第 25 卷　第 3 期　　地　震　学　报　　Vol. 25, No. 3
2003 年 5 月　(298～307)　　ACTA SEISMOLOGICA SINICA　　May, 2003

**文章编号**: 0253-3782(2003)03-0298-10

# 新西兰地区地震活动时空分布的多重分形特征研究*

陈时军[1)]　David Harte[2)]　马　丽[3)]　王丽凤[3)]

1) 中国济南 250014 山东省地震局
2) 新西兰惠灵顿 PO Box 12-649 新西兰统计学联合会
3) 中国北京 100036 中国地震局分析预报中心

**摘要**　利用多重分形维数谱估计的 Hill 方法，讨论了新西兰地震活动区地震活动的震源分布、震中分布以及时间间隔分布的多重分形特征. 结果表明，该地区浅源地震的震中分布和震源分布在给定不同的起始震级的条件下均具有明显的丛集特征；对于中、深源地震这种特征不甚明显. 而地震活动时间间隔分布则无论对于浅源和中、深源地震均呈单重分形的性质，但具有分形性质的尺度范围有较大的差别. 这些结果表明，浅源地震与中、深源地震的活动特征显著不同.

**关键词**　多重分形　单重分形　浅源地震　中、深源地震　新西兰
**中图分类号**: P315.5　　**文献标识码**: A

## 引言

研究表明，地震活动在时、空、强分布方面都存在丛集特征. 这种现象在多年以前就已经被发现，并且被应用于地震危险性预测研究中. 目前已经有多种描述地震活动丛集特征的方法，如纯统计学方法以及考虑物理机制的统计学方法(Ogata *et al.*, 1982; Vere-Jones, 1970, 1976, 1977, 1998; Vere-Jones, DENG, 1988). 近年来的研究表明，多重分形理论在揭示地震活动的丛集特征方面更为有效. Hirata 和 Imoto(1991)使用多重分形方法研究了日本关东地区的微震空间分布，发现在 1.26～12.6 km 范围内其分布具有明显的自相似结构. Wang 和 Lee(1996)研究了台湾西部地区的地震活动空间分布特征，发现对不同的子区域，其分布的自仿射尺度范围明显不同，并认为这可能是由于不同子区域的构造条件不同造成的. Wang 和 Lee(1997)还研究了我国台湾地区和中国大陆南北地震带的地震活动时间序列的多重分形特征，发现在不同地区其多重分形谱维数明显不同. Harte(1998)研究了新西兰的惠灵顿、日本的关东等部分地区的地震活动空间分布的多重分形特征，发现对于浅源地震日本地震活动区的丛集特征更为明显，而对于中、深源地震则两地丛集特征差异不大. 安镇文等(2000)研究了中国华北地区震级大于 4.7 的历史地震和唐山地区 1970 年以来震级大于 2.0 的地震活动能量过程的多重分形谱，发现比较背景地震活动情况，强震发生前多重分形谱具有降低的特征.

* 国家自然科学基金(40074013)以及新西兰 Marsden 基金(00-SRA-002-MIS)部分资助.
2002-04-25 收到初稿，2002-08-05 收到修改稿，2002-10-07 决定采用.

http://www.dizhenxb.org.cn

导致地震活动具有丛集特征的原因可能是多方面的，例如，不同地区地质构造的自相似结构、震源区特殊的物理条件、源自于地幔对流以及地球自转等的构造应力非线性加载过程等等. 从非线性动力学的角度来看，这些具有非线性特征的力作用于具有阶层结构的地震构造体系势必会产生多重分形测度，而地震作为这种非线性动力过程的一种“观测信号”，应当具有多重分形的性质. 同时，由于各地区构造条件和动力过程的差异，地震活动的丛集特征也将因地区和时间变化而不同.

新西兰地区是环太平洋地震构造体系西南区段的一部分(马宗晋，1992). 著名的阿尔平斯走滑断裂纵贯南北两岛，构成太平洋板块和澳大利亚板块边界的一部分. 尤其是在该断裂的北段(北岛段)，由于太平洋板块下插于澳大利亚板块之下，使得该地区现代构造活动剧烈，不仅有现代活火山分布，而且地震活动也很频繁. 由于这里特定的构造和动力学条件，该地区的地震活动性特征明显不同于其它地区. 本研究将利用多重分形方法，探索该地区浅源和中、深源地震时间和空间分布的丛集特征.

## 1　多重分形谱维数估计方法

### 1.1　Rényi 维简介(Harte，2001)

源于 Rényi 维的多重分形谱维数估计方法，已经逐步成为研究自然界各种复杂现象的一种重要工具. 如前所述，地震活动在时间和空间分布方面的丛集特征，也可以用多重分形谱维数进行描述.

一般而言，Rényi 维 $D_q$ 定义为

$$D_q = \begin{cases} \dfrac{1}{q-1} \lim\limits_{\delta \to 0} \dfrac{\lg\left\{\int \mu^{q-1}[S_\delta(x)\mu(\mathrm{d}x)]\right\}}{\lg\delta} & q \neq 1 \\ \lim\limits_{\delta \to 0} \dfrac{\int \lg\mu[S_\delta(x)\mu(\mathrm{d}x)]}{\lg\delta} & q = 1 \end{cases} \tag{1}$$

其中，$q \in Z$；$S_\delta(x)$是关于点集 $x \in R^d$ 的半径为 $\delta$ 的球体，积分区域为 Borel 集 $R^d$ 上关于概率测度 $\mu$ 的全体.

可以证明，如果把 $X_1$，$X_2$，…，$X_q$ 作为在概率测度 $\mu$ 中抽取的 $d$ 维独立随机样本，且定义

$$Y = \max\{\| X_1 - X_q \|, \| X_2 - X_q \|, \cdots, \| X_{q-1} - X_q \|\} \tag{2}$$

则对于 $q \geqslant 2$，式(1)中第一式分子的括号内的关联积分可以表示为

$$C_q(\delta) = \int \mu^{q-1} S_\delta(x)\mu(\mathrm{d}x) = Pr(Y \leqslant \delta) \tag{3}$$

式(3)即构成著名的 Grassberger(1983)以及 Grassberger 和 Procaccia(1983)多重分形谱维数估计方法的基础，这种方法在许多研究多重分形谱维数估计的著作中被广泛引用.

设在 $R^d$ 中有一组随机变量 $X_1$，$X_2$，…，$X_N$，Grassberger 和 Procaccia 的方法包括计算所有可能的点间距离从而估计局部密度函数，即对于有限样本长度的观测序列向量

$$n_j(\delta) = \frac{1}{N-1} \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^{N} l(\| X_i - X_j \| \leqslant \delta) \tag{4}$$

其中

$$l(A)=\begin{cases}1 & A\text{ 为真}\\ 0 & \text{其它}\end{cases}$$

$n_j(\delta)$是样本访问中心为 $X_j$ 的球体的平均次数. 考虑样本访问所有球体的平均次数并记做 $C_q(\delta)$，则有

$$C_q(\delta)=\frac{1}{m}\sum_{k=1}^{m}l(Y_k\leqslant\delta) \tag{5}$$

其中，$Y_1$，$Y_2$，…，$Y_k$ 为样本数为 $N$ 时所有可能的 $q$ 阶距离. 第 $k$ 阶距离可表示为

$$Y_k=\max\{\|X_{k_1}-X_{k_q}\|,\|X_{k_2}-X_{k_q}\|,\cdots,\|X_{k_{q-1}}-X_{k_q}\|\} \tag{6}$$

当 $q\geqslant 2$ 时，样本 $X_{k_q}$ 为从 $X_1$，$X_2$，…，$X_N$ 中不重复抽取的样本；$X_{k_i}(i=1,\cdots,q-1)$为有重复抽取的样本. 后者有 $N^{q-1}$ 种可能的组合，前者有 $N$ 种可能的组合. 因此，共有 $m=N(N-1)^{q-1}$ 种组合方式. 这时 $D_q$ 可由下式估计：

$$D_q=\frac{1}{q-1}\lim_{\delta\to 0}\frac{\lg C_q(\delta)}{\lg\delta}=\frac{\theta_q}{q-1}\qquad q\neq 1 \tag{7}$$

其中，$\theta_q$ 定义为

$$\theta_q=\lim_{\delta\to 0}\frac{\lg\left[\int\mu^{q-1}S_\delta(x)\mu(\mathrm{d}x)\right]}{\lg\delta}\qquad -\infty<q<\infty$$

值得注意的是，由于有限的样本长度以及资料中不可避免的观测误差，当半径 $\delta$ 较大或较小时，$C_q(\delta)$的估计将明显包含边界和随机误差影响，并将影响对 $D_q$ 的正确估计.

### 1.2 估计方法

为了考察观测误差和边界影响对 $D_q$ 估计的影响，Harte(1998，2000，2001)引入了考虑反复抽样的 Hill 估计方法.

若将式(6)中 $Y$ 重新排列并组成顺序统计量

$$Y_{(1)}\leqslant Y_{(2)}\leqslant\cdots\leqslant Y_{(m)}\leqslant\cdots\leqslant Y_{(n)}\qquad(1\leqslant m\leqslant n)$$

其中，$Y(m)\leqslant\varepsilon$ 为第 $m$ 个统计顺序统计量，$n$ 为样本总数. 对不同的 $m$，可得到 $\theta_q(\delta)$的最大似然估计(记做 $\hat{\theta}_{q,m}(\delta_m)$)为

$$\hat{\theta}_{q,m}(\delta_m)=\frac{k}{\sum_{i=1}^{k}z_{i,m}} \tag{8}$$

其中

$$z_{i,m}=\frac{-1}{m-1}\sum_{j=1}^{m-1}\lg\left(\frac{Y_{(j)}}{Y_{(m)}}\right)$$

式中 $k$ 为反复抽样次数.

若以 $\hat{\theta}_{q,m}(\delta_m)$为纵坐标，以 $\delta_m$ 或 $\lg_b\delta_m$ 为横坐标绘图，则当多重分形谱维数存在时，我们将可以看到一有波动起伏的、垂直方向变化不大的曲线段存在. 对该曲线段取平均，即可得到在一定的尺度范围内的 $\hat{\theta}_q$ 估计值，从而利用式(7)可估计多重分形谱维数.

关于 $\hat{\theta}_{q,m}(\theta_m)$的方差可由

$$S^2_{\hat{\theta}^{(k)}_{q,m}}=\frac{\hat{\theta}^4_{q,m}}{k}S^2_{Z_{1,m}} \tag{9}$$

得到. 其中 $S^2_{Z_{1,m}}$ 为

$$S^2_{Z_{1,m}}=\frac{1}{k-1}\sum_{i=1}^{k}Z^2_{i,m}-\frac{k}{k-1}\left[\frac{1}{k}\sum_{i=1}^{k}z_{i,m}\right]^2$$

## 2　新西兰地区地震活动时、空分布的多重分形特征

### 2.1　基础数据

本研究所使用的地震目录由新西兰地质与核科学研究所(IGNS)提供. 目录的起始时间为 1965 年 1 月 1 日，截止 2000 年 9 月 31 日，共记载 198 887 次地震，其中大于 2.0 级的地震有 158 815 次. 目录所覆盖的范围为东经 155.72°～187.74°，南纬 53.57°～22.68°. 由于所考察的对象为地震活动的丛集性特征，研究中没有考虑剔除余震.

由于研究区覆盖太平洋板块和澳大利亚板块边界的部分区域，其地震活动性和板内地区有明显的区别，震源深度分布的差异是这种区别的一个方面. 对于板内地震活动，如我国华北地区，震源深度优势分布范围多集中于 0～35 km. 而在板块边界地区由于削减带的存在，震源深度分布范围往往很大，有的地震震源深度甚至超过 300 km. 研究表明，本研究区地震活动的深度多集中在 0～34 km 范围内. 在 34～300 km 范围内地震活动频数随着深度的增加有规律地逐步衰减. 说明 34 km 以上和以下的地震活动性质明显不同，后者可能与板块边界的削减作用直接相关. 研究中我们取 34 km 作为分界，并将小于等于 34 km 的地震称之为“浅源地震”，大于 34 km 的地震这里称之为“中、深源地震”，对浅源地震和中、深源地震加以区分并分别研究其时空分布的多重分形特征.

另外，为了使选取使用的地震目录中地震事件不至于漏记太多，以保证估计的多重分形谱维数有效可靠，我们利用古登堡震级频度关系，对震级的分布、滑动 F 检验(Godano *et al*.，1997；Klein，1982)、地震发生的时间间隔分布进行分析检验，以确定起算震级为多大时使用所选择的地震目录估计多重分形谱维数较为合理. 检验结果表明，若起始时间为 1965 年 1 月 1 日，起算震级取 3.5；若起始时间取 1976 年 1 月 1 日，起算震级取 3.0 级；若起始时间取 1987 年 1 月 1 日，起算震级取 2.0 级较为合理. 另外，试算结果也表明，对应于上述 3 个起始时间的起算震级应不低于上述震级值，否则将得不到合理的参数估计结果. 限于篇幅，以上检验和试算步骤在此省略.

综合考虑以上两方面，我们筛选 9 组地震目录(表 1)用于分析地震活动时空分布的多重分形特征.

表 1　选择的地震目录情况

| 起止时间 | 起算震级 | 情况 | 深度范围 | 地震数 |
|---|---|---|---|---|
| 1965-01-01～1975-12-31 | 3.5 | 1 | ≤34 km | 19 675 |
| | | 2 | >34 km | 19 721 |
| | | 3 | 深度不区分 | 39 396 |
| 1976-01-01～1986-12-31 | 3.0 | 4 | ≤34 km | 32 333 |
| | | 5 | >34 km | 29 036 |
| | | 6 | 深度不区分 | 61 369 |
| 1987-01-01～2000-08-31 | 2.0 | 7 | ≤34 km | 94 840 |
| | | 8 | >34 km | 44 658 |
| | | 9 | 深度不区分 | 139 498 |

### 2.2　地震活动空间分布的多重分形特征

对表 1 所列的 9 种情况，分别计算了地震活动震源分布(考虑深度因素)和震中分布

(不考虑深度因素)在 $q=2$，3，4，5 时的 $\hat{\theta}_q(\delta)/(q-1)$ 估计值. 图 1 为关于地震活动震源分布的 $\hat{\theta}_q(\delta)/(q-1)$ 随 $\lg\delta$ 的变化曲线，图 2 给出了表 1 中 3，6，9 情况下 $\hat{\theta}_q(\delta)/(q-1)$ 估计结果的标准差随 $\lg\delta$ 的变化曲线，其它情况的标准差与之类似，图件省略. 图 3 给出了关于震中分布的 $\hat{\theta}_q(\delta)/(q-1)$ 随 $\lg\delta$ 的变化曲线. 表 2 给出了各种情况下依据 $\hat{\theta}_q(\delta)/(q-1)$-$\lg\delta$ 图上水平段估计的 $D_q$ 值.

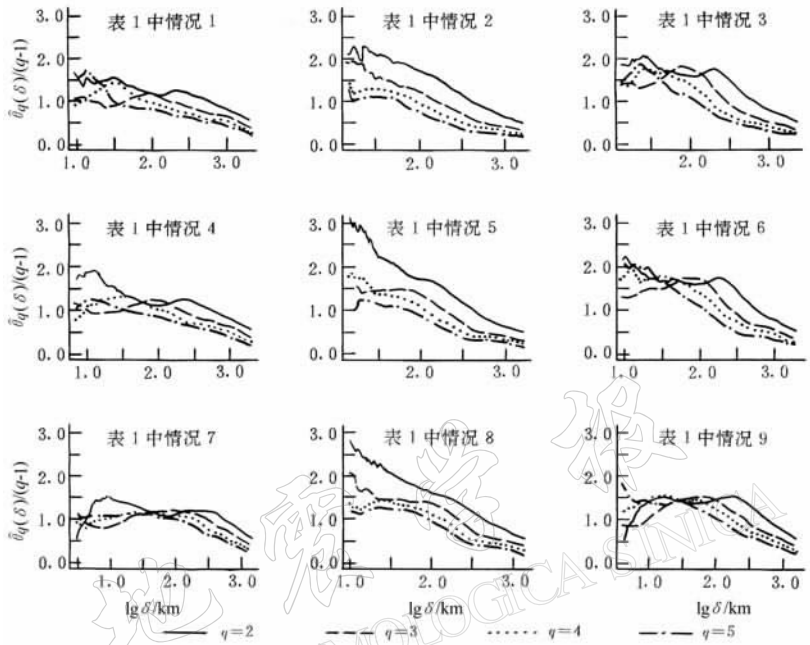


图 1 震源分布的多重分形谱估计值随尺度(km)对数的变化

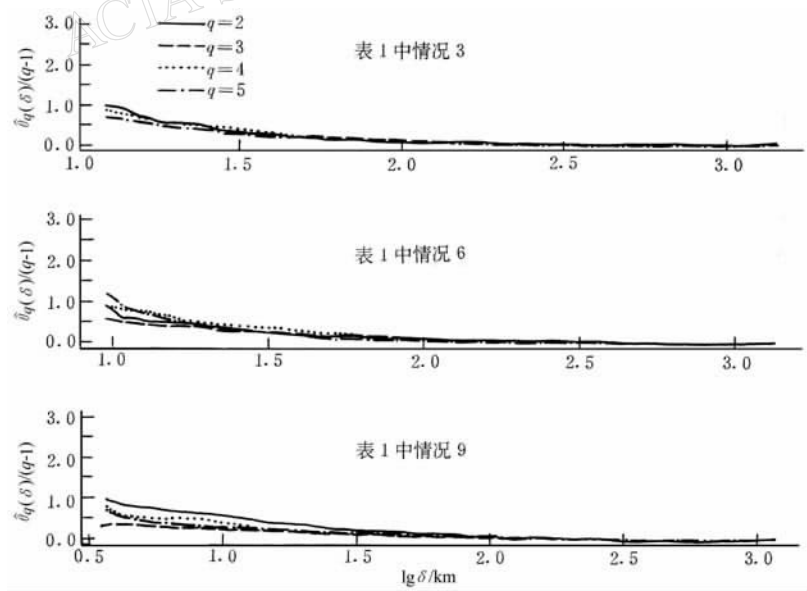


图 2 表 1 中情况 3，6，9 震源分布多重分形谱估计标准差随尺度(km)对数的变化

http://www.dizhenxb.org.cn

从图 1 可以看出，浅源地震(表 1 中情况 1，4，7)比中、深源地震(表 1 中情况 2，5，8)的震源分布具有更明显的丛集特征．对于浅源地震，图中在 10～200 km 范围内有明显的水平段存在，在此范围内一些上下起伏“波动”，表明地震活动空间分布簇集间存在尺度不连续特征．大于 200 km 时曲线表现为随距离增加而单调衰减(图右端的倾斜线)，表明一方面边界影响的存在，另一方面可能是事件间的丛集特征消失．在 0～10 km 范围内，由于定位误差的存在，使得 $\hat{\theta}_q(\delta)/(q-1)$ 的估计值偏离正常值(定位误差可以看作服从随机分布，其 $\hat{\theta}_q(\delta)/(q-1)$ 估计值应接近于资料所在空间的维数．实际估计值由于包含随机误差和资料本身的丛集性，而介于 $\hat{\theta}_q(\delta)/(q-1)$ 的正常值与实际空间维数之间)．进一步地，可能由于情况 7 包含更多更新的观测资料(具有较高的观测精度)，图中水平段似乎更为清晰．对比图 3 给出的利用震中分布得到的 $\hat{\theta}_q(\delta)/(q-1)$ 估计结果，两者图形形态相差甚微，只是 $\hat{\theta}_q(\delta)/(q-1)$ 略有减小，表明深度因素对浅源地震空间分布的丛集特征贡献很小．

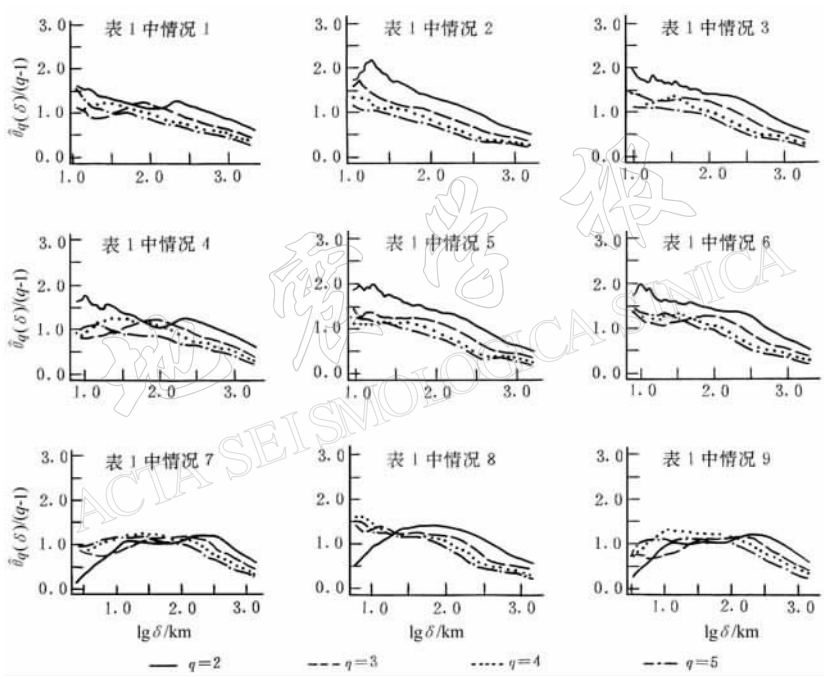


图 3　震中分布的多重分形谱估计值随尺度(km)对数的变化

对于中、深源地震，无论是震源分布或震中分布，当 $q=2$ 时我们从 $\hat{\theta}_q(\delta)/(q-1)$-$\delta$ 图中均看不到平行于 $\delta$ 坐标轴的段存在．但当 $q=3$ 时发现在 20～120 km 范围内，当 $q=4$ 时在 20～70 km 范围内，当 $q=5$ 时在 20～50 km 范围内，均存在可以确定 $D_q$ 估计值的水平段．表明中、深源地震震源分布和震中分布存在多重分形现象；但在尺度小于 20 km 时估计结果受定位误差影响严重．这与实际观测资料中对深震的定位精度较低的事实相符；当尺度稍大时存在严重的边界影响或事件分布的丛集特征消失．这种在相对较窄的范围内存在丛集性的特征，说明中、深源地震空间分布具有其特殊性，其发生的地质及物理背景不同于浅源地震．事实上这些地震主要发生在正在弯曲下沉的板块边界上或其影响区域，而这里具有相对统一的地质条件和物理机制，与浅源地震的震源环境及物理力学条件明显不同．比较中、深源地震震源分布和震中分布的 $\hat{\theta}_q(\delta)/(q-1)$ 随 lg$\delta$ 的变化曲线可见，前者

$\hat{\theta}_q(\delta)/(q-1)$估计值一般大于后者，且图形中可用于确定 $D_q$ 的水平段更为清晰. 可见，对于中、深源地震，其深度因素在分析地震活动空间分布的丛集性时是不可忽视的.

表 2 不同情况下多重分形谱维数估计值

| | | $q$ | 表 1 中 9 种情况 | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 |
| 使用资料情况 | 震源分布 | 2 | 1.30 | * | 1.80 | 1.30 | * | 1.80 | 1.20 | * | 1.50 |
| | | 3 | 1.20 | * | 1.70 | 1.20 | 1.45 | 1.70 | 1.20 | 1.45 | 1.50 |
| | | 4 | 1.15 | 1.25 | 1.60 | 1.15 | 1.35 | 1.70 | 1.15 | 1.35 | 1.50 |
| | | 5 | 1.15 | 1.05 | * | * | 1.25 | * | 1.15 | 1.30 | 1.50 |
| | 震中分布 | 2 | 1.25 | * | * | 1.25 | * | 1.40 | 1.15 | 1.45 | 1.20 |
| | | 3 | 1.20 | * | 1.25 | 1.20 | 1.25 | 1.30 | 1.15 | 1.25 | 1.15 |
| | | 4 | 1.10 | * | 1.15 | 1.20 | 1.20 | 1.25 | 1.15 | 1.20 | 1.15 |
| | | 5 | 1.00 | * | 1.10 | * | 1.10 | 1.25 | 1.15 | 1.10 | 1.15 |
| | 时间间隔 | 2 | 0.65 | 0.98 | 0.75 | 0.70 | 0.98 | 0.85 | 0.75 | 1.00 | 0.90 |
| | | 3 | 0.65 | 0.98 | 0.75 | 0.70 | 0.98 | 0.85 | 0.75 | 0.98 | 0.90 |
| | | 4 | 0.65 | 0.95 | 0.75 | 0.70 | 0.95 | 0.85 | 0.75 | 0.98 | 0.85 |
| | | 5 | 0.65 | 0.95 | 0.75 | 0.70 | 0.95 | 0.85 | 0.75 | 0.95 | 0.80 |

注："*"表示不能根据计算结果合理地确定多重分形谱维数的估计值.

对于地震活动空间分布不依震源深度加以区分的情况(表 1 中情况 3，6，9)，其 $\hat{\theta}_q(\delta)/(q-1)$随 $\lg\delta$ 的变化曲线的形态与浅源地震空间分布的估计结果较为接近，只是其 $\hat{\theta}_q(\delta)/(q-1)$的幅值相对增加，可估计 $D_q$ 的水平段存在范围约在 15～100 km，但所受扰动更为剧烈. 这都是可以想象的.

对比图 1 和图 3 还可以发现：对于较新的资料，$\hat{\theta}_q(\delta)/(q-1)$-$\lg\delta$ 图上受定位误差影响而无法估计 $D_q$ 的范围小于 10 km(表 1 中情况 7，9)；而对于较老的资料，该范围扩展至 20 km 甚至 20 km 以上(表 1 中情况 1，3，4，6)，显示随着科技的发展和地震台站的加密，地震事件的定位精度越来越高. 但对于中、深源地震的情况变化不大.

由图 2 可见，随着 $\delta$ 的减小，$\hat{\theta}_q(\delta)/(q-1)$估计值的标准差逐渐增加. 特别对于老资料(表 1 中情况 1，3，4，6)，当 $\delta$ 小于 20 km 时；新资料 $\delta$ 小于 10 km 时，$\hat{\theta}_q(\delta)/(q-1)$估计值的标准差与 $\hat{\theta}_q(\delta)/(q-1)$估计值相当，多重分形谱维数估计无法正确给出.

### 2.3 地震活动时间间隔的多重分形特征

为了研究新西兰地区地震活动时间间隔分布的丛集性特征，利用上述方法计算了表 1 所列各种情况下地震活动时间间隔分布的 Hill 估计值，结果绘于图 4，多重分形谱维数估计值也列于表 2. 从图中可以看出，当 $q=2$，3，4，5 时，对所有的情况在 $\hat{\theta}_q(\delta)/(q-1)$-$\delta$ 图上均存在明显的水平段，且水平段范围对不同的 $q$ 值在任一种情况下均几乎相同. 另外，随着起算震级的减小(观测精度逐步提高，地震事件的时间间隔总体上减小，资料较新)，其水平段有在 $\delta$ 轴上整体左移的趋势. 对表 1 中情况 1，水平段的边界大体为 1 天～10 年左右；而对表 1 中情况 4 和 7，则分别位于 1 天到 1～10 年之间和 1 天到小于 1 年. 这种现象一方面告诉我们，较大震级的地震具有较长的关联时间，较小震级的地震则相反；另一方面也表明，时间间隔小于 1 天的地震事件，其时间间隔具有更多的随机因素(很可能反映余震活动的某种性质). 但分析认为，这种随机因素与观测精度关系不大(观测精度为"秒"级). 对于震源深度大于 34 km 的地震(表 1 中情况 2，5，8)，其水平段几乎均在大体 1～

100 天范围内，再一次说明了中、深源地震与浅源地震活动存在内在性质的根本差别. 对于不以震源深度加以区分的情况，$\hat{\theta}_q(\delta)/(q-1)$-$\delta$ 图形形态类似于浅源地震的情形，但谱维数的估计值稍高，说明本地区地震活动时间间隔分布的丛集特征主要由深度小于 34 km 的地震活动所决定.

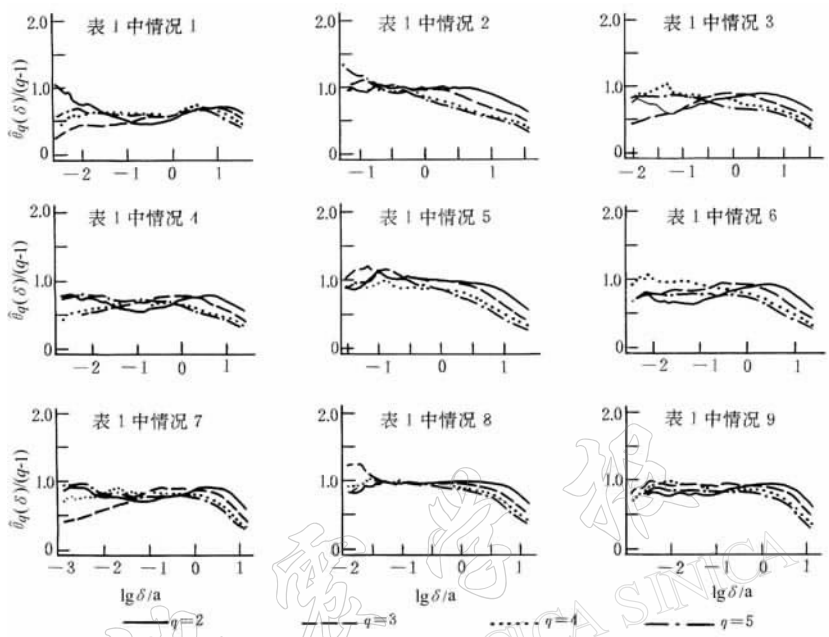


图 4　地震活动时间间隔分布多重分形谱估计值随尺度(年)对数的变化

另外，从图中还可以看出，各种情况下地震活动时间间隔分布多重分形谱维数估计结果(对水平段取平均)随 $q$ 的变化不明显，表明本地区地震活动时间间隔分布近似具有单重分形的特征(Harte，2001). 特别是对于中、深源地震的情况，对不同的 $q$ 值其多重分形谱维数估计值均接近于 1，基本等于地震活动时间间隔分布所在的欧几里德空间的维数，表明其分布更接近于随机分布的特征(与随机噪声类似，但这里是样本所代表系统的本身的属性，类似于分形布郎运动). 另外，对于浅源地震和不依深度加以区分的情形，样本所代表系统本身数据的不连续性影响明显，但对于中、深源地震的情形则这种影响较弱. 由于样本所代表系统本身数据不连续性的影响是具有多重分形特征的样本存在多尺度丛集的一种表现，因此以上结果表明，浅源地震时间分布的丛集结构更为复杂. 同时也提示人们，从动力学的角度对于浅源地震可以进行时效为一年以上的中长期预报. 中、深源地震时间间隔分布的丛集结构相对简单.

总体而言，以上的计算和分析结果表明，新西兰地区地震活动时间间隔分布基本上具有单重分形的性质. 这与 Wang 等(1996，1997)研究的其它地区的地震活动时间间隔分布的结果不同. 浅源地震与中、深源地震活动时间间隔分布多重分形存在的时间区间明显不同.

## 3　讨论和结论

考虑重复抽样的 Hill 估计方法可以用于研究地震活动的丛集特征，它比其它“点间距

离”方法更能显示资料丛集特征的细节. 例如，边界影响、观测误差影响、样本所代表系统本身数据不连续性的影响等，因而可以更详细地分析系统的特性.

利用这种方法，本研究分别估计了新西兰地区震源深度小于等于 34 km(浅源地震)和大于 34 km(中、深源地震)的地震活动震源分布、震中分布以及时间间隔分布的多重分形谱维数 $D_q$($q$=2，3，4，5). 结果表明，浅源地震的震中分布、震源分布当 $q$=2，3，4，5 时，在尺度为 10～200 km 范围内存在明显地多重分形特征，同时还显示在此范围内地震活动空间分布具有多重尺度的丛集性(数据自相似尺度不连续特征). 对于表 1 中同一种情况下(表 1 所列 1，4，7 情况)，当 $q$ 取不同的值时谱维数的估计值有一些差别，但差别不大，但不同情况间(即不同的起算时间和不同的起始震级的情况)的多重分形谱维数估计值差异明显，显示起始震级在地震活动空间分布多重分形研究中的重要性.

对于深度大于 34 km 的中、深源地震的各种情况(表 1 中情况 2，5，8)，地震活动空间分布仅在相对较窄的范围内存在多重分形特征(最大范围为 20～120 km)，随机成分以及边界影响显著.

对于不依震源深度加以区分的情况，地震活动空间分布的 $\hat{\theta}_q(\delta)/(q-1)$-$\delta$ 图形具有与浅源地震结果相似的形态，但边界影响和随机成分更为严重. 分析认为，中、深源地震对这些影响有主要贡献，而浅源地震是地震活动空间分布丛集特征的主要贡献源.

地震活动时间间隔分布的 $\hat{\theta}_q(\delta)/(q-1)$-$\delta$ 图形显示，无论对于中、深源地震，浅源地震或不依深度加以区分的情况，地震活动时间间隔分布均基本具有单重分形特征，多重分形特征不明显. 对于浅源地震，当起算震级为 2.0 和 3.0 时(起算时间分别为 1987 年 1 月 1 日和 1976 年 1 月 1 日)，其单重分形的存在范围为 1 天～1 年左右；而对于起算震级为 3.5 时(起算时间为 1965 年 1 月 1 日)，其存在范围为 1 天～10 年左右. 这种现象(上述几种情况下单重分形存在范围的明显差别)可能与 Kagan 和 Jackson(1991)讨论的“强震活动时间分布的长期相关特征”有关，也可能表明地震活动时间间隔分布具有与震级相关的层次丛集结构. 对于中、深源地震的各种情况，其具有单重分形特征的范围大体上均为 1～100 天的尺度，明显小于浅源地震的情况，并且该范围不随表 1 中所列起算震级、起算时间的变化而变化，估计的多重分形谱维数值与浅源地震时的情况也有较大差别. 另外，样本所代表系统本身丛集尺度不连续性在浅源地震时间间隔分布的 $\hat{\theta}_q(\delta)/(q-1)$-$\delta$ 图上明显存在，但在中、深源地震时间间隔分布的 $\hat{\theta}_q(\delta)/(q-1)$-$\delta$ 图中基本看不到. 对于不以震源深度加以区分的情况，$\hat{\theta}_q(\delta)/(q-1)$-$\delta$ 图形形态类似于浅源地震的情形，仅谱维数的估计值稍高. 说明该地区地震活动时间间隔分布的丛集特征，主要由小于 34 km 的地震活动所决定.

总之，地震活动的空间分布、时间间隔分布的多重分形特征均表明，该地区浅源地震与中、深源地震的地震活动具有显著不同的性质. 该地区地震活动时间间隔分布具有单重分形特征，这与其他研究者针对其它地区的资料得到的结果有所不同.

感谢惠灵顿维多利亚大学 David Vere-Jones 教授、Ray Brownrigg 博士的热心指导和帮助.

## 参 考 文 献

安镇文，杨翠华，王琳瑛，等. 2000. 地震时空丛集的多重分形研究[J]. 地球物理学报，**43**(1)：74～80

http://www.dizhenxb.org.cn

马宗晋. 1992. 活动构造基础与工程地震学[M]. 北京：地震出版社，141～172

Godano C, Alonzo M L, Vilardo G. 1997. Multifractal approach to time clustering of earthquakes, application to Mt. Vesuvio seismicity[J]. *Pure Appl Geophys*, **149**: 375～390

Grassberger P. 1983. Generalized dimensions of strange attractors[J]. *Phys Lett*, **97A**(6): 227～230

Grassberger P, Procaccia Ⅰ. 1983. Measuring the strangeness of strange attractors[J]. *Physica*, **D9**(1/2): 189～208

Harte D. 1998. Dimension estimates of earthquake epicenters and hypocenters[J]. *J Norlinear Sci*, **8**: 581～618

Harte D. 2000. *Document for the Statistical Seismology Library, Research Report, School of Mathematics and Computing Sciences*[M]. Wellington: Victoria University of Wellington Press, 1～162

Harte D. 2001. *Multifractals: Theory and Application*[M]. New York: Chapman & Hall/CRC Press, 29～46, 127～194

Hirata T, Imoto M. 1991. Multifracal analysis of spatial distribution of microearthquakes in the Kanto Region[J]. *Geophys J Int*, **107**: 155～162

Kagan Y Y, Jackson D D. 1991. Long-term earthquake clustering[J]. *Geophys J Int*, **104**: 117～133

Klein F W. 1982. Patterns of historical eruptions at Hawaiian Volcanoes[J]. *J Volc Geotherm Res*, **12**: 1～35

Ogata Y, Akaike H, Katsura K. 1982. The application of linear intensity model to the investigation of casual relation between a point process and another stochastic process[J]. *Ann Inst Statist Math*, **34**(b): 373～387

Vere-Jones D. 1998. Probability and information gain for earthquake forecasting[J]. *Computational Seismology*, **30**: 248～263

Vere-Jones D. 1970. Stochastic models for earthquakes occurrence[J]. *J R Stat Soc*, **32**: 1～45

Vere-Jones D. 1977. Statistical theories of crack propagation[J]. *Mathematical Geology*, **9**(5): 455～481

Vere-Jones D. 1976. A Branching model for crack propagation[J]. *Pure Appl Geophys*, **114**: 711～726

Vere-Jones D, DENG Y L. 1988. A point process analysis of historical earthquakes from North China[J]. *Earthquake Res China*, **2**: 165～181

Wang Jeen-Hwa, Lee Chung-Wein. 1996. Multifractal measures of earthquakes in west Taiwan[J]. *Pure Appl Geophys*, **146**(1): 131～145

Wang Jeen-Hwa, Lee, Chung-Wein. 1997. Multifractal measures of time series of earthquakes[J]. *J Phys Earth*, **45**: 331～345

# RESEARCH ON THE MULTIFRACTAL CHARACTERISTICS OF THE TEMPORAL-SPATIAL DISTRIBUTION OF EARTHQUAKES OVER NEW ZEALAND AREA

Chen Shijun[1)]　David Harte[2)]　Ma Li[3)]　Wang Lifeng[3)]

1) *Seismological Bureau of Shandong Province, Ji'nan* 250014, *China*

2) *Statistics Research Associates Limited, Wellington, PO Box* 12-649, *New Zealand*

3) *Center for Analysis and Prediction, China Seismological Bureau, Beijing* 100036, *China*

**Abstract**: Using the Hill estimator, general multifractal characteristics of events in the New Zealand area have been discussed. Results show that the spatial distribution of shallow events has apparent clustering characteristics, independent of the threshold magnitude; but for deep events these characteristics are not clear. While the time interval distribution has obvious clustering characteristics both for deep and shallow events, although with a different scaling range, the Hill estimates tend to indicate that the time interval distribution has a unifractal rather than a multifractal nature. All above reveal that the seismicity nature for shallow and deep events is apparently different.

**Key words**: multifractal; unifractal; shallow earthquake; moderate-to-deep earthquake; New Zealand

http://www.dizhenxb.org.cn