ 谱线(1965—1974 年)

2.3.3 其它新指标

地震成丛参量 c 此参量由索波列夫等(Соболев и васильев, 1991)提出,其定义为

$$c(t) = \frac{N_{GR}(t)}{N(t)} = \frac{\text{成丛的地震数}}{\text{总地震数}}$$

把所研究地区分成若干个小方块,按一定标准确定成丛的地震次数,计算出不同时间段 t 内的参量 c ,即得 $c(t)$ 曲线。对高加索地区的研究结果表明,能级 $K > 13$ 地震前 $c(t)$ 曲线要上升到某一局部峰值,震后即恢复。

高、低震级区间内的 b 值比 b_H/b_L 梁劳等(1989)分析大量天然地震与岩石破裂实验资料后得出,震级-频度关系可分别用两条($\lg n, M$)直线段来拟合,对应着高震级区间和低震级区间,相应的 b 值用 b_H, b_L 来表示;大地震前或岩石发生主破裂前比值 b_H/b_L 要增大。

除上述指标外,中国地震界还提出了其它一系列新指标,例如,王炜(1989)提出的地震发生方式参数 ρ 值,较大地震前呈下降异常;王力等(1989)提出的地震空间集中度 c

值, 大震前呈上升—平稳—下降异常; 周仕勇和王海涛(1991)提出的带状集中度 c_b , 大震前出现异常峰值.

3 基于地震波特性的地震预报新指标

3.1 波形

冯德益等(1993)探讨了数字化地震记录 P 波初始部分波形线性度的两种分析处理方法, 分别得出了可作为地震预报指标的波形时间线性度 γ 和空间线性度 α_1, α_2 . 波形的时间线性度表示该波形接近周期型函数的程度, 可定义为 (t_i, i) 间的线性相关系数 γ . 其中, t_i 为记录波形的第 i 个峰谷值(或零点)的到时, i 为序号. 波形的空间线性度 α_1, α_2 表示实际地震射线轨迹与均匀介质情况下的理论射线轨迹在两个互相垂直的方向上的符合程度, 可用主元素分析法算出(Maeda, 1982). α_1, α_2 又称为射线的直线度, 其大小反映了介质的均匀性程度: 介质愈均匀, α_1, α_2 愈接近 1.

对 1990 年 4 月 26 日青海共和 6.9 级、1989 年 10 月 19 日大同 5.8 级和近年来唐山老震区发生的几次 5 级左右地震前小震 P 波初始部分的时间线性度 γ 与空间线性度 α_1, α_2 的分析研究结果表明, 大地震前 γ 和 α_1, α_2 均可能呈现出较明显的下降异常变化, 其前兆异常持续时间和发展阶段与波速异常基本相符. 因此, γ 和 α_1, α_2 均可能成为地震预报的新指标.

Pechmann 和 Thorbjarnardottir(1990)利用波形交叉相关分析法比较了 1981—1983 年间乌塔地区震中距 20 km 以内的多次地震的波形, 发现 1983 年 10 月 8 日 $M_L=4.3$ 和 1982 年 5 月 24 日 $M_L=4.0$ 这两次较大地震的前震、主震和余震的直达波波形各不相同.

3.2 频谱

冯德益、陈化然利用北京台数字地震记录得出的一项最新结果表明, 在 1989 年 10 月大同 $M_L=6.1$ 和 1990 年 7 月唐山 $M_L=4.9$ 地震前, \bar{S}, \bar{P} 波频谱的峰值频率 f_m 、拐角频率 f_c 、相对频带宽度 Δf 、相对谱峰值 s_m/s_0 , 以及高频段谱线的斜率绝对值 $|b|$ 等特征量均可能呈现出较明显的下降异常变化, 它们的异常时间基本上同步, 并与波速异常发展趋势相符. 尤其有意义的是, 前震 \bar{S} 波频谱的峰值频率 f_m 及拐角频率 f_c 都明显偏小.

3.3 其它新指标

柏尔斗也夫(Бердыев, 1992)得出, 在能级 $K=6-7$ 地震前数小时, 在震中距 5—40 km 上记录的高频地脉动的波形与振幅有较明显的异常变化. Kerr(1990)得出, 慢地震可分为“平静”型和“沉默”型两类, 在平静型慢地震后面几分钟就有可能发生 $M>5$ 地震. Jordan(1991)得出, 观测地球自由振荡可发现低频前兆, 但这类前兆一般都出现在中深源强震之前. 马拉姆得(Маламуд, 1992)根据由不同台站记录的体波振幅确定出的同一地震的能级差 ΔK 随时间的变化来探索大地震的中期前兆, 结果表明: $K \geq 12$ 地震前指标 ΔK 出现较明显的异常.

4 地震预报研究中的新方法

4.1 非线性科学方法

近年来,非线性科学方法在地震预报研究中的应用已受到各国地震学者的关注,并已取得不少研究成果,在陈颙等(1992)的新著中有较全面的涉及.这里仅简略介绍一些新的研究方向.

4.1.1 分形理论方法

朱传镇(1991)概述了复杂现象的多重分形和广义分维 D_q 的基本概念与确定方法,认为 D_q ($q < 0$) 随 q 的变化特性在地震前兆信息的提取中有重要的意义.蒋海昆和刁守中(1991)计算了海城、唐山等大震前地震空间分布的信息维,发现大震前 2—3 年该信息维要明显下降,临震前达到最低值.切里泽(Челидзе, 1990)认为,地震活动性在空间、时间和能量分布方面均基本具有自相似性,而把所有自相似性关系相结合就可得出地震活动性的广义分形定律.

4.1.2 自相似与自组织结构分析法

蒋铭等(1991)根据地震活动在时间上的层次结构和自相似特征,提出把其时间层次分为地震世(千年)、地震期(数百年)、地震幕(几十年)和地震阶(几年).王碧泉(1988)从模式识别的特征提取与选择出发,研究了一组自相似地震活动函数,并在此基础上提取出自相似地震活动特征.赵洪声(1991)得出,1988 年澜沧-耿马 7.6 和 7.2 级强震是一个尺度近 4 km 的孕震大系统进行自组织的结果.谢巴林(Шебалин, 1991)在考虑地震自组织过程的混沌性的前提下发展了里兹钦科模型,把那些时间上相联系和空间上相对集中的地震划为“构造集中型”.

4.1.3 神经网络方法

近年来,对以非线性大规模并行分布处理为主体的神经网络的研究已取得很大的进展,并且已引进地震预报研究当中(冯德益, 1993).选用的神经网络模型为含两个中间层(各有 10 个节点)的前向模型,并采用适合于该模型的 BP 算法.当输入前 2 或 3 个时段的地震频次、最大地震震级、平均震级、地震能量或折合地震次数等多项地震活动性指标后,就可以通过设置初始权值和残差计算实际输出,修正权值作重复迭代计算等步骤来建立相应的神经网络模型,使得所有训练样本(时段)的实际输出与期望输出之差都小于某一给定误差 ϵ ;然后便可作外推预报.对华北地区 1982—1989 各年度最大地震震级的外推预报检验结果表明,在 ± 0.5 的误差范围内,震级预报的准确率可达到 75%.

4.2 高维数据的图形分析方法

4.2.1 脸谱分析方法

脸谱分析是一种用人脸的轮廓及五官的形状大小等来表现多元样本特征的高维数据图形分析方法.王公恕等(1992)已编制出可用来绘制多达 23 维数据的脸谱的通用软件,并用华北地区 1929—1991 年地震活动性脸谱来作检验.选用的地震活动性因子(数据)有各年的 $M \geq 5$ 地震的频次、最大震级、平均震级、平均震中经度和纬度以及它们的标准差、平均发震月份及其标准差等,同时还使用了通过主成分分析后得出的各指标的一些主成分值,初步分析结果表明,在 $M \geq 7$ 地震前 3 年左右,地震活动性脸谱开始出现较明显的

异常形态,其主要标志是脸形变胖、眼睛变细长、嘴变形等. 刘喜兰等(1992)还利用各种地震前兆指标的异常识别结果来绘制唐山等大地震前的地震前兆脸谱,从而可直观看出大震前这些脸谱随不同孕震阶段而呈现出的愈来愈明显的异常变化.

4.2.2 投影寻踪(PP)方法

投影寻踪(Projection Pursuit)是一种把多元自变量和响应变量构成的高维非线性数据投影到线性低维空间上以进行分类识别、回归分析等的图形分析方法,是综合应用现代统计、应用数学和计算机科学的一项新技术. 王公恕等(1992年初,手稿)用 PP 分类技术对华北地区各年度的多项地震活动性指标进行分类识别,发现邢台、渤海、海城、唐山等大震前 1—3 年的地震活动性指标按它们在精选后的最佳二维投影平面上的群体分布可以完全区分出来. 朱令人等^①最近把 PP 回归技术应用于新疆乌什地区和首都圈地区 10 余年来的地震资料分析当中. 从 20 个测震学特征量中优选了 10—15 个自变量和 1 个响应变量(未来 3 个月内最大地震震级)建立 PP 回归模型. 数十次“回顾式”预报检验结果表明,在绝对误差不大于 0.5 级、相对误差不大于 10% 的条件下,震级预报的准确率达到 70% 以上,其中 8 次乌什 $M_s \geq 5.0$ 和 6 次首都圈 $M_L \geq 4.5$ 地震的预报准确率可达 80%.

4.2.3 时间几何学分析法

康德拉金科(Кондратенко, 1988)和菲琳娜(Филина, 1988)等把时间几何学分析法应用于贝加尔和阿尔泰地区的地震预报研究当中. 所得结果表明,地震活动的时间几何学参数的趋势性变化和地震矢量特有的封闭链的出现可以作为强震发生的前兆标志.

5 结束语

本文简略综述了地震预报研究中新近提出的一些指标与方法. 限于篇幅,文中只介绍了测震学新指标,而对于一些非测震学新指标,如引起较大注意的电磁波、重力脉冲、地磁场多普勒频移等均未能涉及. 至于方法,也只介绍了两大类. 目前正在研究与应用的还有一些新的统计学方法,如稳健统计(Robust statistics)和自助统计(Bootstrap statistics)等,本文也暂未介绍. 即使文中介绍过的一些新指标与新方法,也有待进一步检验与改进.

参 考 文 献

- 陈颙、傅征祥、牛志仁、王炜、王碧泉、朱令人、吴宁远、刘小伟(编), 1992. 非线性科学在地震预报中的应用, 13—54. 地震出版社, 北京.
- 冯德益、虞雪君、吴国有、郭瑞芝, 1993. 数字化地震记录波形线性度的分析处理方法及其初步应用. 地球物理学进展, 3, 1, 75—81.
- 冯德益, 1993. 神经网络在地震研究中的应用. 国际地震动态, 6: 1—5.
- 梁劳、李纪汉、耿乃光, 1989. 用高震级 b 值与低震级 b 值之比预报地震的可能性. 地震学刊, 1: 36—44.
- 刘喜兰、冯德益、胡传淦、王公恕、冯雯, 1992. 地震前兆信息的几种新的分析处理方法. 中国地球物理学会年刊, 223pp. 地震出版社, 北京.
- 蒋海昆、刁守中, 1991. 海城、唐山大地震前后地震空间分布信息维数 D_1 的特征. 地震, 2: 37—46.
- 蒋铭、张国民、姜秀娥, 1991. 地震活动的时间层次结构. 中国地震, 7, 3, 42—53.

^① 朱令人等, 1992. PP 回归在地震预报中的应用研究, 地震科学联合基金资助课题成果报告.

- 张宇霞、黄德瑜, 1988. η 值作为地震预报参量的探讨. 中国地震, 4, 4, 68—73.
- 赵洪声, 1991. 澜沧-耿马大地震自组织过程探索. 四川地震, 1: 25—30.
- 周仕勇、王海涛, 1991. 地震空间分布的带状集中度 C_b 值. 地震, 2: 59—63.
- 朱传镇, 1991. 对地震分形特征的几点认识. 地震研究, 14, 2, 165—170.
- 王碧泉、杨锦英、王玉秀、陈锦标, 1988. 自相似地震活动特征的提取. 地震研究, 11, 3, 241—250.
- 王力、荣勇、张丽梅, 1989. 地震空间集中度 C 值图解法及四川几次大震前的 C 值异常. 四川地震, 1: 20—24.
- 王公恕、刘喜兰、冯雯、朱成熹、冯德益, 1992. 脸谱分析法在地震预报中的应用. 地震预报与地震工程研究论文集, 33—39. 地震出版社, 北京.
- 王炜, 1989. 地震发生方式参数 ρ 值的空间扫描. 地震, 1: 39—45.
- Jordan, T. H., 1991. Far-field detection of slow precursors to fast seismic ruptures. *Geophys. Res. Lett.*, 18, 2019—2022.
- Kerr, R. A., 1990. Quake prediction by seismic oxymora? *Science*, 248, 1490—1491.
- Maeda, I., 1982. Analyses of incident directions of seismic rays by the principal component analysis. *Jour. Fac. Sci., Hokkaido Univ.*, Ser. VII(geophysics), 7, 2, 169—184.
- Morishita, M., 1959. Measuring of the dispersion of individuals and analysis of the distribution patterns. *Mem. Fac. Sci., Kyushu Univ.*, Ser. E., 2, 215—235.
- Okuda, S., Oucgi T. and Terashima, T., 1992. Deviation of magnitude frequency distribution of earthquakes from the Gutenberg-Richter law: detection of precursory anomalies prior to large earthquakes. *Phys. Earth Planet. Inter.*, 73, 229—225.
- Ouchi, T. and Uekawa, T., 1986. Statistical analysis of the spatial distribution of earthquakes — variation of the spatial distribution of earthquakes before and after large earthquakes. *Physics of the Earth and planetary Interiors*, 44, 211—225.
- Pechmann, J. C. and Thorbjarnardottir, B. S., 1990. Waveform analysis of two preshock-main shock-aftershock sequences in Utah. *Bull. Seism. Soc. Amer.*, 80, 519—550.
- Бердышев, А. А., Мухамедов, В. А., Мурадов, В. А., Сейдова, Б. А., 1992. Анизотропия высокочастотного сейсмического шума ири местных землетрясениях. ДАН СССР, 322, 484—489.
- Кондратенко, А. М., 1988. Некоторые результаты хроногеометрического анализа сейсмичности прибайкалья в связи с прогнозом землетрясений. Исследования по Поиску Предвестников Землетрясений в Сибири, 63—71. Наука, Москва.
- Маламуд, А. С., Николаевский, В. Н., 1992. Использование данных сейсмических мониторинга для прогноза землетрясений. Физика Земли, 8, 83—92.
- Соболев, Г. А., Васильев, В. Ю., 1991. Особенности группирования эпицентров слабых толчков перед сильными землетрясениями кавказа. Физика Земли, 4, 24—36.
- Филина, А. Г., 1988. Некоторые результаты использования программы хроногеометрического анализа сейсмичности в Алтай-Сибирском Регионе. Исследования по Поискам Предвестников Землетрясений в Сибири, 72—75. Наука, Москва.
- Челидзе, Т. Л., 1990. Обобщенный фрактальный закон сейсмичности. ДАН СССР, 314, 1104—1105.
- Шебалин, Н. В., 1991. От Сейсмичности площадей к структуре сейсмичности. Физика Земли, 8, 20—28.