

文章编号: 0253-3782(2005)05-0532-11

# 地震活动时间分布不均匀结构 的多尺度检验分析<sup>\*</sup>

陈时军<sup>1)</sup> 贾庆华<sup>2)</sup> 马丽<sup>3)</sup>

1) 中国济南 250014 山东省地震局

2) 中国广州 510070 广东省地震局

3) 中国北京 100036 中国地震局地震预测研究所

**摘要** 利用“非零导数显著性”检验方法, 分析了中国大陆东西部地区及青藏高原、新疆、东北、华北、华南以及台湾构造区内地震活动广义应变释放时间分布的不均匀结构。结果表明, 当广义地震应变指数  $\eta$  取较小值时, 新疆、华南、东北以及台湾构造区地震活动自 1970 年以来总体上呈长期增强趋势, 而青藏高原与华北构造区则呈长期减弱的态势; 在较小的时间窗宽情况下, 各构造区均存在多尺度成丛特征, 显示出地震活动在一定的尺度层次下的强弱交替现象。但当该  $\eta$  取较大值时, 除青藏高原与台湾构造区在某些尺度时间窗宽内存在某些时段趋势性变化外, 其它各构造区广义地震应变释放时间分布均无统计学意义上的显著变化。

**关键词** “非零导数显著性”检验 非参数拟合 广义地震应变 中国大陆各构造区

中图分类号: P315.5 文献标识码: A

## 引言

地震活动时间分布往往具有高度的复杂性。已有研究证实, 地震活动时间分布往往具有从集特征、随机特征等。不少学者用平稳或非平稳随机过程来描述或模拟地震活动的时间过程, 如考虑地震活动物理过程的应力释放模型 (Vere-Jones, 1970; Zheng, Vere-Jones, 1991, 1994)、考虑余震衰减规律的 ETAS(epidemic-type aftershock sequence) 模型 (Ogata, 1994, 1998)、马尔科夫过程 (朱成熹, 郑兴树, 1986) 等, 从不同方面描述地震活动时间过程的非平稳性。然而这些模型和方法无论其基于的物理、数学假设如何合理, 其所研究的地震数据必须服从相应的假设条件才能得到合理的结果。事实上, 大量地震观测数据一般难以广泛满足给定的假设条件。同时, 关于地震活动时间分布从集特征的文章也有大量发表 (朱令人, 周仕勇, 1992; 安镇文等, 2000; 陈时军等, 2003a; Wang, Lee, 1997; Harte, 2001)。但无论从集或随机分布特征都只描述了地震活动时间分布的一个侧面, 均难以独立反映地震活动时间分布过程的本质。并且, 已有关于地震活动时间分布的研究以研究单个物理量 (如地震事件数) 的居多, 对多种物理量综合分析的较少。为探讨地震活动时间过程复杂分布特征, 本文采用多尺度分析方法研究不同构造环境下地震活动广

\* 山东省自然科学基金(Y2002E01)、山东省防震减灾“十五”重点项目(SD10503-02-05)与中国-希腊政府间 2003—2005 年科技合作项目资助。

2004-06-08 收到初稿, 2005-04-25 收到修改稿并决定采用。

义应变释放(陈时军等, 2003b)特征及其差异.

## 1 “非零导数显著性”检验方法简介

本文采用的多尺度分析方法被称为“非零导数显著性”分析方法(significant zero crossings of derivatives). 对于一维时间过程, “非零导数显著性”检验主要基于对所研究过程的核函数拟合(非参数拟合的一种). 通过不断调整核函数的带宽平滑所研究的过程, 并估计过程的局部函数分布, 在给定的置信水平下, 检验过程在不同时刻函数的导数是否等于0、大于0或小于0, 从而指示所研究过程的不均匀性. 下面首先对“非零导数显著性”检验的数学原理(Chaudhuri, Marron, 1999)进行简要介绍.

### 1.1 非参数数据拟合

设有观测 $(X_1, Y_1), (X_2, Y_2), \dots, (X_n, Y_n)$ , 且假定 $(X_i, Y_i)$ 满足关系 $Y_i = f(X_i) + \varepsilon_i$ ,  $\varepsilon_i$ 服从均值为0、方差为 $\sigma^2$ 的正态分布. 则函数 $f(\cdot)$ 理论上可由当 $X_i = x$ 时观测 $Y_i$ 的期望表示

$$f(x) = E(Y_i \mid X_i = x) \quad (1)$$

$f(x)$ 可由统计学方法估计得到. 对 $f(\cdot)$ 的估计相当于对观测数据进行光滑化处理. 关于 $f(\cdot)$ 估计有很多方法, 具体可参阅 Hardle(1990)、Fan(1992)、Muller(1980)、Silverman(1986)等文章. Chaudhuri 和 Marron(1999)在其文章中推荐使用局部线性拟合方法对 $f(\cdot)$ 进行估计, 即

$$\hat{f}_h(x) = \arg \min_a \sum_{i=1}^n [Y_i - (a + b(X_i - x))]^2 K_h(x - X_i) \quad (2)$$

式中,  $\arg \min_a$ 为 $a, b$ 联合最小化, 并对 $a$ 取值;  $K_h$ 为点 $X_i = x$ 处的核函数. 由此公式, 对观测 $(X_i, Y_i)$ 进行加权最小二乘拟合, 权重为 $K_h$ , 最终可得到观测过程函数的估计值.

显然,  $h$ 取较大值时, 拟合函数只能指示较大“尺度”下的数据结构特征; 当 $h$ 取较小值时, 拟合函数仅能描述较小“尺度”下的数据结构特征. 因此, 如果研究中仅使用某一特定带宽 $h$ 对观测数据进行拟合, 所得到的拟合函数将很难代表观测数据所携带的全部信息; 而分别考察不同带宽的数据拟合结果则需要绘制大量图件, 且对带宽的选择因人而变, 得到互不相符的结论. 为此, Chaudhuri 和 Marron(1999)提出, 在考察数据结构时应将具有不同带宽 $h$ 的估计函数同时绘制到一张图上, 如此将能够更为全面地揭示观测数据的内在结构.

### 1.2 “非零导数显著性”检验方法

尽管长时间(几十年、几百年甚至几千年)的地震活动总体可以认为是平稳随机过程(梅世蓉, 冯德益, 1993), 但在较短的时间段内, 地震活动时间过程的非平稳性仍为其重要特征. 直观上, 对不同物理量, 如地震活动频度、破裂尺度、破裂面积、应变释放以及应变能量等, 地震活动时间分布的“强”、“弱”交替现象以及某种趋势性变化在不同尺度下广泛存在. 分析这种地震活动时间过程不均匀性是否存在方法很多, 这里仅依据 Chaudhuri 和 Marron(1999)的思路, 采用上述拟合函数在某时刻一阶导数是否为“零”来检验这种变化. 当拟合函数一阶导数在某时刻显著大于或小于零时, 拒绝假设 $H_0: \hat{f}'_h(x) = 0$ , 认为观测数据在相应时刻存在显著变化, 否则, 则认为无显著变化. 这种“显著性”检验, 是以局部拟合函数一阶导数为基础定义置信区间的. 该置信区间定义为

$$\hat{f}'_h(x) \pm q \cdot s_d(\hat{f}'_h(x)) \quad (3)$$

与常规检验方法不同的是, 这里的置信区间是针对  $f'_h(x) \equiv E\hat{f}'_h(x)$  而言的, 而非针对  $f'(x)$ . 置信区间的中心位置及大小随带宽  $h$  及窗口中心点位置  $x$  而自动调整. 因此, 本方法得到的任何“特征”的显著性是与分辨尺度(带宽  $h$ ) 及时刻  $x$  的位置密切相关的.

式(3)中  $q$  为一适当的分位数, 与给定的置信水平有关. 关于  $q$  的确定有几种方案, 可考虑正态分布而直接由  $q_1 = q_1(h) = \Phi^{-1}(1 - \frac{\alpha}{2})$  确定, 或考虑在“有效样本数”的基础上依据  $q_2 = q_2(h) = \Phi^{-1}(\frac{1 + (1 - \alpha)^{1/m}}{2})$  计算. 后一种方案基于以下事实: 若  $x_k, x_l$  相距很远, 以此为中心、带宽为  $h$  的窗口将互不相联, 估计值  $\hat{f}'_h(x_k)$  和  $\hat{f}'_h(x_l)$  独立. 若两者距离很近, 则估计值高度相关. 若设所研究问题带宽为  $h$  时存在  $m$  个彼此独立的估计, 则其联合置信区间可以由  $q_2$  近似定义. 这里  $m$  可由

$$m(h) = \frac{n}{\text{avg}_x E_{ss}(x, h)}$$

估计. 在上式中当  $K$  采用均匀分布核时,  $E_{ss}(x, h)$  为  $x$  处核函数窗口内的观测点数. 当  $K$  采用其它分布的核时,  $E_{ss}(x, h)$  依据核函数的高度酌减(相当于核函数窗口内的观测点数的加权平均, 称为窗内“有效样本”). 上式中,  $n$  为样本总数, 分母为窗内“有效样本数”.

由于  $\hat{f}'_h(x)$  的估计与核函数导数的平均值有关, 因此式(3)中  $s_d(\hat{f}'_h(x))$  的估计可采用

$$\text{var}(\hat{f}'_h(x)) = \text{var}(n^{-1} \sum_{i=1}^n K'_h(x - X_i)) = n^{-1} s^2(K'_h(x - X_1), \dots, K'_h(x - X_n)) \quad (4a)$$

其中,  $s^2$  为样本方差. 进一步地考虑到估计  $\hat{f}'_h(x)$  为由观测的加权求和得到, 实际计算中将使用条件加权方差

$$\begin{aligned} \text{var}(\hat{f}'_h(x) | X_1, \dots, X_n) &= \text{var}(n^{-1} \sum_{i=1}^n W_h(x, X_i) Y_i | X_1, \dots, X_n) = \\ &\quad \sum_{i=1}^n \sigma^2(Y_i | X_i) (W_h(x, X_i))^2 \end{aligned} \quad (4b)$$

$\sigma^2$  由下式估计:

$$\sigma^2(Y | X = x) = \frac{\sum_{i=1}^n \hat{e}_i^2 K_h(x - X_i)}{\sum_{i=1}^n K_h(x - X_i)}$$

其中,  $\hat{e}_i = Y_i - \hat{f}_h(X_i)$ . 当  $\hat{f}'_h(x)$  小于式(3)定义的置信区间最小值、大于其最大值或在该置信区间内时, 将分别表示尺度空间中点  $(x, h)$  显著增加、显著减小和无显著性变化. 与常规假设检验不同的是, 这里人们不需要事先假设待检验的数据服从某种或某些明确的(分布)模式并给出备选假设, 通过检验接受某(种)些假设, 从而得出研究的数据服从某(种)些确定的(分布)模式, 并排除其它假设. 常规假设检验方法简单明了, 且很多情况下能够抓住问题的实质, 长期以来在很多领域被广泛使用. 然而这种方法仅能够回答观测数据中存在几种(分布)模式, 对显著性变化发生的时刻以及发生的频数、在何种分辨尺度下发生则很难回答, 而这些对“非零导数显著性”检验方法来说是容易得到的.

由于基于以不同带宽的核函数为权拟合观测数据，并估计其不同时刻所遵守的函数，从而估计不同带宽情况下函数的一阶导数、判定其是否在置信区间内等，“非零导数显著性”检验方法计算量很大，产出图件很多。为了能够同时直观分析不同带宽情况下观测数据结构，Chaudhuri 和 Marron(1999)以图形的方式表示“非零导数显著性”检验结果，并规定以不同灰度(深灰色、次深灰色和浅灰色)分别表示尺度空间中点 $(x, h)$ 显著增加、显著减小和无显著性变化的情况。为方便起见，研究中将采用高斯型核函数，即

$$K(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$$

带宽 $h$ 的取值范围 $[h_{\min}, h_{\max}]$ 一般从2倍的最小时间间隔至所研究数据的时间段尺度范围。

## 2 中国大陆广义应变释放时间分布“非零导数显著性”分析

### 2.1 资料选取与预处理

本文将以中国大陆地区广义应变释放时间过程为例，进行“非零导数显著性”分析，讨论中国大陆东西部地区以及各构造区地震活动时间分布的不均匀性差异。所使用的地震目录由中国地震局地震预测研究所提供、SSLib 统计地震学软件包(Harte, 2000)收录的中国大陆地区地震目录以及台湾地区地震目录(见：<http://homepages.paradise.net.nz/david.harte/SSLib/>)。研究中大体以 $105^{\circ}\text{E}$ 为界，将覆盖中国大陆地区的地震目录分割为东部地区和西部地区两部分。其中，中国东部地区地震目录覆盖东北构造区、华北构造区和华南构造区；中国西部地区地震目录覆盖新疆构造区和青藏构造区。参照前人的研究(邓起东等, 1994；李根祥, 2003)，并为研究方便，同时顾及各构造区的主体区域，本研究中各构造区地震目录选取范围采用表1所列经纬度所围限的多边形区域。台湾地区作为一个区域进行讨论。

表1 中国大陆各构造区边界经玮度

构造区	$\lambda_E/(\text{°})$ (依顺序排列)								$\varphi_N/(\text{°})$ (依顺序排列)							
新疆	73.0	87.2	97.0	105.0	104.5	95.0	74.0	73.0	41.0	49.8	43.0	41.8	33.5	37.0	36.5	41.0
青藏	104.5	104.0	104.0	79.0	74.0	95.0	104.5		33.5	30.0	20.8	31.0	36.5	37.0	33.5	
东北	105.0	114.8	122.2	135.0	131.0	128.4	105.0		41.8	46.8	55.0	48.0	42.5	42.0	41.8	
华北	105.0	128.4	122.8	104.5	105.0				41.8	42.0	30.0	33.5	41.8			
华南	122.8	118.5	113.5	104.0	104.0	104.5	122.8		30.0	24.0	21.5	20.8	30.0	33.5	30.0	

鉴于中国大陆地区地震监测能力的变化(时间越晚监测能力越高)和东西部的差别，研究中采用 $2.0\sim3.5$ 的震级下限选取地震目录，并依据本文方法进行试算分析，其结果并未发现本质的差异(鉴于计算结果产生大量图件，这里不予列举。下文中将介绍其中取一种震级下限时的结果)。同时，对覆盖各构造区的地震活动也进行了试算，得到类似的结论。这是因为本研究主要考察的是地震活动时间分布的总体性质，震级下限在一定范围内的变化对这种总体性质影响不显著。因此，研究中统一采用震级下限为2.0级。

为保证分析结果的有效性，在计算广义地震应变释放时，将观测时间段分割成若干小的时间区间，然后按照公式(陈时军等, 2003b)

$$\epsilon = \sum_i^n \Omega_i^\eta \quad (5)$$

依据不同构造区各时间区间内的地震记录, 计算其广义地震应变释放作为观测值。式中,  $\Omega_i = 10^{1.5M_i+c}$ ,  $n$  为地震数目,  $M_i$  为第  $i$  次地震震级,  $\eta$  和  $c$  为常数。

为使分析结果尽可能精细, 所分割的各个时间区间应尽可能地小。研究中使用的分段原则是: 所分割的每一个时间区间应至少包括研究区地震目录中一次大于等于起算震级  $M_0$  的地震, 并且所分时间区间等长。为方便对比分析, 研究中各研究区取用相同的震级下限。综合考虑各研究区的情况, 对各研究区 1970 年 1 月 1 日—2001 年 1 月 1 日时间区间的地震目录均分割为 2 048 个时间段, 每个时间段长度为 5.65 天, 小于任一研究区最大地震时间间隔 5.22 天。形成广义地震应变释放观测数据时, 以分割的各时段区间右端时刻为时间标记, 以由公式(5)计算的各时段区间内的广义地震应变能释放(给定  $\eta$  和  $c$ )为“观测”, 形成时间序列。

## 2.2 中国大陆东部和西部地区

在对中国大陆东部和西部地区地震活动广义应变释放时间分布进行“非零导数显著性”分析时, 取置信度为 95% (即  $\alpha=0.05$ )。图 1 和图 2 分别给出了中国大陆东部和西部地区  $\eta$  分别取 0, 2/9, 4/9, 0.5, 2/3 和 1 时的“非零导数显著性”分析结果。其中每对图件(上下两幅图)分别为  $\eta$  取不同值时的广义应变释放时间分布的“平滑曲线簇”和与之对应的“非零导数显著性”检验结果图。平滑曲线簇的纵坐标表示广义应变释放值, “非零导数显著性”分析图的纵坐标为分析中所采用带宽  $h$ (天)的对数。图件的横坐标为时间轴, 单位为天, 0 点表示 1970 年 1 月 1 日。

由图 1 可见, 从较大的时间尺度来看(带宽大于 6.5 a), 自 1970 年以来中国大陆东部地区地震活动频度(图 1a,  $\eta=0$  时)呈显著增强的趋势。而 1976 年唐山地震之前该地区地震活动频度存在大于等于 1 年尺度的显著增强趋势。特别是地震前一年该地区地震活动频度更是出现了约 4 个月时间尺度的地震活动频度显著增强(图中带宽为 127 天时开始出现沿时间轴分布的深灰色区域), 但地震发生后则出现不同时间尺度的显著减弱[带宽为 11.3 天(最小带宽)至 5 a 尺度的次深灰色区域], 说明唐山地震后中国大陆东部地区地震活动在相应时间尺度内的逐渐衰减趋势。若取时间带宽小于 6.5 a, 则在所研究的时段内地震活动频度呈现出显著性增强与显著性减弱交替出现的特征, 在时间轴上表现出复杂的成丛分布(灰、深灰色区域相间存在)。当  $\eta=2/9$  时(图 1b), 中国东部地区在 1976 年 7 月 28 日唐山地震前后存在明显的一定时间尺度范围内的地震活动增强和减弱, 地震活动的增强开始于 1970 年, 减弱过程结束于 1983 年。同时, 在 1970—1988 年间除大于 24 a 的窗宽内存在长期地震活动增强趋势, 与唐山地震前 127 天至 6.5 a 时间窗宽范围内可见的地震活动显著增强与减弱交替的特征外, 大部分情况下没有观察到地震活动具有显著的趋势变化特征(浅灰色)。1988 年后, 当时间带宽大于 1.7 a 时, 中国东部地震活动总体呈现出增强趋势, 并伴随一些更小时间尺度下的地震活动强弱交替特征。

随着  $\eta$  的增大, 地震活动广义应变释放时间分布的复杂性逐步减弱。由图 1 可见, 当  $\eta$  取大于 1/3 的值时, 中国东部地区地震活动广义应变释放除个别时间段一定的带宽范围内存在显著减弱的现象外, 大部分时间段不存在显著增强和减弱的变化(浅灰色区域)。例如, 图 1 中当  $\eta=4/9$  和 0.5 时(Benioff 应变)的情况(图 1c, d), 除 1976 年唐山地震后至

1983年6月间、在带宽为1.7~11 a范围内存在显著减弱趋势(图中左侧大块次深灰色区域)、1994年10月前后局部显著增强和显著减弱(图中右侧小块深灰色和次深灰色区域)外, 在所研究资料的时间段内各种时间带宽的多数情况下均无显著的地震广义应变释放增强和减弱的趋势。当 $\eta$ 取更大值, 如 $2/3$ (震源破裂面积)和 $1$ (地震能量释放)时(图1e, f), 可以发现中国东部地区存在自资料开始以来至1982时间段内的、带宽为 $4\sim24$  a( $\eta=2/3$ )和 $11\sim31.5$  a( $\eta=1$ )的地震活动广义应变释放减弱的趋势(图中次深灰色条块), 除此之外未发现显著的增强和减弱特征。以上或许表明中国大陆东部地区地震活动在1982年前后存在着大尺度意义上的显著差异, 这种差异在 $\eta$ 取较小的值时也存在, 但在 $\eta$ 取0时不十分明显。

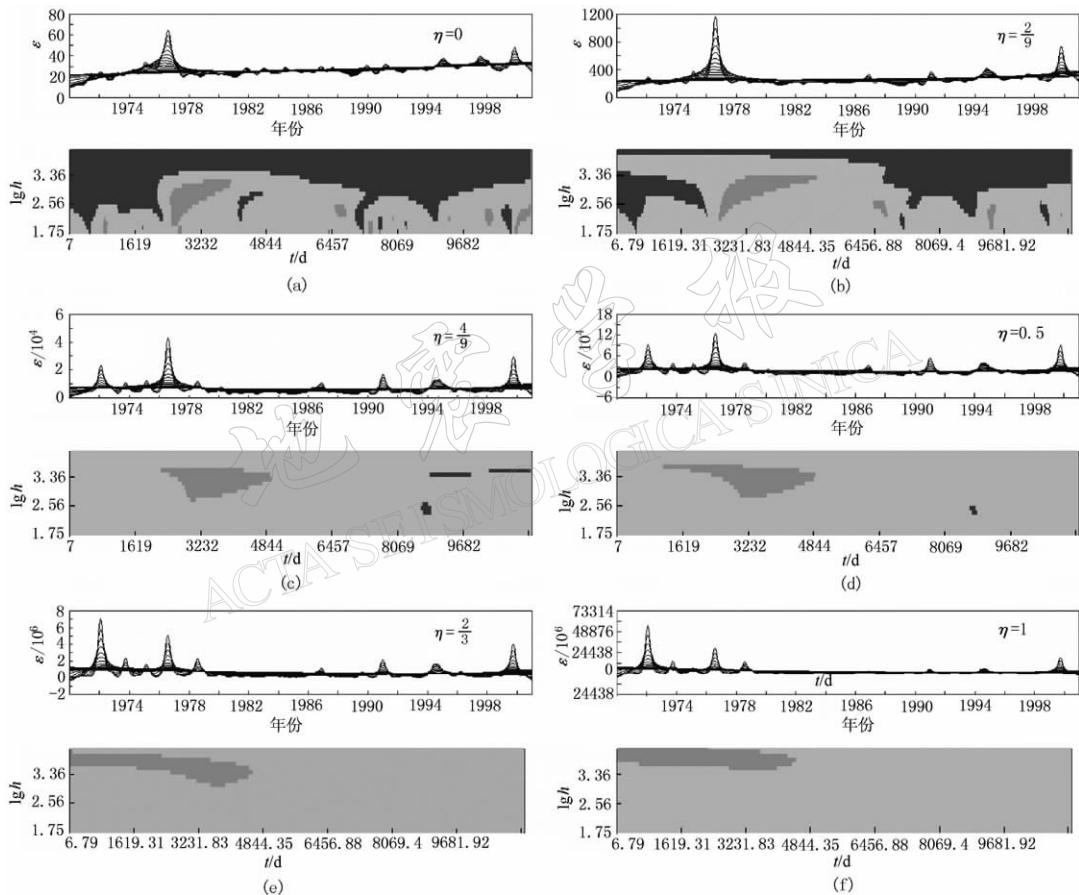


图1 中国大陆东部地区地震活动时间分布“非零系数显著性”检验结果

(a)~(f)图中, 上图为广义地震应变释放时间分布平滑曲线簇; 下图为非零系数显著性检验结果

由图2可以看出, 在中国西部地区, 当 $\eta$ 小于 $1/3$ 时(如取0和 $2/9$ , 见图2a, b), 地震活动广义应变释放具有显著的、复杂的强弱交替特征。特别是在1984年前后, 分别存在自资料开始时间至1984年的显著减弱以及1984年至资料结束时刻的显著增强的明显特征(从使用较小的时间窗宽到使用较大的时间窗宽时的深灰色区域)。当 $\eta=4/9$ 和 $0.5$ 时(图2c, d), 1984年前的较大时间带宽时地震活动广义应变释放显著减弱趋势依然存在, 但1984年后的地震活动广义应变释放显著性增强趋势仅在个别时间段、某些时间带宽情况

下存在(图中右侧几处凌乱的深灰色区域). 除此之外, 其它大部分时间段的地震活动广义应变释放 在不同时间带宽情况下均无显著增强或减弱趋势. 当  $\eta$  进一步增加, 地震活动广义应变释放时间过程的无显著性变化特征进一步加强(图中的浅灰色区域进一步扩大), 显著增强或减弱特征进一步弱化. 当  $\eta$  取  $2/3$  时(图 2e), 图中仅显示 1981 年前、时间带宽为  $2.0 \sim 31.5$  a 时存在显著性减弱趋势; 而当  $\eta$  取 1 时(图 2f), 图中显示 1978 a 前、时间带宽为  $8.0 \sim 31.5$  a 时显著性减弱存在. 以上现象说明本地区地震活动特征在 1978—1984 年前后存在明显差异. 这种差异无论对强震或中、小地震( $\eta$  取较大的值时相当于分析中对强震赋予更大的权重(Ben-Zion, Lyakhovsky, 2002), 而小震被赋予较小的权重)均明显. 值得注意的是, 当  $\eta$  取  $2/3$  以上的值时, 中国大陆东、西部地区“非零导数显著性”检验得到类似的图象. 说明中国大陆东、西部地区强震活动时间分布具有相当的一致性.

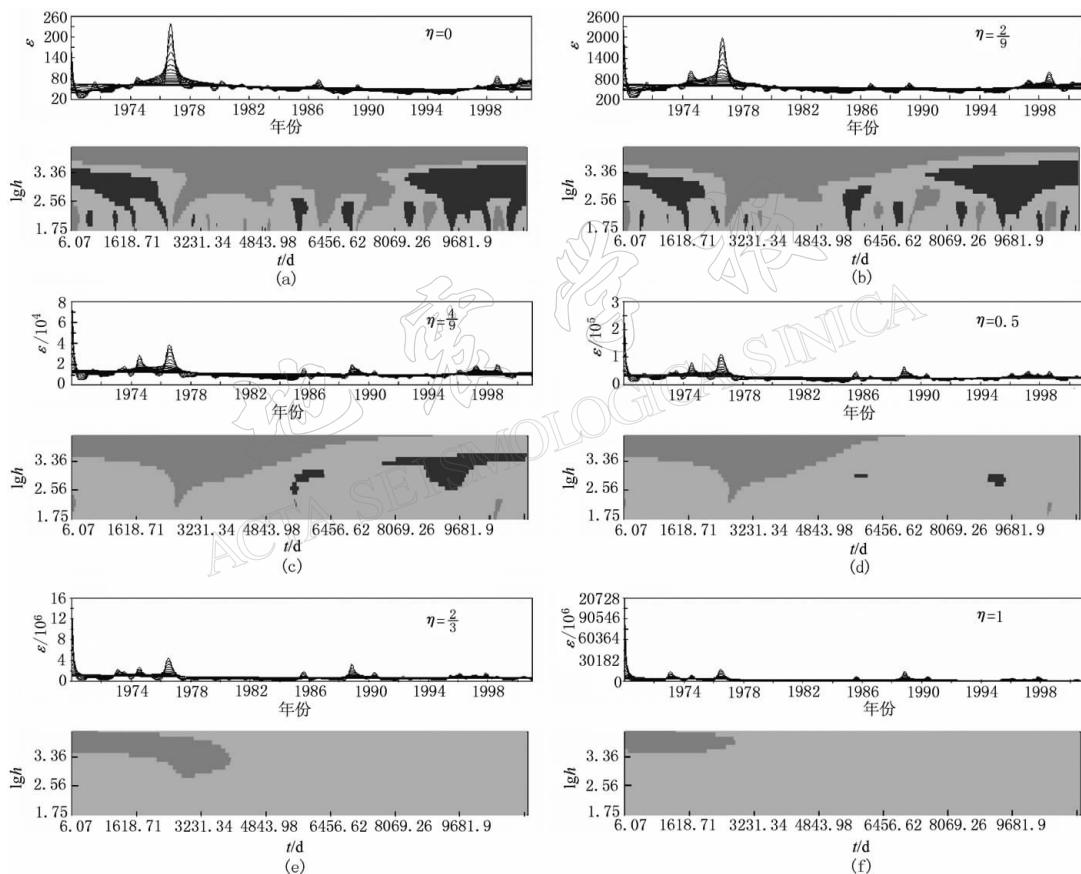


图 2 中国大陆西部地区地震活动时间分布“非零导数显著性”检验结果

(a)~(f) 图中, 上图为广义地震应变释放时间分布平滑曲线簇; 下图为非零导数显著性检验结果

### 2.3 中国大陆各构造区广义应变释放时间分布“非零导数显著性”分析

依据前面对中国大陆地震构造区的划分和资料的选取, 这里进一步对中国大陆各构造区地震活动广义应变释放时间过程进行“非零导数显著性”检验. 研究中置信度亦取 95% (即  $\alpha=0.05$ ), 广义地震应变计算原则同前,  $\eta$  亦分别取 0,  $2/9$ ,  $4/9$ , 0.5,  $2/3$  和 1. 为节省篇幅, 各构造区“非零导数显著性”分析结果图件省略.

对于新疆构造区, 当  $\eta=0$  和  $2/9$  时, 除较小时带宽情况下地震活动广义应变释放显著增强、减弱交替出现外, 结果均可看到较大时间带宽情况下, 贯穿资料起止时间始末的显著性增强区域。结合更多的试算结果, 表明该构造区  $\eta$  取小于  $1/3$  的值时, 地震活动广义应变释放自 1970 年以来呈长期增强趋势, 同时伴随着多次短期的显著的强弱起伏变化。当  $\eta=4/9$  和  $0.5$  时, 在一定的时间带宽范围内地震活动广义应变释放自 1981 年前存在显著减弱, 1983 年后存在显著增强。表明 1982 年前后该地区地震活动时间过程存在差异。当  $\eta=2/3$  和  $1$  时, 地震活动广义应变释放无显著的增强和减弱趋势, 表明本区强震时间过程具有随机分布特征。

对于青藏构造区, 当  $\eta=0$  和  $2/9$  时, 较小带宽情况下地震活动广义应变释放亦具有显著增强和显著减弱交替出现特征。与新疆构造区不同的是, 在较大时间带宽情况下, 贯穿资料起止时间始末存在显著减弱区域(次深灰色), 表明该构造区当取该两值时地震活动广义应变释放自 1970 年以来呈长期减弱趋势。这种趋势在  $\eta=4/9$  和  $0.5$  时亦存在, 只是较小时带宽情况下显著增强和减弱不如  $\eta$  取更小的值时出现的多。当  $\eta=2/3$  和  $1$  时, 仍可发现 1991 年以前的地震活动广义应变释放长期(大时间带宽)显著减弱趋势。这些均表明青藏构造区和新疆构造区地震活动时间过程是有明显区别的。

对于华北构造区, 当  $\eta=0$  时, 1970—1983 年地震活动广义应变释放具有显著增强和显著减弱交替出现特征, 但 1988 年后该区域地震活动频度以长期显著减弱为特征。当  $\eta$  取  $2/9$ ,  $4/9$  和  $0.5$  时, 地震活动广义应变释放存在贯穿资料始末时刻的长期(大时间带宽)显著减弱趋势。表明虽然 1983 年前, 特别是 1976 年唐山地震前后本区虽然出现一些不同时间带宽情况下地震活动广义应变释放的显著性增强时段, 但该区域在  $\eta$  取  $0$ ,  $2/9$ ,  $4/9$ ,  $0.5$  时总体上呈长期减弱趋势。当  $\eta$  取  $2/3$  和  $1$  时, 与新疆构造区一样, 本区的地震活动广义应变释放无显著增强和减弱特征, 广义地震应变时间过程可以用随机过程描述。

对于华南和东北地震构造区, 当  $\eta=0$  和  $2/9$  时, 均可看到较大时间带宽情况下, 贯穿资料起止时间始末存在地震活动广义应变释放长期显著性增强的区域。在长期显著性增强的背景下, 两构造区内还存在中短期的地震活动广义应变释放增强和减弱交替出现的现象。当  $\eta=4/9$  和  $0.5$  时, 华南构造区在使用中小时间带宽情况下存在地震活动广义应变释放显著增强和减弱的现象。而在东北构造区仅 1976 年前存在地震活动广义应变释放显著性增强的现象。当  $\eta=2/3$  和  $1$  时, 两构造区与新疆、华北构造区相似, 在各种不同大时间带宽情况下, 地震活动广义应变释放均无显著增强和减弱趋势的显示。

台湾构造区的情况与大陆其它构造区的情况有较大差别。当  $\eta=0$  和  $2/9$  时, 除 1987 年前后  $2\sim3$  a 外, 在所研究的时间区内, 使用大于  $2.2$  a 的时间窗均可发现贯穿资料起止时间始末的地震活动广义应变释放长期显著增强的特征。在更小的时间带宽情况下, 地震活动广义应变释放似乎呈周期性显著增强, 但显著减弱时段和显著增强时段并非成对出现。当  $\eta=4/9$  和  $0.5$  时, 上述现象依然存在, 但能够显示地震活动广义应变释放长期显著增强特征的时间窗宽需增加到  $3.8$  a。当时间带宽更小时地震活动广义应变释放准周期显著性增强的特征不明显。当  $\eta=2/3$  时, 本构造区仍存在长期(大时间窗宽)显著性增强特征以及中短期的显著性增强减弱的交替现象。表明本区强震活动时间分布并非完全可以用随机理论描述。当  $\eta=1$  时, 可以发现本构造区在时间窗宽为  $5\sim11$  a 时仍存在 1994 年 5 月以来的显著性增强现象。

### 3 讨论和结论

1) 上述结果表明, 在所研究时段内, 不同构造区地震活动时间分布存在不均匀性特征。例如, 当  $\eta$  取较小值、时间窗宽取较大值时, 所研究各构造区内地震活动广义应变释放多具有明显的趋势性变化, 如中国大陆东部地区的趋势性增强, 中国大陆西部地区 1984 年前的趋势性减弱和 1984 年后的趋势性强, 以及新疆、华南、东北、台湾构造区的趋势性增强, 华北和青藏构造区的趋势性减弱等。当时间窗宽较小时, 各研究区均可看到明显的某种成丛分布的存在(深灰色、次深灰色区域相间), 同时掺杂着大量无显著性变化的时间段(浅灰色)。当  $\eta$  取较大值时, 各研究区广义应变释放的趋势性变化和成丛特征减弱, 特别是新疆、华北、东北、华南构造区, 当  $\eta$  取大于  $2/3$  的值时, 广义应变释放放在任意时刻、任何时间尺度窗宽情况下均无显著趋势性变化和成丛特征。而青藏构造区、台湾构造区则在使用较大时间窗时仍存在显著的趋势性变化。说明这些区域和新疆、华北、东北、华南构造区的强震活动性质明显不同。这或许与青藏构造区、台湾构造区位于板块边界有关。有意思的是, 当  $\eta$  取大于  $2/3$  的值时, 中国大陆东部和西部地区的广义应变释放过程, 在使用较大时间窗宽时也存在显著的趋势性变化, 且结果基本类似。表明总体来看在大时间尺度意义下中国大陆东、西部地区强震活动具有时间分布上的一致性。但构成中国东部地区的华北、东北、华南构造区各区域在  $\eta$  取大于  $2/3$  的值时, 广义应变释放过程并不存在显著的趋势性变化。这说明虽然较小空间范围内的强震活动过程可以看作具有随机特征, 但从更大空间范围来看, 强震活动在一定的时间段内是有关联的。如果说板块边界地区由于持续剧烈的构造运动而使强震活动具有明显的趋势变化, 那么大区域内的强震活动趋势则可能与周边板块的运动状态有关。

2) 本文结果表明,  $\eta$  取不同值时, 不同构造区地震活动广义应变释放使用不同时间带宽情况下大都在某些时段存在随机性, 且往往在时间窗宽取较小值时更为明显。同时还应注意, 当  $\eta$  取较大值时, 一些地震构造区, 如新疆、华北、华南和东北构造区的地震活动广义应变释放时间过程的趋势性变化被严重抑制, 随机特征, 占据主导地位。但是, 若增大研究区域,  $\eta$  取较大值时地震活动广义应变释放过程的趋势性变化也可能存在, 如由华北、东北和华南构造区组成的中国东部地区的情况(图 1)。因此, 地震活动广义应变释放过程的随机特征, 与所研究地震资料来自较小的空间区域、较小的时间尺度以及较大的  $\eta$  取值等有关。

3) 本文始终取 95% 的置信水平确定置信区间, 从而判断原假设是否成立。为得到更为详细的地震活动时间分布过程的结构特征, 当然可以使用较低的置信水平, 计算广义地震应变释放时使用更小的采样时间段甚至一次地震进行一次采样, 从而得到更为复杂的分析图象。当然, 地震活动时间过程结构的复杂程度与资料本身性质有关。

上述分析还可以看出, 在同一尺度水平下地震活动在不同时间段往往具有不同的特征。以中国西部为例, 若仅考察某一时间带宽的情况, 即以任一条水平直线横穿“非零导数显著性”检验结果图, 则发现其将穿越不同灰度的区域, 而不同灰度的区域则表示地震活动在相应时刻状态: 增强、减弱或者接近背景性地震活动(接受原假设)。同时, 地震活动时间分布的成丛现象也能够得到直观体现, 地震活动增强和减弱交替出现。当然, 使用的时间窗宽越小, 这种强弱交替现象出现的越频繁。从这个意义上讲, 地震活动时间分布在

一定的范围内具有多尺度结构特征。这种多尺度结构往往可以用多重分形方法进行分析(陈时军等, 2003a; 陈时军, 2004)。

## 参 考 文 献

- 安镇文, 杨翠华, 王琳英, 等. 2000. 地震时空从集的多重分形研究[J]. 地球物理学报, **43**(1): 74~80
- 陈时军, Harte D, 马丽, 等. 2003a. 新西兰地区地震活动时空分布的多重分形特征研究[J]. 地震学报, **25**(3): 298~307
- 陈时军, Harte D, 王丽凤, 等. 2003b. 广义地震应变释放的多重分形特征[J]. 地震学报, **25**(2): 182~190
- 陈时军. 2004. 不同构造环境的地震活动从集特征研究[D]: [学位论文]. 北京: 中国地震局地质研究所, 21~37
- 邓起东, 徐锡伟, 于贵华. 1994. 中国大陆活动断裂的分区特征及其成因[A]. 见: 中国地震学会地震地质专业委员会编. 中国活动断层研究[C]. 北京: 地震出版社, 1~14
- 李根祥. 2003. 中国新构造运动概论[M]. 北京: 地震出版社, 67~299
- 梅世蓉, 冯德益. 1993. 中国地震预报概论[M]. 北京: 地震出版社, 493
- 朱成熹, 郑兴树. 1986. 地震烈度区划的非齐次马尔科夫模型[J]. 地震学报, **8**(增刊): 154~160
- 朱令人, 周仕勇. 1992. 地震多重分形标度指数谱  $f(\alpha)$  的研究[J]. 西北地震学报, **14**(2): 30~35
- Ben-Zion Y, Lyakhovsky V. 2002. Accelerated seismic release and related aspects of seismicity patterns on earthquakes faults[J]. *Pure Appl Geophys*, **159**: 2 385~2 412
- Chaudhuri P, Marron J S. 1999. Sizer for exploration of structures in curves[J]. *J Amer Statist Assoc*, **94**: 807~823
- Fan J. 1992. Design-adaptive nonparametric regression[J]. *J Amer Statist Assoc*, **87**: 998~1 004
- Harte D. 2001. *Multifractals: Theory and Applications*[M]. New York: Chapman & Hall/CRC Press, 29~46, 127~194
- Härdle W. 1990. *Applied Nonparametric Regression*[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 14~86
- Harte D. 2000. Document for the statistical seismology library[A]. In: School of Mathematics and Computing Sciences ed. *School of Mathematics and Computing Sciences*[R]. Wellington: Victoria University of Wellington Press, 1~162
- Muller H. 1980. *Nonparametric Regression Analysis of Longitudinal Data*[M]. Berlin: Springer-Verlag, 1~62, 87~101
- Ogata Y. 1994. Seismological application of statistical models for point process modeling[A]. In: Bozdogan W ed. *Proceeding of the First US/Japan Conference on the Frontiers of Statistical Modeling, An Informational Approach*[C]. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 137~163
- Ogata Y. 1998. Space-time point process models for earthquake occurrence[J]. *Ann Inst Stat Math*, **50**: 379~402
- Silverman B W. 1986. *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*[M]. London: Chapman and Hall, 1~158
- Vere-Jones D. 1970. Stochastic models for earthquakes occurrence[J]. *J R Stat Soc*, **32**: 1~45
- Wang Jeen-Hwa, Lee Chung-Wein. 1997. Multifractal measures of time series of earthquakes[J]. *J Phys Earth*, **45**: 331~345
- Zheng X G, Vere-Jones D. 1991. Application of stress release models to historical earthquakes from North China[J]. *Pure Appl Geophys*, **135**: 559~576
- Zheng X G, Vere-Jones D. 1994. Further application of stochastic stress release model to historical earthquake data[J]. *Tectonophysics*, **229**: 101~121

# SiZer FOR EXPLORATION OF INHOMOGENEOUS STRUCTURE IN TEMPORAL DISTRIBUTION OF EARTHQUAKES

Chen Shijun<sup>1)</sup> Jia Qinghua<sup>2)</sup> Ma Li<sup>3)</sup>

1) *Earthquake Administration of Shandong Province, Jinan 250014, China*

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

3) *Institute of Earthquake Science, China Earthquake Administration, Beijing 100036, China*

**Abstract:** In this paper, the inhomogeneous structure of generalized seismic strain release time series (GSSRTS) of earthquakes in East, West China and their subtectonic regions as Xinjiang, Qinghai-Xizang (Tibet) Plateau Northeast China, North China, South China and Taiwan have been analyzed by using the method of significant analysis on zero crossings of derivatives (SiZer). Results show that when index  $\eta$  for estimating GSSRTS is close to zero and bandwidth is large enough, GSSRTSs feature significant increasing in Xinjiang, Northeast China, South China and Taiwan tectonic regions and decreasing in Qinghai-Xizang (Tibet) and North China tectonic regions since January 1, 1970 till January 1, 2000. With the dwindling of bandwidth GSSRTSs in all the above tectonic regions characterize clustering, that is to say, significant increasing and decreasing emerge alternatively. When  $\eta$  is large enough, GSSRTSs would have no significant statistical variation in most of above tectonic regions except Qinghai-Xizang (Tibetan plateau) and Taiwan where significant increasing or decreasing hold in several time intervals within limited bandwidths.

**Key words:** significance analysis on zero crossings of derivatives (SiZer); nonparametric fit; generalized seismic strain release time series (GSSRTS); subtectonic regions in China