第 22 卷　第 1 期　　地　震　学　报　　Vol. 22, No. 1
2000 年 1 月　(35～44)　　ACTA SEISMOLOGICA SINICA　　Jan., 2000

地震统计模型的年概率增益评估*

刘　杰[1)]　庄建仓[1)]　David Vere-Jones[2)]
石耀霖[3)]　　马　丽[1)]

1) 中国北京 100036 中国地震局分析预报中心
2) ISOR, Victoria University of Wellington, New Zealand
3) 中国北京 100039 中国科学院中国科技大学研究生院(北京)

摘要　根据 Vere-Jones 提出的随机过程中信息增益的计算方法，研究了它与地震预测中常用的概率增益方法的联系；在此基础上，提出了计算地震活动统计模型的年概率增益方法，并将该方法应用于全过程指数增长的非稳态泊松模型和应力释放模型. 此外，依据随机变量反函数的模拟方法，还给出了应力释放模型的预测方法.

关键词　年概率增益　非稳态泊松模型　应力释放模型　随机变量模拟

引言

对地震预测进行评估，常用的方法有 R 值评分(许绍燮，1989)、V 值评分(洪时中，1989)、概率增益(Aki，1981；张天中等，1998；张立人，1998)等. 这些方法在进行评估时一般要求是：每次预报必须给出明确的预报意见，即未来一段时间是有地震，还是无地震. 在张天中等(1998)采用的概率增益中，每种前兆虽然被赋予某种形式的概率，但这种前兆的概率仍是在明确预报基础上进行统计得到的. 而地震统计模型对未来的预测通常是以某种概率方式给出的，而且覆盖整个时间域，这就造成上述常用的评估方法无法使用. 为解决这个问题，本文依据 Vere-Jones[①] 提出的随机过程中信息增益的计算方法，研究了它与地震预测中常用的概率增益方法的联系，并在此基础上，提出了一种计算地震活动统计模型的年概率增益方法.

地震活动常用的统计模型是稳态泊松模型. 这个模型是统计上一个常用的模型. 它假定地震活动的发生率为常数，这与实际地震活动存在一定差异. 因此，基于地震活动的特点，我们近期研究了非稳态泊松模型和应力释放模型(刘杰，1998；刘杰等，1998a，b；石耀霖等，1998；Liu *et al.*，1999). 作为对这种新评估方法的应用，本文对这两类模型做了一些评估，并对得到的结果进行了讨论.

应力释放模型与其它一些模型不同的地方在于，其瞬时发生率(或条件概率强度)函数是一种阶跃型函数，它与未来地震活动密切相关，因此，对这类函数的预测是不能直接外推的. 为解决这个问题，依据随机变量的反函数的模拟方法，本文给出了一套完整的应力

* 中国地震局“九五”重点项目(95-04-03-03-03 和 95-04-07-02-03)资助.
1999-04-07 收到初稿，1999-06-16 收到修改稿并决定采用.

① Vere-Jones D. 1998. 统计地震学(系列论文集). 中国地震局杭州培训中心教材. 141～154.

http://www.dizhenxb.org.cn

释放模型的预测方法.

1 地震活动统计模型的年概率增益

1.1 概率增益的定义

在将概率增益方法用于地震预测时，首先需要确定地震发生的背景概率 P_E，也就是未来地震在某个给定时空强范围内的发生概率. 如果我们对未来的地震活动一无所知，那么对于任何时空强范围内，未来发生或不发生地震的概率是相等的，这样 $P_E=0.5$. 但在实际地震活动中，我们可以求出其年发生率 ν. 如果假定该地震活动是一个泊松过程，那么在某个时间段 Δt 内的地震发生概率为

$$P(E)=1-\mathrm{e}^{-\nu\Delta t} \tag{1}$$

在足够长的时期内，若前兆 A 曾出现 n 次，对应于某时空强范围的地震 E 发生了 r 次，则前兆 A 出现后发生地震的条件概率

$$P(E\mid A)\approx\frac{r}{n} \tag{2}$$

设定地震 E 在相应时空强范围发生的概率为 $P(E)$. 在 Kagan 和 Knopoff 工作的基础上，Aki(1981)引入概率增益这一概念

$$G=\frac{P(E\mid A)}{P(E)} \tag{3}$$

这里，G 表示概率增益. 当 $P(E|A)=P(E)$时，概率增益 $G=1$，即有前兆和无前兆时地震发生的概率不变. 表明该前兆与地震是相互独立的，实际并不带有地震信息，这样的前兆就失去了前兆意义. 当 $P(E|A)=1$ 时，即只要该前兆出现，它所对应的地震必定发生. 表明该前兆包含必震信息. 其虚报率为 0，但不包含漏报的信息. 此时概率增益 G 取最大值，为背景概率的倒数.

1.2 评分过程与信息增益

我们假设地震过程可以用一个稳态的、各态遍历的点过程模拟，并且从较简单的一个非标值点过程开始，条件强度函数为 $\lambda(t)$. 假定已经通过其它方法得到真实情况 X_i：当事件发生在预测时间区间$(t_i, t_i+\delta_i)$内时，$X_i=1$；否则 $X_i=0$. 如果在该时间区间的预测概率为 P_i，那么这些结果可类同于相应概率为 P_i 的伯努利实验序列. 这一实验序列的对数似然就可自然而然地成为评分，称之为二项评分(binomial score)

$$B=\Sigma[X_i\ln P_i+(1-X_i)\ln(1-P_i)] \tag{4}$$

式中，第 1 项代表含有事件的那些时间区间内对评分的贡献，第 2 项代表不含事件的时间区间对评分的贡献.

假设这些时间区间内覆盖一个总时间段 $T=\Sigma\delta_i$，那么 B/T 可认为是单位时间内过程产生信息的一个估计. 对大多数场合，建议使用广义熵，或相对于某一参考过程的信息增益. 目前情况下，具有相同的平均发生率 $\bar{\lambda}=E[\lambda(t)]$的泊松过程自然成为一个参考过程(注意因为稳态的假设，等式右边部分与时间无关). 将此过程中第 i 个预测区间关于泊松过程的概率估计表示为 $\bar{P}=1-\exp(-\bar{\lambda}\delta_i)$，这两个二项式评分的平均差表示为

$$\bar{\rho}=(B-\bar{B})/T=(1/T)\sum\left[X_i\ln\frac{P_i}{\bar{P}_i}+(1-X_i)\ln\frac{1-P_i}{1-\bar{P}_i}\right] \tag{5}$$

我们称其为与预测方法相关的每单位时间的平均信息增益．比率 $P_i/\bar{P}_i$ 是第 i 个时间区间内的概率增益．

为理解平均信息增益与我们常用的概率增益的联系，该等式可写成

$$\bar{\rho} = \ln\left[\Pi\left(\frac{P_i}{\bar{P}_i}\right)^{X_i}\left(\frac{1-P_i}{1-\bar{P}_i}\right)^{1-X_i}\right]^{\frac{1}{T}} \tag{6}$$

为更好地显示该式的含义，下面以一个例子来说明．假定我们仅考察 4 个预测区间，每个区间的时间相等均为 2，那么，每个区间的泊松过程的概率是相同的，为一常数 $\bar{P}$．如果假定只在第 1，3 区间发生了地震，那么式(6)可写成

$$\bar{\rho} = \ln\left[\left(\frac{P_1}{\bar{P}}\right)\left(\frac{1-P_2}{1-\bar{P}}\right)\left(\frac{P_3}{\bar{P}}\right)\left(\frac{1-P_4}{1-\bar{P}}\right)\right]^{1/(4\times 2)} \tag{7}$$

式中，P_i 为每个区间的发生概率，4 和 2 分别表示预测区间的个数和时间长度．与我们常用的概率增益式(3)比较，可以看出：① 在有震时间段，采用有震概率相比．在无震时间段，采用无震概率相比；②单位时间的平均信息增益是每个区间概率增益之积对时间长度开方的对数．

因此，为了与我们常用的概率增益相一致，本文定义统计模型的年概率增益的计算方法为

$$G = \left[\Pi\left(\frac{P_i}{\bar{P}_i}\right)^{X_i}\left(\frac{1-P_i}{1-\bar{P}_i}\right)^{1-X_i}\right]^{1/T} \tag{8}$$

式中，T 是计算区间段的总时间，P_i 和 $\bar{P}_i$ 分别为第 i 个区间内的发震概率和相应的泊松发震概率．

2　计算方法与结果

2.1　全过程指数增长非稳态泊松模型

Hong 和 Guo(1995)采用非稳态泊松模型，研究了台湾一些地区的地震活动．该模型的特点是具有渐变的发生率，但同时又保留了泊松模型无记忆的特点．在他们的文章中，采用了 U 型函数模拟地震活动的平均发生率减小—近乎常数—增加的变化，相当于上一次强震后地震活动的群集—相对平静 —下一次强震前的群集地震过程．不过，在他们的模型中，仅统计了地震发生率随地震之间的时间间隔(复发周期)的变化，并没有给出真正意义上的地震发生率随时间的变化过程．根据张国民等人的研究，华北地区地震带上的历史地震活动往往表现为指数形式的轮回，即在轮回过程中，表现出相邻地震的时间间隔逐渐缩短的非稳态过程(张国民，傅征祥，1985)．在此基础上，傅征祥等(1998)又提出了地震发生率随时间全过程指数增长的非稳态泊松模型．该模型的核心是假定地震活动的瞬时年发生率 $\nu(t)$ 随时间指数性增长，即

$$\nu(t) = \exp(a + bt) \tag{9}$$

式中，a，b 为常数，可通过一定的计算方法得到．傅征祥等(1998)采用对累积频度取双对数方法来求解模型参数，刘杰等(1998a)采用对数似然法求其极大方式来确定模型参数．

这样，在$[t_0, t_0+t]$时段内至少发生一次地震事件的概率为

$$P(t) = 1 - \exp\left[-\int_{t_0}^{t_0+t}\nu(\tau)\mathrm{d}\tau\right] \tag{10}$$

本研究首先构筑一个假想的泊松事件过程. 在这个假想序列中，相邻事件时间间隔依次为 50，40，30，10，5，4，3 和 1 年，该过程的瞬时发生率明显随时间增长(图 1). 如果假定其瞬时年发生率随时间是指数性增长，通过对数似然方法，可得到 $\nu(t)=\exp(-4.486\,4+0.023\,4t)$ (1/年). 利用得到的参数，采用不同的时间步长和计算区间，进行年概率评估，结果由表 1 给出. 从结果可以看出，年概率增益与计算步长的选取关系不是很大，主要依赖区间的选取. 全过程指数增长非稳态泊松模型的年概率增益时间越靠后越高.

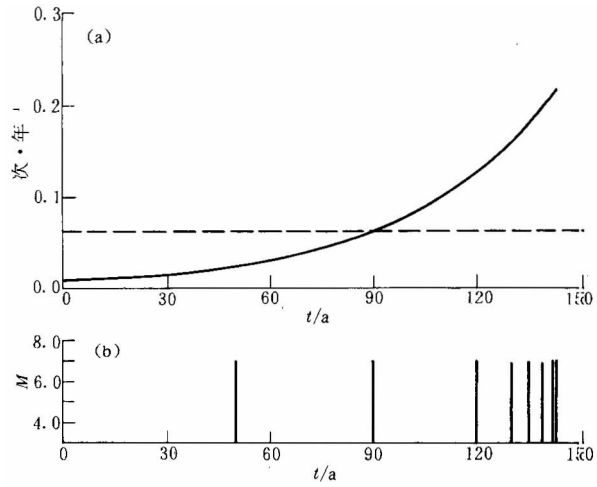

图 1 假想事件的非稳态泊松模型和稳态泊松模型计算结果. 实线是非稳态泊松模型，虚线是稳态泊松模型

(a) 瞬时发生率；(b) M-t 图

表 1 假想序列的非稳态泊松模型的年概率增益

时间长度/年	步长/年	计算区间	年概率增益
143	1	1～142	1.034 6
		100～142	1.078 2
		115～142	1.167 9
		125～142	1.279 3
	2	1～71	1.037 4
		50～71	1.086 4
		58～71	1.187 3
		63～71	1.310 9

华北地区的汾渭地震带和华北平原地震带，是我国大陆东部较重要和较活跃的地震区带. 它们的历史强地震活动往往表现为指数形式的轮回，即在轮回过程中，表现出相邻地震的时间间隔逐渐缩短的非稳态过程. 张国民等还曾以流变学为依据，解释了上述过程的物理意义(张国民，傅征祥，1985). 本研究采用非稳态泊松模型来描述这类地震活动，并计算其年概率增益.

华北平原地震带上一次强震活动 ($M\geqslant 7.0$)的轮回过程，是在 1597～1976 年间完成的，共发生 8 次 7 级以上大地震，时间分别是：1597 年 10 月、1830 年 6 月、1888 年 6 月、1937 年 8 月、1966 年 3 月、1969 年 7 月、1975 年 1 月和 1976 年 7 月. 自 1976 年以来至今还没有发生过 7 级以上的强震活动. 图 2 给出了这次轮回的计算结果，其瞬时年发生率为

$$\nu(t)=\exp[-6.632+0.0111(t-1597)](1/\text{年})$$

采用时间步长为 2 年，计算了不同时段的年概率增益，结果由表 2 给出.

汾渭地震带的上一次强震活动($M\geqslant 7.0$)轮回过程，是在 512～1695 年间完成的，共发生 9 次 7 级以上大地震，时间分别是：512 年 5 月、1038 年 1 月、1303 年 9 月、1501 年 1 月、1556 年 1 月、1626 年 6 月、1679 年 9 月、1683 年 11 月和 1695 年 5 月. 自 1695 年以后至今再也没有发生过 7 级以上的强震活动. 图 2 给出了采用这次轮回的计算结果，其瞬时年发生率为

$$\nu(t)=\exp[-7.162+0.003\,03(t-512)](1/\text{年})$$

采用时间步长为 10 年，计算了不同时段的年概率增益，结果由表 2 给出.

http://www.dizhenxb.org.cn

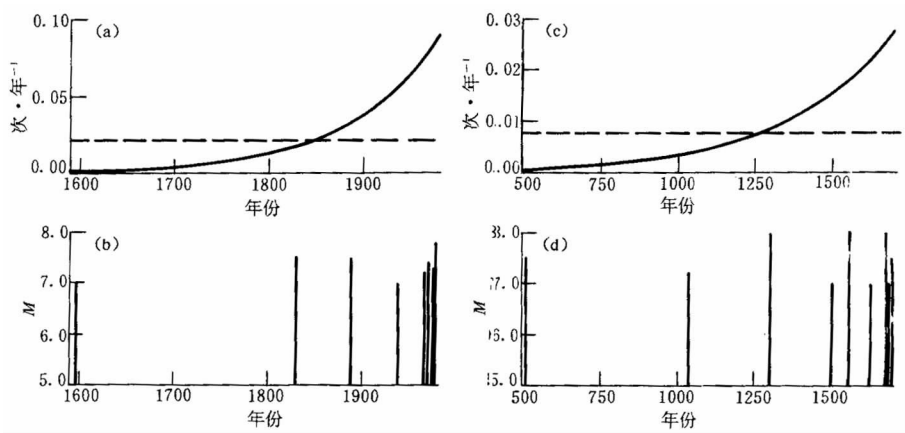

图 2　不同地震带的非稳态泊松模型和稳态泊松模型计算结果. 实线是非稳态泊松模型，虚线是稳态泊松模型

(a)、(b) 华北平原地震带的瞬时年发生率和 M-t 图；(c)、(d) 汾渭地震带的瞬时年发生率和 M-t 图

2.2　应力释放模型

应力释放模型最早是由 Vere-Jones 于 1978 年提出的一个用于研究地震活动规律的统计模型（Vere-Jones，1978；Vere-Jone，Deng，1988；Zheng，Vere-Jones，1991，1994；庄建仓，马丽，1998；刘杰等，1998b），该模型的物理实质是弹性回跳理论. 经典的地震弹性回跳模型认为应力在区域内慢慢积累，随后在地震时突然释放. 在随机过程领域，这一概念可用跳跃型 Markov 过程模拟. 应力释放模型就是在 Knopoff (1971)的 Markov 模型的基础上发展起来的. 其瞬时发生率为

表 2　地震带上非稳态泊松模型的年概率增益

地震带	时间长度	步长/年	计算区间	年概率增益
华北平原地震带	1597～1976 年	2	1～189	1.015 2
			160～189	1.046 2
汾渭地震带	512～1695 年	10	1～118	1.005 3
			100～118	1.018 7

$$\nu(t) = \exp\{a + b[t - cS(t)]\} \tag{11}$$

其中，a，b 和 c 是参数，$S(t)$为区域内时间$(0, t)$内累积应力释放

$$S(t) = \sum_{0<t_i<t} S_i \tag{12}$$

假定应力降只与震级有关

$$S_i = 10^{0.75(m_i - m_0)} \tag{13}$$

其中，m_i 是地震震级，m_0 我们称它为归化震级，为一常数. 参数 a，b 和 c 可通过对其对数似然求极大来得到

$$\ln L = \sum_{i=1}^{N(T)} \ln\nu(t_i) - \int_0^T \nu(u)\,\mathrm{d}u \tag{14}$$

其中，T 为观测时间的长度(一般假定起始时刻 $t=0$)，$N(T)$为这段时间内发生的地震总数，t_i 为每次地震发生的时刻.

那么，如何进行应力释放模型的预测？由于地震的发生对瞬时发生率产生很大影响，因此，对未来地震发生概率的预测与地震的发生密切相关. 解决这个问题需要采用随机过程的反函数方法进行模拟(复旦大学，1980).

将该方法应用于应力释放模型. 假定由地震目录求出应力释放模型的参数 a, b, c 和瞬时发生率函数为 $\nu(t)=\exp\{a+b[t-cS(t)]\}$. 如果目录的结束时间是 t_0, 那么下一次地震的发震时间为 t_0+y, y值的计算方法为

根据定义

$$\begin{aligned}\nu^0(t_0+y)\mathrm{d}y &= \exp\{a+b[t_0+y-cS(t_0)]\}\mathrm{d}y \\ &= \text{概率}\{(t_0+y,\ t_0+y+\mathrm{d}y)\ \text{内的事件} \mid \text{在}(t_0,\ t_0+y)\ \text{没有事件发生}\} \\ &= \frac{f(y)\mathrm{d}y}{1-F(y)}\end{aligned} \tag{15}$$

可得到

$$\frac{f(y)}{1-F(y)} = \nu^0(t_0+y) \tag{16}$$

由 $f(y)=\dfrac{\mathrm{d}F(y)}{\mathrm{d}y}$ 和 $\nu^0(t_0+y)=\nu^0(t_0)\mathrm{e}^{by}$ 可得

$$y = \frac{1}{b}\ln\left[1-\frac{b}{\nu(t_0)}\ln(1-F(y))\right] \tag{17}$$

其中, $F(y)$可通过随机数输入, $\nu_0(t_0)=\exp\{a+b[t_0-cS(t_0)]\}$.

计算下一事件的震级, 由于震级分布满足 G-R 关系

$$\begin{cases} g(m) = a\mathrm{e}^{-\beta(m-m_0)} & m_{\min}\leqslant m\leqslant m_{\max} \\ g(m) = 0 & \text{其它} \end{cases} \tag{18}$$

式中, β 可通过最大似然法得到

$$\beta = \frac{N}{\sum_i (m_i - m_{\min})} \tag{19}$$

α 可根据 $\int_{m_{\min}}^{m_{\max}} g(m)\mathrm{d}m = 1$, 得到

$$\alpha = \frac{\beta}{1-\exp[-\beta(m_{\max}-m_{\min})]} \tag{20}$$

那么, 下次地震的震级

$$G(m) = \int_{m_{\min}}^{m} g(m)\mathrm{d}m = \frac{\alpha}{\beta}\{1-\exp[-\beta(m-m_{\min})]\}$$

$$m = m_{\min} - \frac{1}{\beta}\ln\left[1-\frac{G(m)\beta}{\alpha}\right] \tag{21}$$

这里, $G(m)$由随机数输入.

通过上述计算, 就可以计算出下一事件的时间和震级. 需注意的是, 这种计算只是一次模拟事件. 而如果我们要计算$[t_0,\ t_0+\Delta t]$某震级档的发震概率, 就需要反复模拟该时间段 N 次(N 是一个很大的数, 本研究取 1 000). 假定其中共有 N_0 次发生了该震级档的地震, 则未来 Δt 年内该震级档的发震概率是

$$P \approx \frac{N_0}{N} \tag{22}$$

本研究将应力释放模型应用于我国华北地区历史目录中. 考虑到地震目录的完整性, 并参考 Zheng 和 Vere-Jones(1991)对华北地区划分方法, 仅选用 1480～1996 年 $M_S\geqslant 6.0$ 地震, 区域范围在32°～42°N, 104°～124°E之间. 在进行子区域划分时, 以太行山为界.

http://www.dizhenxb.org.cn

西部地震主要是鄂尔多斯周边地区的地震(不包括祁连山地震带和甘东南的地震，沿大华北构造块体边缘划分)，东部地震主要是河北平原带和郯庐带的地震，详细目录可见庄建仓(1998)的文章. 表 3 给出了整个时间段采用不同震级下限得到的应力释放模型的计算结果. 图 3 和图 4 是相应的瞬时发生率函数图和 M-t 图.

表 3　华北地区应力释放模型的计算结果

区　域	震级下限	a	b	C
东部地区	6.0	−3.459 6	0.013 2	0.329 0
	7.0	−5.850 1	0.020 8	0.330 1
西部地区	6.0	−3.153 9	0.015 5	0.284 0
	7.0	−4.185 9	0.023 0	0.340 8

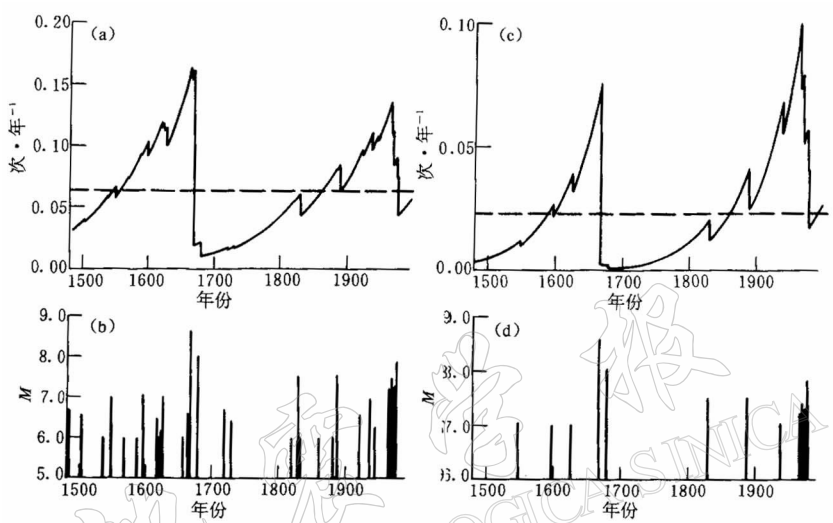

图 3　华北东部地区应力释放模型和稳态泊松模型计算结果

实线是应力释放模型，虚线是稳态泊松模型；(a)、(b) 为震级下限为 6 级的瞬时年发生率和 M-t 图；(c)、(d) 为震级下限为 7 级的瞬时年发生率和 M-t 图

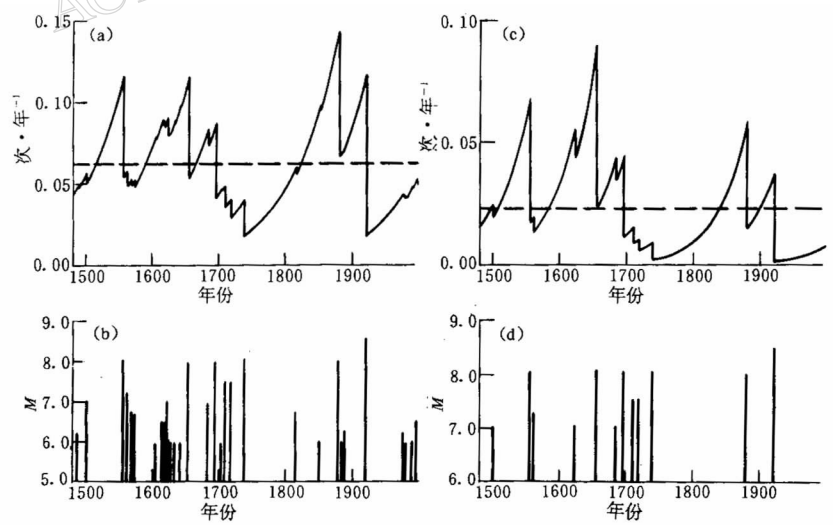

图 4　华北西部地区应力释放模型和稳态泊松模型计算结果

实线是应力释放模型，虚线是稳态泊松模型；(a)、(b) 震级下限为 6 级的瞬时年发生率和 M-t 图；(c)、(d) 震级下限为 7 级的瞬时年发生率和 M-t 图

http://www.dizhenxb.org.cn

由于应力释放模型是依据前面的数据求解参数，然后再进行预测．为保证有足够的样本进行参数计算，本研究仅从 1800 年开始进行预测和年概率增益的计算．计算步长为 5 年，结果由表 4 给出．

表 4 华北地区应力释放模型的概率增益

区 域	时间长度	预测区间	步长/年	震级下限	年概率增益
华北东部	1480～1996 年	1800～1995 年	5	6.0	1.000 92
				7.0	1.004 14
华北西部	1480～1996 年	1800～1995 年	5	6.0	0.997 52
				7.0	1.004 81

每一部分还可以按地震带进一步划分，如东部地区可分成：① 郯庐地震带及其相关地区；② 河北平原带和太行山山前断裂带．其应力释放模型的计算结果可见庄建仓(1998)的文章．图 5 是相应的瞬时发生率函数图和 M-t 图．表 5 给出了年概率增益计算结果．采用的计算方法与上面一致．需要说明的是，由于郯庐地震带地震目录在 1800 年之前较少，导致在计算应力释放模型时，求不出参数的解，因此，对该带的年概率增益计算由 1850 年开始．

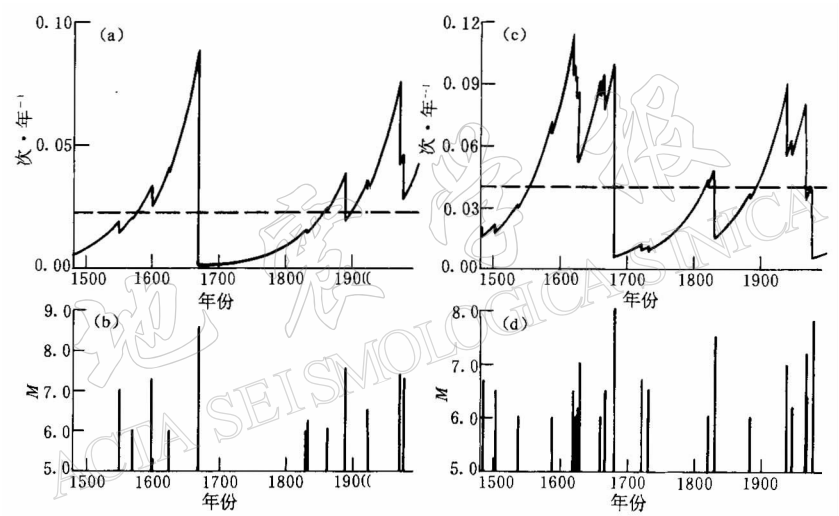

图 5 华北东部地区地震带应力释放模型和稳态泊松模型计算结果．实线是应力释放模型，虚线是稳态泊松模型

(a)、(b) 郯庐地震带的瞬时年发生率和 M-t 图；(c)、(d) 华北平原带的瞬时年发生率和 M-t 图

由表 4 看出，无论是东部地区还是西部地区，7 级地震的年概率增益比 6 级地震的年概率增益要高．而从表 5 可以看出，在华北平原带和郯庐地震带上，6.0 级地震的年概率增益均高于 6.5 级地震的年概率增益．造成这种现象的原因，在较大区域上，6 级地震的发生比较多(图 4)，区域中起控制作用的是相对较少的 7 级以上地震，因此，对 7 级地震预测明显比 6 级要好．而在地震带上进行评估时，由于历史目录时间长度的限制，较高震级的地震目录次数过少(图 5)，因此，其计算结果的

表 5 华北东部地区应力释放模型的年概率增益

区 域	时间长度	预测区间	步长/年	震级下限	年概率增益
华北平原地震带	1480～1996 年	1800～1996 年	5	6.0	1.003 94
				6.5	1.000 44
郯庐地震带	1480～1996 年	1850～1996 年	5	6.0	1.001 25
				6.5	0.999 90

http://www.dizhenxb.org.cn

可靠性就比较差，预测结果可信度也较低. 可以预见，如果在地震带上有足够的样本量，较高震级的年概率增益会比低震级的要好.

3　结论与讨论

对预报方法进行定量评估，概率增益是一种常用的方法. 本研究依据随机过程中信息增益的计算方法，提出了一种对地震统计模型进行年概率增益评估的方法. 该方法与常用的概率增益的计算是相似的，只是对每个时段得到的概率增益进行平均. 需要强调的是，在无震时段，应采用无震概率进行计算. 从对两类统计模型的应用结果看，基本上实现了预期的设想，结果也比较合理，只是得到的值比较小，这在今后将这种方法与其它方法进行综合考虑时，可能会产生一定问题，因此，需在今后的工作中，给予一定的重视. 需要指出的是：本研究给出的是年概率增益，而地震统计模型常用于地震活动的中长期预测，是几十年的时间尺度，因此，若对年概率增益进行几十次乘方，其概率增益并不小.

本研究给出的是年概率增益，如果对某一段时间评估，由前面的计算可以看出，需要对相应时段各年的年概率增益进行相乘. 此外，这种增益方法，仅是对研究时段总的概率增益的平均，而地震活动处于不同时段，概率增益是完全不同的. 对全过程指数性增长非稳态泊松模型，靠后时段的概率增益明显高于靠前时段的概率增益. 而在应力释放模型中，在有足够样本条件下，对高震级的概率增益大于低震级的概率增益.

另外，AIC 判别准则也是一种进行模型挑选的常用方法之一(刘杰等，1998a). 它与本研究采用的概率增益(或信息增益)有何联系？这里首先给出 AIC 的定义，假定 $\ln\hat{L}$ 是所得到的模型的对数似然值，则

$$AIC = -2\ln\hat{L} + 2k \tag{23}$$

其中，k 是模型中所采用的参量的个数. 对二项式分布，假定其有震概率为 P，有震次数为 n_1，无震次数为 n_2，总次数为 $n(n=n_1+n_2)$，其对数似然为

$$\ln L = n_1\ln P + n_2\ln(1-P) = n_1\ln P + (n-n_1)\ln(1-P) \tag{24}$$

与式(4)比较可以看出，通过 AIC 值可以确定信息增益的最大值(具体计算时，还要考虑统计模型所采用的参量与泊松模型参量的差值).

应力释放模型的瞬时年发生率是一个阶跃性函数，对这类函数的预测是不能直接外推的. 本研究依据随机变量反函数的模拟方法，发展了一套完整的应力释放模型的预测方法，从预测结果看还是比较满意的. 这种预测方法为我们进行地震活动预测提供了一种新的思路.

本研究得到张天中、傅征祥研究员的帮助，在此表示感谢.

参　考　文　献

复旦大学编. 1980. 概率论(第三册，随机过程). 北京：高等教育出版社，358～377

傅征祥，栗生平，王晓青. 1998. 地震发生非稳态泊松过程和中长期概率预测研究. 地震，**18**(2)：105～111

洪时中. 1989. 地震预报统计检验评分的基本原理与方法. 见：国家地震局科技监测司编. 地震学分析预报方法实用化文集(地震学专集). 北京：地震出版社，576～585

刘杰. 1998. 地震活动的泊松模型和应力释放模型在地震预测和地震危险性评估中的一些应用研究：[学位论文]. 中国地震局地球物理研究所

刘杰，傅征祥，孟桂萍，等. 1998a. 地震发生中长期预测中的非稳态泊松模型. 地震，**18**(3)：219～225

刘杰，Vere-Jones D，马丽，等. 1998b. 耦合应力释放模型的原理及应用. 地震学报，**20**(3)：232～239

石耀霖，刘杰，Vere-Jones D，等. 1998. 力学和统计模型结合研究人工合成地震活动性及其对预报真实地震的启示. 地震学报，**20**(4)：363～372

许绍燮. 1989. 地震预报能力评分. 见：国家地震局科技监测司编. 地震学分析预报方法实用化文集(地震学专集). 北京：地震出版社，586～590

张国民，傅征祥. 1985. 华北强震的时间分布特点及其物理解释. 地球物理学报，**28**(3)：569～578

张立人. 1998. 中-长期地震预测方法概率增益的评估. 地震，**18**(4)：331～336

张天中，王琳瑛，刘庆芳. 1998. 地震短期预测的概率方法浅议. 国际地震动态，(1)：1～5

庄建仓，马丽. 1998. 应力释放模型及中国几个地震区活动特征的模拟结果. 地震学报，**20**(1)：48～59

Aki K A. 1981. Probability synthesis of precursory phenomena. *Earthquake Prediction*，**1**(4)：566～573

Hong L L，Guo S W. 1995. Nonstationary Poisson model for earthquake occurrences. *Bull Seism Soc Amer*，**85**(2)：814～824

Knopoff L. 1971. A stochastic model for occurrence of main-sequence earthquakes. *Rev Geophys Space Phys*，**9**：175～188

Liu Jie，Chen Yong，Shi Yaolin，*et al*. 1999. Coupled stress release model for time-dependent seismicity. *Pure Appl Geophys*，**155**：649～667

Vere-Jones D. 1978. Earthquake prediction —— a statistician view. *J Phys Earth*，**26**：129～146

Vere-Jones D，Deng Y L. 1988. A point process analysis of historical earthquakes from North China. *Earthquake Res China*，**4**(1)：8～19

Zheng X，Vere-Jones D. 1991. Application of stress release models to historical earthquakes from North China. *Pure Appl Geophys*，**135**：559～576

Zheng X，Vere-Jones D. 1994. Futher applications of stochastic stress release model to historical earthquake data. *Tectonophysics*，**229**：101～121

地震学报 ACTA SEISMOLOGICA SINICA