

蒋海昆, 吴琼, 宋金, 曲均浩, 李金. 2012. 地震空间分布非空网格数的统计分布及地震活动增强-平静的定量检测. 地震学报, 34(1): 52-63.

Jiang Haikun, Wu Qiong, Song Jin, Qu Junhao, Li Jin. 2012. Statistic distribution of non-empty grid numbers for earthquakes and quantitative test on enhanced and quiescent activity. *Acta Seismologica Sinica*, 34(1): 52-63.

# 地震空间分布非空网格数的统计分布 及地震活动增强-平静的定量检测<sup>\*</sup>

蒋海昆<sup>1),\*</sup> 吴 琼<sup>1)</sup> 宋 金<sup>1)</sup> 曲均浩<sup>2)</sup> 李 金<sup>3)</sup>

1) 中国北京 100045 中国地震台网中心

2) 中国北京 100029 中国地震局地质研究所

3) 中国北京 100036 中国地震局地震预测研究所

**摘要** 以华北地区1980—2010年资料为例, 以单位边长的网格覆盖研究区, 考察中小地震空间分布非空网格数的变化。网格尺度足够小则非空网格数趋于该时段的地震数, 网格尺度足够大则非空网格数为1。实际资料显示, 当空间网格尺寸大于0.5°之后, 对结果稳定性的影响逐渐减弱。中小地震空间分布非空网格数的变化与“背景”地震活动的空间扩展(增强)或收缩(平静)有关。不同网格尺寸条件下的非空网格数有基本一致的变化趋势, 可能间接反映了区域应力的短时扰动或起伏。小地震有更高的从集特性, 随着震级下限的提高, 不同网格尺寸非空网格数之间差异逐渐变小。华北地区小震活动非空网格数的频次分布符合统计正态分布, 因而给定置信概率、依据正态分布密度函数可计算非空网格数的“正常”分布范围, 超出此范围的数据可视为异常。统计显示, 就华北地区而言, 中小地震非空网格数“平静”型异常的预测效率最低, “增强”型异常具有最高的报警对应率, 而同时考虑“增强”及“平静”的异常判据则具有最高的预报评分。这也意味着, 华北中强地震前以“增强”型的中小地震活动异常为主。研究结果还显示, 小地震时空活动格局的改变与后续中强地震似乎具有更强的统计关联特性。

**关键词** 地震分布 非空网格数 正态分布 华北地区 预测效率

doi:10.3969/j.issn.0253-3782.2012.01.005 中图分类号: P315.5 文献标识码: A

## Statistic distribution of non-empty grid numbers for earthquakes and quantitative test on enhanced and quiescent activity

Jiang Haikun<sup>1),\*</sup> Wu Qiong<sup>1)</sup> Song Jin<sup>1)</sup> Qu Junhao<sup>2)</sup> Li Jin<sup>3)</sup>

1) China Earthquake Networks Center, Beijing 100045, China

2) Institute of Geology, China Earthquake Administration, Beijing 100029, China

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

**Abstract:** Based on the earthquake data during 1980—2010 in North China region, we use the grids with  $l \times l$  unit size to cover the area and investigate the

\* 基金项目 国家科技支撑计划项目(2008BAC38B03)资助。

收稿日期 2011-03-03 收到初稿, 2011-05-30 决定采用修改稿。

† 通讯作者 e-mail: jianghaikun@sohu.com

variation of non-empty box number of earthquakes. When grid size  $l$  is small enough, the number of non-empty boxes tends to be equal to earthquake frequency. When grid size  $l$  is large enough, the number of non-empty boxes will be close to 1. This study shows that the influence of grid size on result stability is very weak when  $l \geq 0.5^\circ$ . The variation of non-empty boxes is related to the expanded (enhanced) or constricted (quiescence) patterns of earthquake spatial distribution. The numbers of non-empty boxes with different  $l$  roughly show a consistent changing tendency, potentially reflect the stress perturbation or undulation during a short time period indirectly. Small earthquakes are much more clustered, the difference between results with different threshold magnitude gradually tend to be small when threshold magnitude increases gradually. The non-empty grid numbers show a normal distribution, therefore the “normal” distribution range for non-empty grid numbers can be calculated with the given confident probability and the abnormal could be detected if the data is outside this “normal” range. The statistics show that in North China the forecasting efficiency is low for “quiescence” type abnormal, the “enhanced” type abnormal has a higher correct alarm rate, and the precursory criterion both by “enhanced” and “quiescence” type abnormal has a higher forecasting efficiency. This means that the precursory of small or moderate earthquakes before large earthquakes mainly displays as “enhanced” activity. The results also show that the pattern change of small or moderate earthquake spatial distribution seems to be related to coming large earthquakes more tightly.

**Key words:** statistic distribution of earthquake; number of non-empty grids; normal distribution; North China; forecasting efficiency

## 引言

区域范围内中小地震活动显著的时间不均匀, 尤其是地震活动明显的增强或平静, 被认为是中强地震前典型的前兆异常现象(宋俊高等, 1997; 焦远碧, 丁鉴海, 2000; 吕晓健, 刘蒲雄, 2000; 平建军等, 2001; Wu, Chiao, 2006). 作为地震前兆的地震活动增强或平静现象, 具有不同的机理解释: 长时期、大范围的地震活动增强, 往往与区域范围内的 AMR (地震矩加速释放, 下同)相联系(Bufe, Varnes, 1993; Jaumé, Sykes, 1999), 进而与复杂系统演化趋于临界状态相关联(Bowman *et al*, 1998; Shebalin *et al*, 2000; Zöller *et al*, 2001; Keilis-Borok *et al*, 2002); 短时间、局部的地震活动显著增强过程(例如前震活动), 往往与临近破裂时的断层成核过程有关(Ohnaka, 1992; Abercrombie *et al*, 1995). 作为强震前兆的地震活动平静, 大部分表现为孕震区及附近小震频次的显著减少(Wiemer, Wyss, 1994; Zöller *et al*, 2001; Wu, Chiao, 2006), 这在物理上一般被解释成临近失稳阶段凹凸体的影响(Kanamori, 1981), 介质变形过程中受力区段的渐进式破坏(蒋海昆等, 2002), 以及发震断层的“蠕滑-匀阻化”过程(马胜利等, 2004). 还有许多报道涉及中强地震前大范围内中小地震的平静(宋俊高等, 1997; 平建军等, 2001; 韩渭宾等, 2006), 目前尚未有模型化的定量解释.

AMR 有明确的物理含义(蒋海昆等, 2009), 并被广泛用于地震活动增强现象的检测

(Bufo, Varnes, 1993; Knopoff *et al*, 1996; Bowman *et al*, 1998; Jaumè, Sykes, 1999; 杨文政, 马丽, 1999; 蒋长胜等, 2004). 一些综合性统计参量及算法, 诸如 RTL(区域-时间-长度算法)(Sobolve, Tyupkin, 1997, 1999; Huang *et al*, 2001; 蒋海昆等, 2004)、PI(图像信息学方法, 下同)(Rundle *et al*, 2000)等, 也被用于表征地震活动相对于以往平均活动水平的偏离。但实际上, 地震活动增强或平静, 最直观的体现仍然是地震活动率(单位时间内的地震频次)的变化(Habermann, 1988)。但地震活动率究竟增大或减少到什么程度可以作为后续可能发生中强地震的前兆, 或曰多大的地震活动率涨落仍然属于“正常”起伏, 这一问题实际上并无物理或统计上的定量判据, 大多是结合震例来对应确定“异常”范围。研究地震活动率不可回避的另一个重要问题是, 余震和震群的删除方式对结果有较大影响。

针对上述问题, 本文拟以华北地区 1980 年以来的地震资料为例, 考虑中小地震的空间“占位”问题, 考察地震分布非空网格数的统计分布及其随时间的变化。之所以使用 1980 年以来的资料, 是考虑到华北地区地震活动在 1980 年代之后变得相对平稳。

## 1 中小地震空间分布非空网格数的定量表达

考察中小地震的空间“占位”问题(图 1), 以边长为  $l \times l$  的网格覆盖研究区, 对第  $k$  时段, 令

$$n(k, l, i, j) = \begin{cases} 1 & (i, j) \text{ 网格有地震落入} \\ 0 & (i, j) \text{ 网格无地震落入} \end{cases} \quad (1)$$

则网格尺度为  $l$  时, 第  $k$  时段总的非空网格数为

$$N(k, l) = \sum_{i, j} n(k, l, i, j) \quad (2)$$

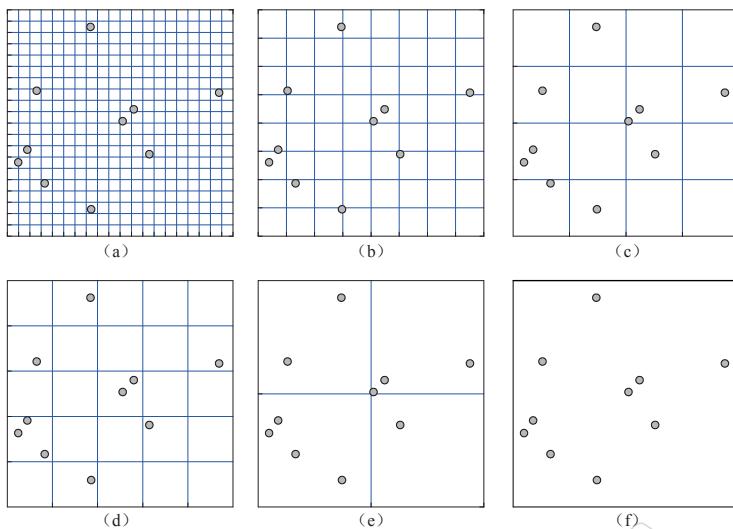
$N(k, l)$  与时段  $k$  及网格尺度  $l$  有关,  $l \rightarrow 0$  时  $N(k) \rightarrow N_0(k)$ ,  $N_0(k)$  为第  $k$  时段的地震数;  $l \rightarrow L$  时  $N(k) \rightarrow 1$ ,  $L$  为研究区的最大空间尺度。

依据 ETAS 模型(传染型余震序列模型, 下同)(Ogata, 1988, 1989), 视地震活动由两部分组成: 一部分是由于序列余震激发所导致的地震群集, 具有自相似特性, 其时间分布遵循修改的大森公式; 另一部分是与序列余震激发无关, 由于外因作用而产生的地震活动, 简称“背景”地震活动, “背景”地震活动最主要的动力学来源是持续不断的构造运动, 近期有部分研究涉及注水、暴雨等外因的触发作用(Hainzl, Ogata, 2005; Lei *et al*, 2008; 蒋海昆等, 2011)。

依据式(1), 第  $(i, j)$  网格在统计时间窗内无论落入多少次地震, 其结果都是  $n(k, l, i, j) = 1$ , 因而当网格尺度  $l$  适当时, 余震或震群活动等从集现象的影响在一定程度上可以消除或减弱。

$N(k, l)$  在某种程度上与“背景”地震活动具有正相关关系。其变化反映了“背景”地震活动的起伏, 与“背景”地震活动的空间扩展(增强)或收缩(平静)有关, 进而与区域构造运动强弱相联系, 某种程度上还可定性类比为某时段研究区范围内微破裂“面积”的变化。

需要指出的是, 所谓“适当的”网格尺度  $l$  的选择标准, 是结果的稳定性对  $l$  的变化不再敏感。具体参见图 4 及相关文字说明。

图1 中小地震空间“占位”示意图( $N_0=10$ )

(a)  $l=L/20$ ,  $N(k)=10$ ; (b)  $l=L/8$ ,  $N(k)=9$ ; (c)  $l=L/4$ ,  $N(k)=8$ ;  
 (d)  $l=L/5$ ,  $N(k)=7$ ; (e)  $l=L/2$ ,  $N(k)=4$ ; (f)  $l=L$ ,  $N(k)=1$

Fig. 1 Diagram of non-empty grid with different grid size  $l$  ( $N_0=10$ )

(a)  $l=L/20$ ,  $N(k)=10$ ; (b)  $l=L/8$ ,  $N(k)=9$ ; (c)  $l=L/4$ ,  $N(k)=8$ ;  
 (d)  $l=L/5$ ,  $N(k)=7$ ; (e)  $l=L/2$ ,  $N(k)=4$ ; (f)  $l=L$ ,  $N(k)=1$

## 2 资料

考察1980年以来华北地区的中小地震活动。依据张培震等(2003)活动地块划分结果，华北地区西以鄂尔多斯地块东边界为界，南以秦岭—大别构造带为界，北以燕山小板块北边界赤峰—开源断裂为界，考虑到海域地震的监控能力，东边界直接以 $125^{\circ}\text{E}$ 为界。1980年以来华北 $M_L \geq 3.0$ 地震分布如图2a所示。这一时期 $M_L \geq 1.0$ 地震的G-R关系如图2b所示。G-R关系粗略给出的这一时期的最小完备震级约为 $M_L 2.2$ (图2b)，因而， $M_L \geq 3.0$

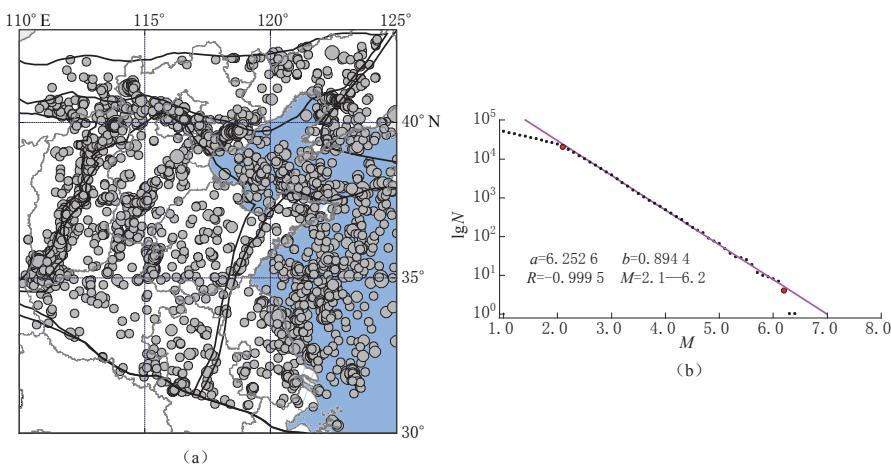
图2 1980—2010年华北地区 $M_L \geq 3.0$ 地震分布(a)及 $M_L \geq 1.0$ 地震G-R关系(b)

Fig. 2  $M_L \geq 3.0$  earthquakes distribution (a) and  $M_L \geq 1.0$  earthquakes G-R relation (b) during 1980—2010 in North China

地震应基本没有遗漏。

### 3 不同网格尺度条件下非空网格数的时间变化

图 3 为华北地区 1980—2010 年的地震频次  $N_0(k)$  及网格尺度  $l$  分别为  $0.2^\circ$ ,  $0.5^\circ$ ,  $1.0^\circ$ ,  $1.5^\circ$  和  $2.0^\circ$  时的非空网格数  $N(k, l)$  的时间变化。计算过程中, 时间窗及滑动步长分别为 12 个月及 1 个月(简称“年累加、月滑动”, 下同)。有 3 个显著的特点:

1) 对相同震级下限的地震资料, 不同网格尺度  $l$  的非空网格数  $N(k, l)$  有基本一致的变化趋势(图 3)。这表明, 依据不同网格尺度, 在一定程度上消除或减弱了余震或震群活动之后, “背景”地震活动仍具有彼此类似的起伏特征。由于“背景”地震活动与持续不断的构造运动相联系, 因而这种不同网格尺寸非空网格数大体同步的起伏变化, 可能间接反映了区域应力场的短期扰动特征。

2) 小地震有更高的丛集特性。对  $M_L \geq 3.0$  地震, 地震频次(点线)与非空网格数  $N(k, l)$  之间差异明显(图 3a); 随着震级下限的提高, 不同  $l$  的  $N(k, l)$  之间差异逐渐变小, 特别对  $M_L \geq 4.0$  地震, 许多时间  $N(k, l)$  与  $N_0(k)$  之间几近重合(图 3c)。

3) 1983—1987 年及 2000 年以来,  $N_0(k)$  与  $N(k, l)$  几乎重合, 即这一时期绝大多数  $M_L \geq 4.0$  地震均属“背景”地震活动, 几乎没有地震丛集现象发生。而 1989, 1991 及 1998—2000 年间则  $N_0(k)$  与  $N(k, l)$  之间存在较大差异, 存在明显的地震丛集现象。这可能与 1989 年 10 月大同 5.9 级震群、1991 年 3 月大同 5.8 级地震、1998 年 1 月张北 6.2 级地震、1999 年 3 月张北 5.6 级余震、以及 1999 年 11 月—2000 年 1 月岫岩 5.4 级震群活动

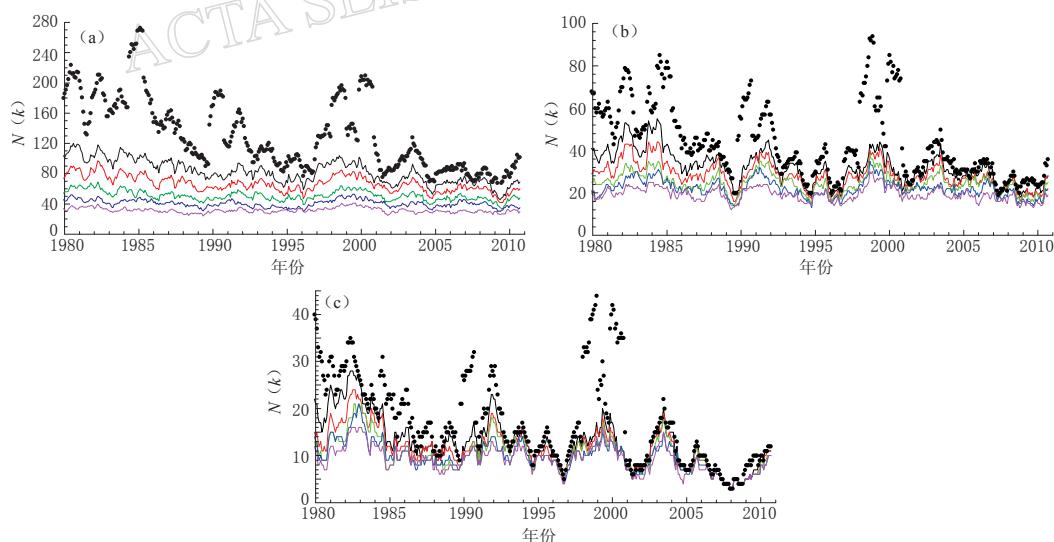


图 3 华北地区 1980—2010 年年累积、月滑动的地震频次  
及不同网格尺度条件下的非空网格数

圆点为地震频次, 黑、红、绿、兰、粉色线分别为网格尺度  $l=0.2^\circ$ ,  $0.5^\circ$ ,  $1^\circ$ ,  $1.5^\circ$  和  $2^\circ$  时的非空网格数。(a)  $M_L \geq 3.0$ ; (b)  $M_L \geq 3.5$ ; (c)  $M_L \geq 4.0$

Fig. 3 Earthquake frequency and the numbers of non-empty grids during 1980—2010 in North China  
Time window and moving step are 1 year and 1 month, respectively. Dots denote earthquake frequency.  
Black, red, green, blue and pink lines correspond to the numbers of non-empty grid with  $l=0.2^\circ$ ,  $0.5^\circ$ ,  
 $1^\circ$ ,  $1.5^\circ$  and  $2^\circ$ , respectively. (a)  $M_L \geq 3.0$ ; (b)  $M_L \geq 3.5$ ; (c)  $M_L \geq 4.0$

有关。

考察网格尺度  $l$  对结果稳定性的影响, 图 4 为 1980—2010 年华北地区  $M_L \geq 3.5$  地震  $[\sum_k N(k, l)]/k$  随  $l$  的变化。可见当  $l \geq 0.5^\circ$  之后,  $[\sum_k N(k, l)]/k$  变化逐渐趋于平稳,  $l$  对结果稳定性的影响逐渐减弱。因而以下讨论除特别说明之外, 均为  $l=0.5^\circ$  的结果。

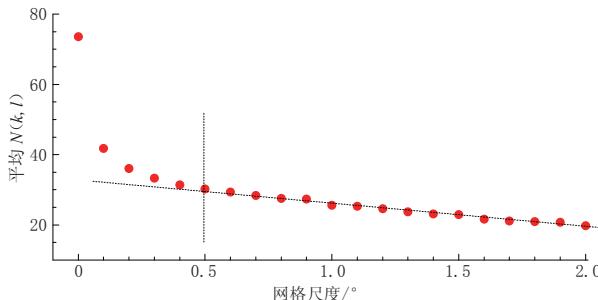


图 4 1980—2010 年华北地区  $M_L \geq 3.5$  地震平均  $N(k, l)$  随  $l$  的变化

Fig. 4 Variation of average  $N(k, l)$  vs.  $l$  for  $M_L \geq 3.5$  earthquakes in North China during 1980—2010

## 4 非空网格数的频次分布及“异常”判定

1980—2010 年共计 31 年, 由于采用 12 个月累加、1 个月滑动的方式进行统计, 因而一共可以得到 361 个时间长度等于 12 个月的统计时段及其相应的地震数。据此, 图 5a—c 给出了华北地区 1980—2010 年年累积、月滑动地震数的频次分布。图中横坐标为每单位时间(12 月)的地震数, 纵坐标为相应的频次统计, 柱状图即表示每单位时间内地震数等于某数值的频次。与此相类似, 图 5d—f 给出了华北地区 1980—2010 年  $l=0.5^\circ$  条件下年累加、月滑动非空网格数的频次分布。

由图 5 可见, 不同震级地震年频次无明显的分布特征(图 5a—c), 但每年地震分布非空网格数的频次分布大体上显示正态分布特征(图 5d—f)。对是否符合正态分布进行  $\chi^2$  检验。图 5d—f 中非空网格数的均值、标准差、 $\chi^2$  检验值、 $\alpha=0.01$  置信水平条件下的  $\chi^2_a$  临界值等参数分别列于表 1。其中  $n$  为样本数,  $k$  为  $\chi^2$  检验的数值分布区间数。可见在  $\alpha=0.01$  的置信水平下均能通过  $\chi^2$  检验, 因而每年非空网格数的频次分布符合统计正态分布。这为“异常”的定量检测及在一定程度上回答上述“地震活动率究竟增大或减少到什么程度可以作为后续可能发生中强地震的异常前兆”这一问题提供了一种可能的途径。

正态分布密度函数可写为

$$n(x, \mu, \sigma^2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \quad (3)$$

式中,  $x$  为年累加、月滑动的非空网格数;  $\mu, \sigma$  分别为非空网格数正态分布的数学期望(样本均值)及样本标准差。 $x$  分布于  $x_1$  与  $x_2$  之间的置信概率为(图 6)

$$P(x_1 < x < x_2) = \int_{x_1}^{x_2} n(x, \mu, \sigma) dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{x_1}^{x_2} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx \quad (4)$$

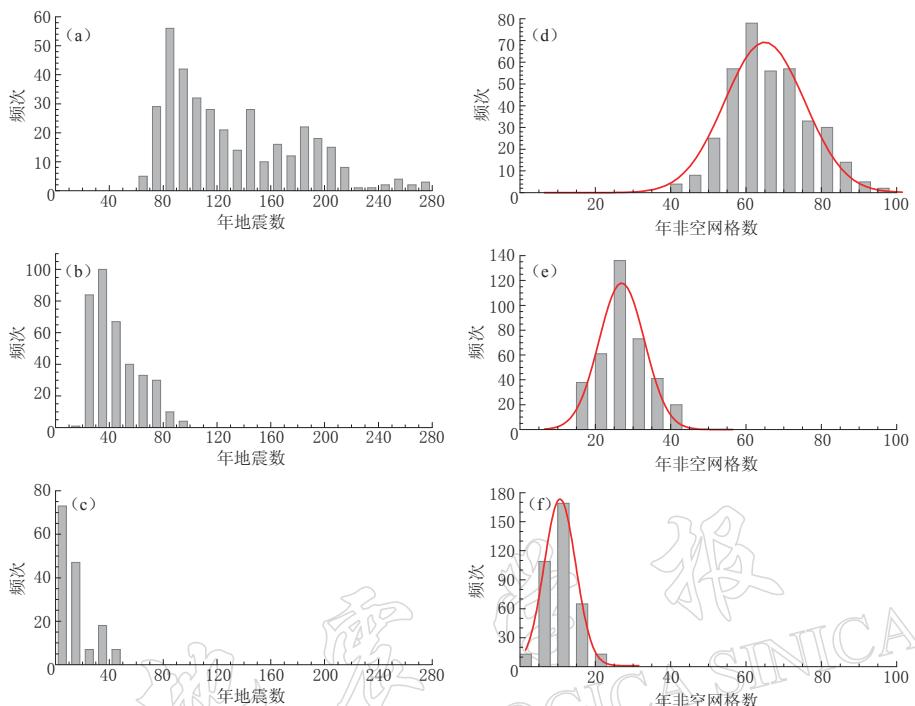


图 5 华北地区 1980—2010 年年累积、月滑动的地震频次及  $l=0.5^{\circ}$  条件下非空网格数的频次分布

(a), (b), (c) 分别为  $M_L \geq 3.0$ , 3.5 及 4.0 地震的年频次分布; (d), (e), (f) 分别为  $M_L \geq 3.0$ , 3.5 及 4.0 地震空间非空网格数的频次分布

Fig. 5 Frequency distribution of earthquakes and the non-empty grid numbers  
with  $l=0.5^{\circ}$  in North China during 1980—2010

(a), (b) and (c) show numbers of  $M_L \geq 3.0$ , 3.5 and 4.0 earthquakes, respectively. (d), (e) and (f) denote numbers of non-empty grids with  $M_L \geq 3.0$ , 3.5 and 4.0 earthquakes, respectively

表 1 与图 5d—f 相对应数据的正态分布检验结果 ( $\chi^2$  检验)

Table 1 Result of normal distribution tests corresponding to Fig. 5d—f ( $\chi^2$  test)

震级	$n$	$\mu$	$\sigma$	$k$	$\alpha$	$\chi^2$	$\chi_{\alpha}^2(k-2-1)$	判据	检验结果
$M_L \geq 3.0$	369	66.73	10.49	21	0.01	33.612	34.805	$\chi^2 < \chi_{\alpha}^2(k-2-1)$	$H_0$
$M_L \geq 3.5$	369	28.21	6.24	12	0.01	19.860	21.666	$\chi^2 < \chi_{\alpha}^2(k-2-1)$	$H_0$
$M_L \geq 4.0$	369	12.98	5.8	7	0.01	6.302	13.277	$\chi^2 < \chi_{\alpha}^2(k-2-1)$	$H_0$

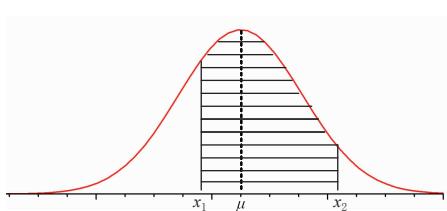


图 6 正态分布示意图

Fig. 6 Diagram of normal distribution

假定  $[x_1, x_2]$  为  $x$  的“正常”分布范围, 给定置信概率  $P$ , 由式(4)即可确定“异常”:

1) 令  $x_1 \rightarrow -\infty$ , 则  $x > x_2$  为“增强”型异常, 记为 I 类异常.

2) 令  $x_2 \rightarrow +\infty$ , 则  $x < x_1$  为“平静”型异常, 记为 II 类异常.

3) 令  $|x_2 - \mu| = |\mu - x_1|$ , 则  $x > x_2$  及  $x < x_1$  均为异常, 记为 III 类异常. III 类异常是以均

值为中心的某一数值区间为“正常”，超出正常范围即视为异常。其中  $x > x_2$  意味着“背景”地震活动范围的扩展(增强)， $x < x_1$  则表征“背景”地震活动范围的收缩(减弱)。

置信概率  $P$  越大，出现“异常”的机会就越少。究竟如何确定  $P$  值，目前仍然还只能是通过实际资料的不断尝试来进行，评价标准无外乎与后续中强地震的对应情况。为叙述方便，令  $T_0$ ， $T_1$ ， $T_2$  分别为研究时段、预报占时及异常结束至主震的时间(单位为“月”)， $n_{e0}$ ， $n_{pa}$ ， $n_{pe}$  分别为待预测的目标地震数、异常报警次数及规定预测时段内的对应地震数， $n_{pm} = n_{e0} - n_{pe}$  为漏报地震数， $n_{pf} = n_{pa} - n_{pe}$  为虚报数，则

报警对应率	$P_{pa} = \frac{n_{pe}}{n_{pa}}$
漏报率	$P_{pm} = \frac{n_{e0} - n_{pe}}{n_{e0}}$
虚报率	$P_{pf} = \frac{n_{pa} - n_{pe}}{n_{pa}}$
预测评分	$R = \frac{n_{pe}}{n_{e0}} - \frac{T_1}{T_0}$

(5)

式(5)中 4 个参数可用于“异常”预报效能的评价。其中报警对应率表征异常与地震的直接对应情况，报警对应率越高越好，但仅有较高的报警对应率并不意味着有较高的预测效率，只有较高的报警对应率与较低的漏报率及较低的虚报率同时出现，才有可能取得较高的预报效率。预测评分则从预报地震所占比例及预报占时的角度来综合考虑预报效率问题(国家地震局科技监测司, 1990)。

## 5 华北地区 1980 年以来非空网格数时间变化与中强地震的对应关系

限于篇幅，仅给出  $M_L \geq 3.5$  地震的统计结果(图 7)，网格尺寸  $l = 0.5^\circ$ 。该组数据均值及标准差分别为  $\mu = 28.21$ ， $\sigma = 6.24$ 。采用前述第Ⅲ类异常判据，取置信概率  $P = 0.8$ ，由式(4)计算得到  $x_1 = 20.2$ ， $x_2 = 36.2$ ，即对 1980 年以来华北地区  $M_L \geq 3.5$  地震，年累积、月滑动的非空网格数大于 36.2 或小于 20.2 均视为“异常”。图 7 上方标注出 1980—2010 年华北地区发生的所有 14 次  $M_s \geq 5.5$  地震(不计余震)，可见  $x > x_2$  或  $x < x_1$  与中强地震的发生似乎确有一定的时间对应关系。以年尺度预测应用为例，规定异常出现后 12 个月有 5.5 级以上地震发生计为“报准”，否则计为“虚报”，有地震无异常则计为“漏报”，结果如表 2 所示。参见图 7 及表 2，各类异常预报情况如下：

1) I 类异常( $x > x_2$ )。着重于“背景”地震活动的增强。此类异常报警 9 次，其中 8 次 1 年内有 5.5 级以上地震对应，漏报 6 次，虚报 1 次。报警对应率  $P_{pa} = 8/9 \approx 0.89$ ，漏报率  $P_{pm} = 6/14 \approx 0.43$ ，虚报率  $P_{pf} = 1/9 \approx 0.11$ 。9 次报警共计占时 48 个月，预报评分  $R = 8/14 - 48/372 \approx 0.44$ 。

2) II 类异常( $x < x_1$ )。着重于“背景”地震活动的减弱。此类异常报警 6 次，其中 3 次 1 年内有 5.5 级以上地震对应，漏报 11 次，虚报 3 次。报警对应率  $P_{pa} = 3/6 \approx 0.50$ ，漏报率  $P_{pm} = 11/14 \approx 0.79$ ，虚报率  $P_{pf} = 3/6 \approx 0.50$ 。6 次报警共计占时 45 个月，预报评分  $R = 3/14 - 45/372 \approx 0.15$ 。

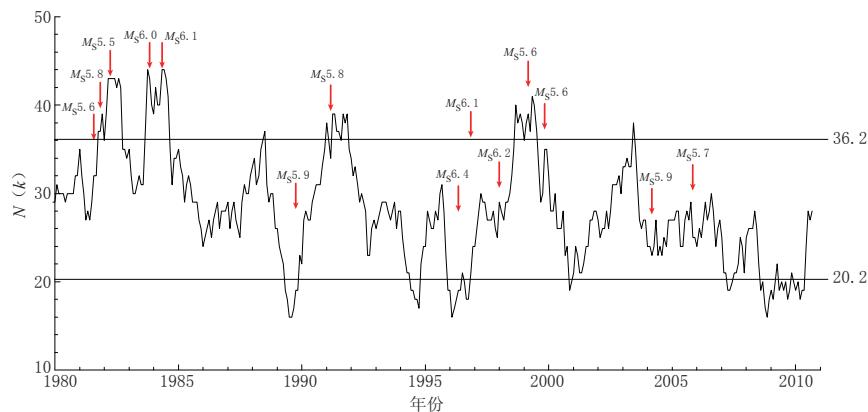


图 7 1980 年以来华北地区  $M_L \geq 3.5$  地震“占位”非空网格数的时间变化  
网格尺寸  $l=0.5^\circ$ ,  $P=0.8$ , 年累加、月滑动结果

Fig. 7 Temporal variation of numbers of non-empty grids with  $M_L \geq 3.5$  earthquakes in North China since 1980

$l=0.5^\circ$ ,  $P=0.8$ . Time window and moving step are 1 year and 1 month, respectively

表 2 1980—2010 年华北  $M_L \geq 3.5$  地震年累计、月滑动非空网格数“异常”及与中强地震的对应情况

Table 2 Abnormal variation of non-empty grid numbers and its correspondence to moderate and large earthquake occurrence in North China (1980—2010,  $M_L \geq 3.5$ ). Time window and moving step are 1 year and 1 month, respectively

非空网格数“异常”特征统计				华北地区 $M_S \geq 5.5$ 地震				
异常时段 年-月	$T_1$ /月	$T_2$ /月	异常特征	地震时间 年-月-日	纬度/ $^\circ$ N	经度/ $^\circ$ E	$M_S$	地点
1980-11—1981-11	2	0	增强	1981-08-13	40.58	113.41	5.6	丰镇
1981-10—1982-04	7	0	增强	1981-11-09	37.40	114.99	5.8	隆尧
1983-09—1983-11	3	0	增强	1982-04-14	36.71	105.63	5.5	海原
1983-09—1984-05	9	0	增强	1983-11-07	35.17	105.63	6.0	菏泽
1988-07—1988-07	1		增强	1984-05-21	32.64	121.60	6.1	南黄海
1989-05—1989-10	6	0	平静	1989-10-18	39.94	113.88	5.7	大同
1991-01—1991-01	1	2	增强	1991-03-26	40.00	113.80	5.8	大同
1994-06—1994-10	5		平静					
1995-12—1996-05	6	0	平静	1996-05-03	40.80	109.60	6.4	包头
1995-12—1996-11	12	1	平静	1996-11-09	31.70	123.10	6.1	长江口
				1998-01-10	41.10	114.30	6.2	张北
1998-09—1999-03	7	0	增强	1999-03-11	41.20	114.60	5.6	张北
1999-02—1999-07	6	4	增强	1999-11-01	39.80	113.90	5.6	浑源
2000-11—2000-12	2		平静					
2003-06—2003-06	1	9	增强	2004-03-24	45.40	118.25	5.9	东乌珠
2007-04—2007-06	3		平静	2005-11-26	29.70	115.70	5.7	九江
2008-08—2010-05	22		平静					待检验

注：置信概率  $P=0.8$ ; 异常特征：“增强” $x > 36.2$ , “平静” $x < 20.2$ ;  $T_0$ ,  $T_1$ ,  $T_2$  分别为总研究时段、预报占时及异常结束至主震的时间(单位为“月”), 其中 1980—2010 年共计  $T_0 = 372$  个月。

3) III类异常( $x > x_2$  或  $x < x_1$ ). “背景”地震活动的增强或减弱均视作异常. 此类异常

报警 15 次, 其中 11 次 1 年内有 5.5 级以上地震对应, 漏报 3 次, 虚报 4 次, 报警对应率  $P_{pa} = 11/14 \approx 0.79$ , 漏报率  $P_{pm} = 3/14 \approx 0.21$ , 虚报率  $P_{pf} = 4/15 \approx 0.27$ . 15 次报警共计占时 93 个月, 预报评分  $R = 11/14 - 93/372 \approx 0.54$ .

对  $M_L \geq 3.0$  和  $M_L \geq 4.0$  地震开展类似的研究. 首先从不同震级下限对结果的影响来看, 在 3 种异常类型条件下,  $M_L \geq 3.5$  地震所得结果的预测评分最高, 其次是  $M_L \geq 3.0$  地震的结果,  $M_L \geq 4.0$  地震结果的预测评分最低(表 3). 这表明, 尽管通常认为小地震时空分布具有更强的随机性, 但本文结果显示, 小地震时空活动格局的改变与后续中强地震的统计关联特性似乎相对更强. 若仅就  $M_L \geq 3.5$  地震结果对比来看, II 类异常报警对应率及预测评分最低, 漏报率和虚报率最高, 因而“平静”型异常的预测效率最低; III 类异常的报警对应率较高、漏报率最低、虚报率较低、预测评分最高, 因而同时考虑“增强”及“平静”的异常判据具有最高的预测效率; I 类异常报警对应率最高、漏报率较低、虚报率最低、预测评分较高, 因而“增强”型异常预测效率介于二者之间(表 3).

表 3 1980 年以来华北中小地震年累计、月滑动非空网格数异常及其预测能力评价

Table 3 Premonitory capability of non-empty grid statistics for moderate and small earthquake occurrence in North China since 1980. Time window and moving step are 1 year and 1 month, respectively

异常类型	$M_L$	$n_{pa}$	$n_{pe}$	$n_{pm}$	$n_{pf}$	$P_{pa}$	$R$	$P_{pm}$	$P_{pf}$	$T_1/\text{月}$	$\tilde{T}_1/\text{月}$	$T_2/\text{月}$	$\tilde{T}_2/\text{月}$	异常判据 ( $P=0.8$ )
I	3.0	8	7	7	1	0.88	0.26	0.50	0.13	2—21	$8.2 \pm 6.1$	0—7	$2.7 \pm 2.8$	$x > 75.7$
	3.5	9	8	6	1	0.89	0.44	0.43	0.11	1—9	$4.1 \pm 3.1$	0—9	$1.9 \pm 3.2$	$x > 33.5$
	4.0	8	6	8	2	0.75	0.24	0.57	0.25	2—34	$11.0 \pm 12.6$	0—9	$3.2 \pm 3.8$	$x > 14.9$
II	3.0	4	2	12	2	0.50	0.05	0.86	0.50	1—12	$4.8 \pm 5.0$	1—2	$1.50 \pm 0.7$	$x < 57.3$
	3.5	6	3	11	3	0.50	0.15	0.79	0.50	2—12	$5.7 \pm 3.5$	0—1	$0.3 \pm 0.5$	$x < 22.9$
	4.0	4	1	13	3	0.25	<0	0.93	0.75	1—26	$7.5 \pm 12.3$	1	$1.0 \pm$	$x < 7.9$
III	3.0	12	9	5	3	0.75	0.32	0.36	0.25	2—21	$7.1 \pm 5.8$	0—7	$2.4 \pm 2.5$	$x > 80.2$ 或 $x < 53.2$
	3.5	15	11	3	4	0.73	0.54	0.21	0.27	2—12	$4.7 \pm 3.3$	0—9	$1.3 \pm 2.7$	$x > 36.2$ 或 $x < 20.2$
	4.0	12	7	7	5	0.58	0.20	0.50	0.42	2—34	$8.4 \pm 11.5$	0—9	$2.9 \pm 3.6$	$x > 16.8$ 或 $x < 6.0$

注:  $M_L$  为震级下限;  $n_{pa}$  为报警次数;  $n_{pe}$  为对应地震数;  $n_{pm}$  为漏报数;  $n_{pf}$  为虚报数;  $P_{pa} = n_{pe}/n_{pa}$  为报警对应率;  $P_{pm} = n_{pm}/n_{e0}$  为漏报率;  $P_{pf} = n_{pf}/n_{pa}$  为虚报率;  $R = P_{pa} - T_1/T_0$  为预测评分;  $T_1$ ,  $T_2$  为异常持续时间及异常结束至主震的时间,  $\tilde{T}_1$ ,  $\tilde{T}_2$  为相应的平均值; 待预测地震数  $n_{e0} = 14$ .

## 6 讨论与结论

1) 以华北地区 1980—2010 年资料为例, 考察中小地震的空间“占位”问题. 以固定边长的网格覆盖研究区, 规定某网格落入地震计为非空, 否则为空, 研究非空网格数的统计分布及其随时间的变化. 非空网格数与统计时段及网格尺度有关, 网格尺度足够小, 则非空网格数趋于该时段的地震数; 网格尺度足够大, 则非空网格数等于 1. 实际资料显示, 当网格尺寸大于  $0.5^\circ$  之后, 网格尺度对非空网格数结果稳定性的影响逐渐减弱.

2) 中小地震活动的非空网格数, 与剔除余震及震群等地震群集之后的“背景”地震活动相关联, 而“背景”地震活动最主要的动力学来源是持续不断的构造运动. 因而, 非空网格数的变化与“背景”地震活动的空间扩展(增强)或收缩(平静)有关, 进而与区域构造运动

强弱相联系，一定程度上还可定性类比为微破裂分布“面积”的变化。

3) 不同网格尺度条件下的非空网格数有基本一致的变化趋势。这种不同网格尺度非空网格数大体同步的起伏变化，可能间接反映了区域应力的短时扰动状态。

4) 小地震有更高的丛集特性。震级较低时，小震频次与非空网格数之间差异明显；随着震级下限的提高，不同网格尺寸非空网格数之间差异逐渐变小。

5) 华北地区小震活动非空网格数的频次分布符合统计正态分布。给定置信概率  $P$ ，依据正态分布密度函数可计算变量非空网格数  $x$  的“正常”分布范围  $[x_1, x_2]$ 。 $x_1 \rightarrow \infty^-$  时， $x > x_2$  为 I 类异常； $x_2 \rightarrow \infty^+$  时， $x < x_1$  为 II 类异常； $|x_2 - \mu| = |\mu - x_1|$ ，规定  $x > x_2$  及  $x < x_1$  为 III 类异常。I、II 类异常意味着“背景”地震活动范围的扩展及收缩，与“背景”地震活动增强及减弱（平静）相关联；III 类异常是以均值为中心的某一数值区间为“正常”波动范围，超出正常波动范围均视为异常。

6) 研究华北地区 1980—2010 年非空网格数时间变化与其后 1 年内  $M_s \geq 5.5$  中强地震的对应关系。结果显示，“平静”型异常的报警对应率及预测评分最低，而漏报率和虚报率最高；“增强”型异常具有最高的报警对应率，而同时考虑“增强”及“平静”的异常判据则具有最高的预报评分。这表明，华北地区中强地震前的中小地震活动异常，以“增强”型的中小地震活动为主，与 AMR 模型预期相一致。

7) 分  $M_L \geq 3.0$ ,  $M_L \geq 3.5$  及  $M_L \geq 4.0$  地震 3 组样本，研究资料震级下限对结果的影响。结果显示， $M_L \geq 3.5$  地震所得结果的预测评分最高，其次是  $M_L \geq 3.0$  地震的结果， $M_L \geq 4.0$  地震结果的预测评分最低。这意味着，尽管小地震时空分布具有更强的随机性，但小地震时空活动格局的改变与后续中强地震的统计关联特性似乎相对更强。

## 参 考 文 献

- 国家地震局科技监测司. 1990. 地震学分析预报方法程式指南 [M]. 北京: 地震出版社: 77–80.
- 韩渭宾, 辛华, 蒋国芳. 2006. 中国大陆及大华北、云南的地震平静指标: 不同层次地震平静异常预测效能研究之二 [J]. 四川地震, (3): 1–9.
- 蒋长胜, 吴忠良, 史勇军. 2004. 中强震前地震活动矩释放加速现象(AMR)的普遍性问题 [J]. 中国地震, 20(2): 119–125.
- 蒋海昆, 董祥, 苗青壮, 吴琼, 宋金. 2009. 不同温压条件下声发射应变能释放特征: 加速模型参数物理含义的初步讨论 [J]. 地球物理学报, 52(8): 2064–2073.
- 蒋海昆, 侯海峰, 周焕鹏, 周翠英. 2004. “区域-时间-长度算法”及其在华北中强地震中短期前兆特征研究中的运用 [J]. 地震学报, 26(4): 151–161.
- 蒋海昆, 杨马陵, 孙学军, 吕坚, 阎春恒, 吴琼, 宋金, 赵勇, 黄国华, 张华, 姚宏, 牟剑英, 李金, 曲均浩. 2011. 暴雨触发局部地震活动的一个典型例子: 2010 年 6 月广西凌云—凤山交界 3 级震群活动 [J]. 地球物理学报, 154(10): 2606–2619.
- 蒋海昆, 张流, 周永胜, 侯海峰, 晁文海. 2002. 基于高温高压岩石破裂实验结果对部分地震学现象的解释 [J]. 西北地震学报, 24(2): 113–122.
- 焦远碧, 丁鉴海. 2000. 中等地震活动增强作为强震标志的研究 [J]. 地震, 20(2): 16–19.
- 吕晓健, 刘蒲雄. 2000. 华北地区强震前地震活动的异常增强 [J]. 地震, 20(3): 43–47.
- 马胜利, 蒋海昆, 扈小燕, 巴晶. 2004. 基于声发射实验结果讨论大震前地震活动平静现象的机制 [J]. 地震地质, 26(3): 426–435.
- 平建军, 张青荣, 曹肃朝, 边庆凯. 2001. 4 级地震平静是华北地区强震前的一个重要震兆特征 [J]. 地震学报, 23(4): 442–448.

- 宋俊高, 王炜, 陆锦花. 1997. 前兆性地震平静在中期预报中的定量研究[J]. 西北地震学报, **19**(3): 37–43.
- 杨文政, 马丽. 1999. 地震活动加速模型及其在中国的应用. 地震学报, **21**(1): 32–41.
- 张培震, 邓启东, 张国民, 马瑾, 甘卫军, 闵伟, 毛凤英, 王琪. 2003. 中国大陆的强震活动与活动地块[J]. 中国科学: D辑, **33**(增刊): 12–20.
- Abercrombie R E, Agnew D C, Wyatt F K. 1995. Testing a model of earthquake nucleation[J]. *Bull Seism Soc Amer*, **85**(6): 1873–1878.
- Bowman D D, Quillon G., Sammis C G, Sornette A, Sornette D. 1998. An observational test of the critical earthquake concept[J]. *J Geophys Res*, **103**(B10): 24359–24372.
- Bufe C G, Varnes D J. 1993. Predictive modeling of the seismic cycle of the greater San Francisco Bay region[J]. *J Geophys Res*, **98**(B6): 9871–9883.
- Habermann R E. 1988. Precursory seismic quiescence: past, present and future[J]. *Pure Appl Geophys*, **126**(2–4): 279–318.
- Hainzl S, Ogata Y. 2005. Detecting fluid signals in seismicity data through statistical earthquake modeling[J]. *J Geophys Res*, **110**, B05S07, doi:10.1029/2004JB003247, 1–10.
- Huang Q, Sobolev G A, Nagao T. 2001. Characteristics of the seismic quiescence and activation patterns before the  $M=7.2$  Kobe earthquake, January 17, 1995[J]. *Tectonophysics*, **337**(1–2): 99–116.
- Jaumé S C, Sykes L R. 1999. Evolving towards a critical point: A review of accelerating seismic moment/energy release prior to large and great earthquake[J]. *Pure Appl Geophys*, **155**(2–4): 279–306.
- Kanamori H. 1981. The nature of seismicity patterns before large earthquakes[M]// Simpson D W, Richards P G eds. *Earthquake Prediction—An International Review*. Maurice Ewing Series (AGU 4): 1–19.
- Keilis-Borok V. 2002. Earthquake prediction: State-of-the-art and emerging possibilities[J]. *Annu Rev Earth Planet Sci*, **30**: 1–33.
- Knopoff L, Levshina T, Keilis-Borok V I, Mattoni C. 1996. Increased long-range intermediate-magnitude earthquake activity prior to strong earthquakes in California[J]. *J Geophys Res*, **101**(B3): 5779–5796.
- Lei X, Yu G, Ma S, Wen X, Wang Q. 2008. Earthquakes induced by water injection at  $\sim 3$  km depth within the Rongchang gas field, Chongqing, China[J]. *J Geophys Res*, **113**, B10310, doi:10.1029/2008JB005604: 1–12.
- Ogata Y. 1988. Statistical models for earthquake occurrences and residual analysis for point processes[J]. *J Amer Stat Assoc*, **83**(401): 9–27.
- Ogata Y. 1989. Statistical model for standard seismicity and detection of anomalies by residual analysis[J]. *Tectonophysics*, **169**(1–3): 159–174.
- Ohnaka M. 1992. Earthquake source nucleation: a physical model for short-term precursors[J]. *Tectonophysics*, **211**(1–4): 149–178.
- Rundle J B, Klein W, Turcotte D L, Malamud B D. 2000. Precursory seismic activation and critical-point phenomena[J]. *Pure Appl Geophys*, **157**(11–12): 2165–2182.
- Shebalin P, Zaliapin I, Keilis-Borok V. 2000. Premonitory raise of the earthquakes correlation range: Lesser Antilles[J]. *Phys Earth Planet Inter*, **122** (3–4) : 241–249.
- Sobolev G A, Tyupkin Y S. 1997. Low-seismicity precursors of large earthquakes in Kamchatka[J]. *Volcanol Seism*, **18**: 433–446.
- Sobolev G A, Tyupkin Y S. 1999. Precursory phases seismicity precursors, and earthquake prediction in Kamchatka[J]. *Volcanol Seism*, **20**: 615–627.
- Wiemer S, Wyss M. 1994. Seismic quiescence before the Landers ( $M=7.5$ ) and Big Bear ( $M=6.5$ ) 1992 earthquake[J]. *Bull Seism Soc Amer*, **84**(3): 900–916.
- Wu Y M, Chiao L Y. 2006. Seismic quiescence before the 1999 Chi-Chi, Taiwan,  $M_w 7.6$  earthquake[J]. *Bull Seism Soc Amer*, **96**(1): 321–327.
- Zöller G, Hainzl S, Kurths J. 2001. Observation of growing correlation length as an indicator for critical point behavior prior to large earthquakes[J]. *J Geophys Res*, **106**(B2): 2167–2176.