第14卷 第3期　　地　震　学　报　　Vol. 14, No. 3
1992年8月　(273－280)　　ACTA SEISMOLOGICA SINICA　　Aug., 1992

具有独立过程的地震序列震级-频度分布

孙文福　顾浩鼎

(中国沈阳 110031 辽宁省地震局)

摘　要

在先前的地震学家研究震级-频度关系的基础上,我们通过12个具有独立过程的地震序列,详细研究了它们实际的震级-频度分布.注意到低震级的频度分布特征决非因地震仪漏记所致.12个地震序列归一化后的震级-频度分布是类似的.作为初级近似,它们十分接近对数正态分布.对于这些序列,G-R关系只在分段的震级范围内成立,并不能在整个震级范围内满足.同时,我们也讨论了在计算b值时诸如合理选择下限震级这样一些需注意的问题.

关键词　震级-频度分布; 特征震级; 对数正态分布; 平均震级

一、引　言

震级-频度分布的研究最早可追溯到1939年,石本和饭田发现地震的发生频度与振幅之间存在指数关系.1944年,Gutenberg和Richter在研究世界地震活动性时,根据全球各大地震区6级以上地震总结出地震频度与震级之间存在如下关系:

$$\lg N = a - bM \tag{1}$$

自从他们给出这个著名的G-R关系后,关于这一公式的意义以及b值的讨论从未间断过.从1966年邢台地震以后,国内的地震学家一直在利用b值从事地震预报的研究和实践.70年代以来,这类研究愈益深入.如李全林等(1979)、张建中等(1981)、高运龙(1989)、李纪汉(1987)、黄伟琼等(1989)和梁劳等(1989)人的一系列这类研究文献.特别是,人们开始普遍注意到与(1)式不符的非线性问题.李全林等(1979)特别提到了G-R公式(1)本身存在的问题,并指出小震级一侧的频度"低头"现象不一定是由于漏记.不过,他们未再对此给出进一步研究.宇津德治(1978)指出,在许多震例中震级频度并非皆为G-R公式给出的直线关系,而是曲线.他还提出了一种修正方法,引入一个η值来表征观测资料对(1)式直线的偏离. Latousakis等(1987)用发生在希腊地区的地震资料进行了详细的研究,并提出了一个修改公式.该式与实际地震资料拟合的结果较之(1)式要好.但他们事实上只考虑了对G-R公式高震级端非线性的修正.他们在资料的选择和使

1990年5月10日收到本文初稿,1991年4月22日决定采用.

http://www.dizhenxb.org.cn

用方面,同Gutenberg和Richter一样,并不强调地震序列中包含的过程意义,即资料属于人为规定的某一空间和时间间隔内一定震级限以上的地震事件.它们多半是非独立过程的单纯积累性的地震活动资料.

近年来,在国内从事地震预报研究和实践的地震学家,对b值的计算方法也有很多讨论.计算b值,不外乎直接根据(1)式用最小二乘法处理,或是用宇津的最大似然法.不过人们很少注意选择资料的客观性.相反,或多或少都在主观地限定资料范围,特别是关于低震级端的事件.由此产生的后果,必然是同一种方法给出不同的结果.显然,这对于用于地震预报是十分不利的.

基于上述有关震级-频度关系和b值研究的背景和现状,以及我们在研究地震活动有序性中发现的问题,导致我们首先去研究一次有明确的独立过程含义的地震序列震级-频度的客观分布.

二、资 料

根据本文的研究目的,我们选择的不是一个很大而笼统的地震区,或以行政区为单位的地震活动资料,只选择过程相对独立的地震序列,即有一定规模的震群活动和大地震的余震活动.

本文使用的资料详见表1.其中,岫岩和本溪序列取自辽宁地震台网目录中单列的特别震群序列子目录.海城序列来自辽宁台网目录及营口石硼峪地震台序列目录.松潘和马边序列取自《四川地震目录》(1975).其余的来自陈锦标等《中国地震目录数据库》.关于资料选取的空间范围,其中唐山序列的范围是,东经117.7–119°、北纬39.3–40.1°.对于海城序列的范围是,东经122.3–123.1°和沿北西向余震区走向的两条直线构成的平行四边形区域.区域的北边界由式$y_1=70.3°-0.24x$给出,南边界由式$y_2=70.04°-0.24x$给出(y_i为纬度,x为经度).海城地震序列中,$M_L\geqslant 2.7$用台网资料,$M_L<2.7$的用单台资料(由于2月4日主震损坏了石硼峪台微震仪,缺少近5个小时的记录).并对营口单台海城地震序列报告中1975年9月15日以前的震级资料作了+0.5级的校正(上述日期前后,为两种不同型号的微震仪记录,震级存在+0.5系统偏差).其余序列均属于震群型的,震中位置都较集中,只给出主要事件的地点(见表1).

对所选择的上述12个地震序列,资料的完整性相对地是有保证的.对于其中的震群型序列,由于震群的特点,震中位置相对集中,因此对于不变的台站和台网布局,它所记录的震级下限以上的事件是不会改变的.对于海城和唐山地震序列,由于震中区周围的台站相当密集,震中区内又有台站,因而资料的分布范围虽大,但遗漏的比例也是不会大的.特别是这两个序列的地震事件数非常之大,涨落不会影响整体分布.两者比较起来,唐山地震资料要比海城地震的更完整.这里,特别需要强调,表1最后一栏给出的确认截止震级能力,是指对该独立过程地震序列中所属事件的辨认能力,而不是通常意义下所指确定事件的震中位置的台网控制能力.当然,对于如表1中给出的许多震中位置相当集中的震群,依赖一个单台也无法给出具体的震中位置,但是由于恰好在发生这些事件的地点附近有单台或流动台,总是可以根据$\overline{S}-\overline{P}$或波形等等去确认一个台站附近的事件(即使只有一

http://www.dizhenxb.org.cn

个单台记录到的小事件)的性质.总之,我们可以确认一个序列,而不要求知道每一个事件的震中位置.

表 1　12 个地震序列的基本资料

时间(年·月·日)	地点	纬度	经度	时间段	地震总数	截止震级	最大震级	确认截止震级能力	
								方式	震中距(km)
1976.7.28	唐山	39°36′	118°12′	1976.7.28－1977.12.31	23773	1.0	7.9	单台、流动台	<20
1975.2.4	海城	40°44′	122°43′	1975.2.4－1975.12.31	10241	0.9	7.3	不同的单台	<20
1973.8.11	松潘	32°55′	103°55′	1973.8.11－1974.12.25	626	1.2	6.5	单台、流动台	<20
1976.4.6	和林格尔	40°17′	112°12′	1976.4.6－1976.12.30	4258	0.1	6.4	流动台	<10
1971.8.16	马边	28°48′	103°36′	1971.8.16－1972.4.6	2684	0.4	5.8	单台、流动台	<10
1981.8.13	丰镇	40°30′	113°25′	1981.8.4－1981.12.27	411	0.1	5.8	单台、流动台	<15
1974.12.2	本溪	41°16′	123°36′	1974.4.5－1975.11.26	369	1.2	5.2	单台	10
1976.2.25	长岛	37°59′	120°31′	1976.1.5－1976.4.10	501	0.1	4.1	单台	15
1976.11.7	太原	37°40′	112°32′	1976.6.19－1976.12.27	918	0.2	4.0	单台	13
1988.1.29	岫岩	40°30′	123°14′	1988.1.3－1988.2.28	411	0.3	3.7	单台	20
1981.5.10	霍山	31°23′	116°10′	1981.1.9－1981.12.31	269	0.1	3.4	单台	10
1982.3.27	鹤壁	36°03′	113°56′	1982.1.2－1982.12.29	2868	－0.4	3.0	单台	2

注：表中震级除了马边序列用 M_S 以外，其余均用 M_L.

三、震级 - 频度分布

根据上节所述资料选择的原则,我们对表 1 中 12 个序列的实际资料分别做了如图 1 所示的 $N(M)$-M 图.每个序列都已纳入数据库,震级完全按原序列中的大小按0.1 级间隔变化,即震级在横轴上的分布完全按资料自然给出的,没有主观选择震级间隔或震级分档问题.

为了便于比较,我们把类似图 1 的 12 个独立地震序列的震级 - 频度分布统统变成归一化.对每一序列,我们分别给出$(N(M)/N_0(M_0))$-M 和 $\lg(N(M)/N_0(M_0))$-M 分布,其中峰值震级或特征震级 M_0,是分布中峰值为最大地震频度 N_0 处的震级.显然,$N(M_0)/N_0=1$, $\lg N(M_0)/N_0=0$.注意,归一化后相对频度的对数与震级关系,与(1)式无原则区别,只是常数 a 不同.若存在 G-R 线性关系,b 值是相同的.图 2 为 12 个序列实际的震级 - 频度分布,实际资料在图中用圆点表示.其中各序列的b图为不取对数的频度分布,a图中则取了对数.不难看出,它们的分布规律是非常一致的.在靠近特征震级 M_0 的两侧,分布是非对称的.对于高震级端,分布曲线没有明显的截止趋势,而是趋向于平行 M 轴.低震级端相反,截止震级似乎是存在的.虽然,各序列的特征震级 M_0 不同,但分布的基本特征相

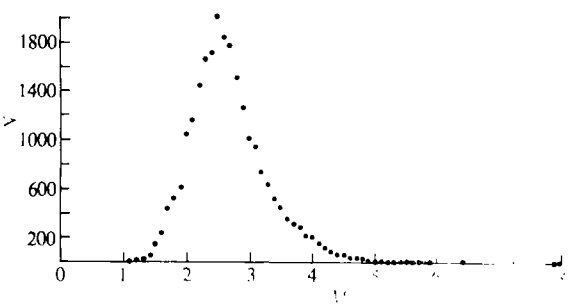

图 1　唐山地震序列　　布

http://www.dizhenxb.org.cn

似. 其次不难看出，由(1)式表征的线性关系，只在 M_0 震级右侧一定震级范围内存在(图 2 中用虚线表示)，高震级端是非线性的，低震级端则完全变成另一关系了. 从图 2 各序列还可以看出，这种偏态分布非常接近对数正态分布. 我们对表 1 中的序列全部做了拟合(图 2 中的实线).

根据概率统计理论，若连续型随机变量的概率密度为(宋俊杰，1986；洪再吉，1984)

$$f(x)=\frac{\lg e}{\sqrt{2\pi}\,\sigma x}e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{\lg x-\mu}{\sigma}\right)^2} \quad (2)$$

则称 x 服从参数为 μ,σ 的对数正态分布. μ,σ 与数学期望和方差的关系为

$$\begin{cases} E(x)=10^{\mu+\frac{\sigma^2\ln 10}{2}} \\ D(x)=10^{2\mu+\sigma^2\ln 10}\cdot(10^{\sigma^2\ln 10}-1) \end{cases} \quad (3)$$

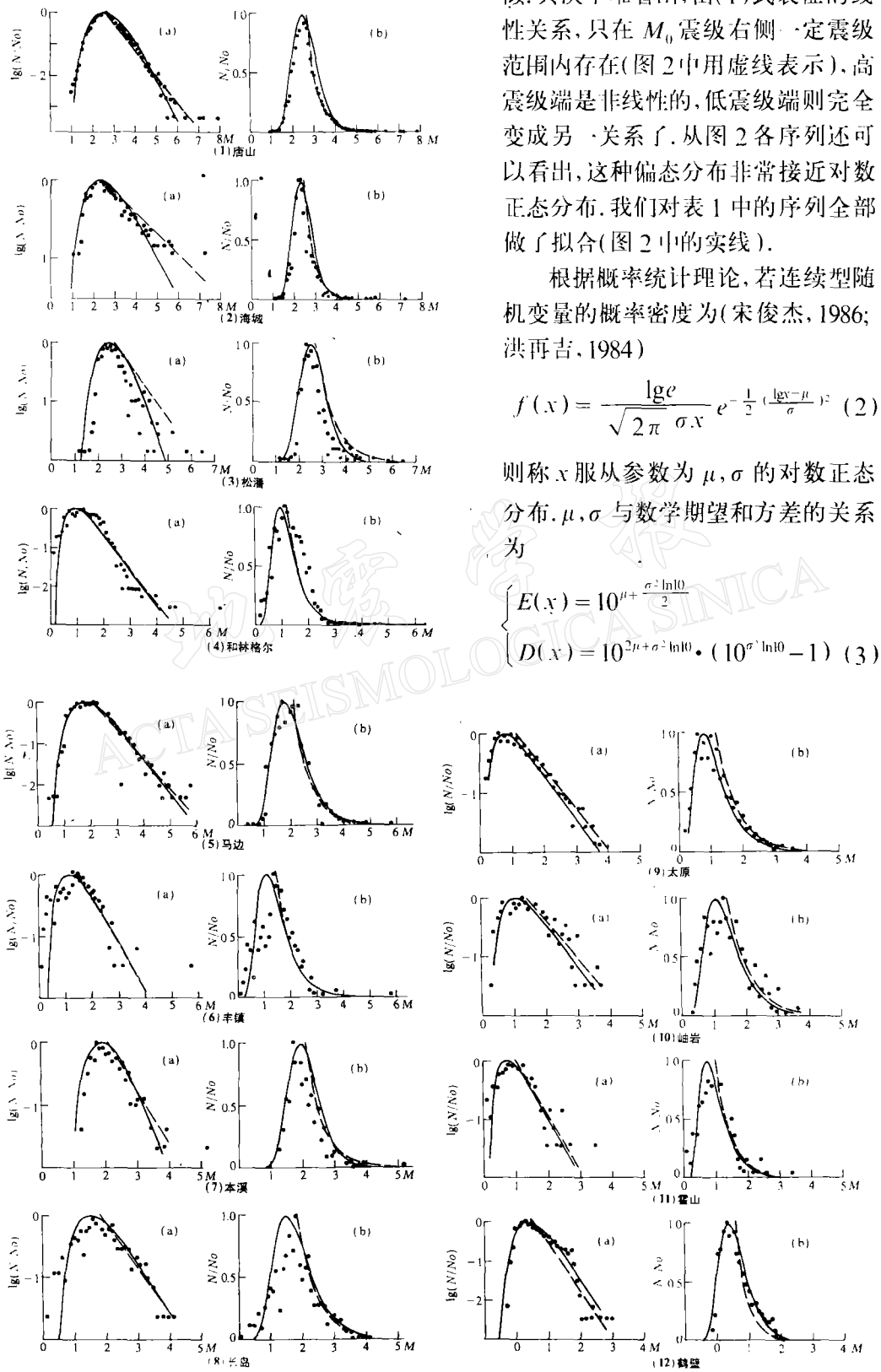

图 2 地震序列的震级-频度归一化分布

ACTA SEISMOLOGICA SINICA

http://www.dizhenxb.org.cn

其中 $E(x)$ 是统计变量的数学期望值，$D(x)$ 为方差.

本文取表 1 中地震序列的震级 M 作为(2)式中的随机变量. 按表 1 中所给的震级范围(从低震级端的截止震级到最大震级)求出每个序列的数学期望值(即平均震级) $E(M)$ 和方差 $D(M)$，由(3)式计算 μ 和 σ(表 2)即可得到如图 2 中的实线所示的对数正态分布.

表 2　12 个地震序列的基本参数

序　列	μ	σ^2	$D(M)$	$E(M)$	特征频度	特征震级	上限震级	a	b	b_0
唐山	0.42	0.01	0.37	2.7	2012	2.5	7.2	5.6	0.9	0.9
海城	0.38	0.01	0.24	2.4	1175	2.2	5.8	5.0	0.9	1
松潘	0.41	0.01	0.36	2.7	63	2.3	5.8	2.9	0.6	0.8
和林格尔	0.06	0.03	0.34	1.2	326	1.1	4.7	3.6	0.9	0.9
马边	0.30	0.02	0.48	2.1	205	1.8	5.6	3.8	0.7	0.7
丰镇	0.14	0.04	0.46	1.5	31	1.4	3.7	2.7	0.8	0.9
本溪	0.31	0.01	0.26	2.1	45	1.7	3.9	3.3	0.8	1
长岛	0.23	0.03	0.48	1.8	43	1.8	3.9	2.9	0.7	0.7
太原	0.02	0.05	0.41	1.2	72	1.1	3.7	2.6	0.7	0.8
岫岩	0.12	0.04	0.44	1.4	30	1.3	3.6	2.4	0.7	0.7
霍山	0.04	0.04	0.25	1.0	28	1.0	2.6	2.3	1	1
鹤壁	0.18	0.02	0.23	0.6	277	0.3	3.0	4.5	1.2	1

注：表中 b 值是用最小二乘法计算结果，b_0 值是用最大似然法计算结果.

同时，对于每个序列，可以用线性最小二乘法确定(1)式中的参数值，最小起算震级取其相应的数学期望值 $E(M)$，上限震级一般为序列中的最大震级(但对于主震型的海城和唐山等余震序列，不包括主震在内). 拟合结果即图 2 中的虚线. 为了比较，我们也用最大似然法来计算 b 值，起算震级也用数学期望值 $E(M)$，上限震级取序列中的最大震级，计算结果列于表 2 中. 两种方法计算得到的 b 值基本一致.

四、讨　　论

从图 2 给出的 12 个地震序列的实际震级-频度关系可知，至少对于一个具有独立过程的序列，震级频度分布是有一定客观规律的. 低震级端的频度分布，长期以来受到忽视. 在特征震级 M_0 附近频度分布偏离 G-R 关系的"掉头"显然不是由于漏记. 无论是大地震活动过程，还是一次显著的震群活动，频度分布的 M_0 左侧分支都表现出相同的形态. 看来图 2 所示的震级-频度分布暗示着介质破裂过程中的一种更深刻的统计规律. 与峰值处最大频度对应的震级或破裂尺度，或许同介质的宏观统计平均状态有关. 粗略地看，序列中最高震级越大，M_0 亦大，反之 M_0 也小. 图 3 给出的是单轴加压下有预裂纹的岩石破裂过程中，记录到的声发射频度分布(方兴等，1987)，由此看出，实验室中的岩石破裂过程和天然地震破裂过程中存在类似的频度分布.

对照表 1 和图 2 中各序列的 b 图可以看出，较大的地震过程(从而有较大的事件数)和记录较好的序列，震级按 0.1 间隔给出的频度分布是相对光滑的，反之则有较大的涨落.

http://www.dizhenxb.org.cn

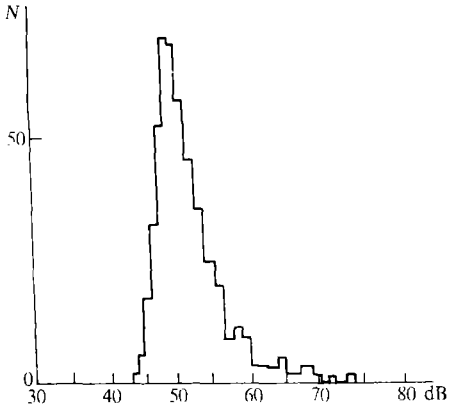

图3 单轴压力下岩石声发射频度分布
(据方兴等,1987)

图4显示了两个典型的因记录不完整致使分布中有较大涨落的地震序列.其中震级仍保持原《四川地震目录》[1]的M_S震级.虽然四川台网的目录一向以严谨精细著称,但是由于四川同样著称的交通险恶,常常使得架设临时台网监测震后余震活动的进程被延阻几天以上.1973年2月6日炉霍7.9级地震后,至2月10日,13日才得以架设上流动台.1967年8月30日炉霍6.8级地震发生,直到近9月6日方由流动台网记录余震活动,所以出现图4所示的频度分布是很自然的.海城余震序列由于仪器和组织工作方面等原因,也存在地震缺失现象,但因样本总数很大,而未严重影响频度分布.由上述好与差两个方面的事实,似乎使人相信,频度分布可能成为检查已有地震目录记录质量的一种途径.

现在,我们来讨论G-R关系.通过图2中各地震序列的a图,比较实际的资料点和由最小二乘法拟合的G-R直线(图中用虚线表示).当然,如上所述,拟合的最小震级是与

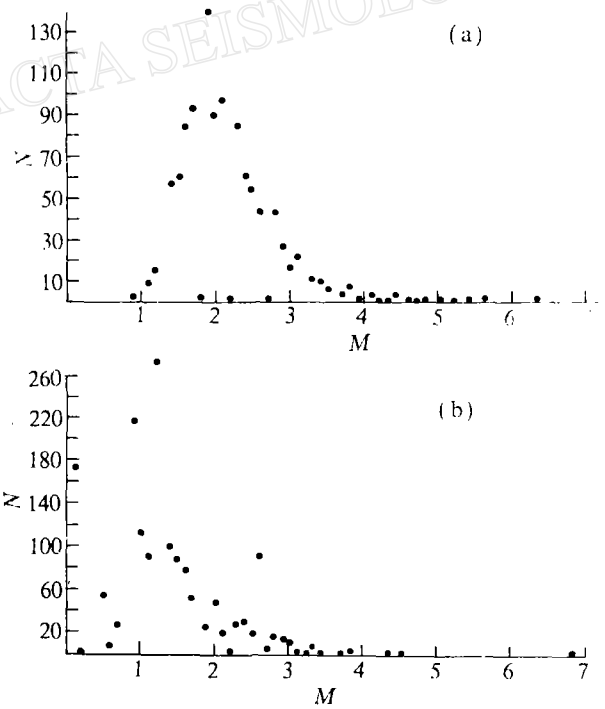

图4 炉霍地震序列的震级-频度分布

1) 国家地震局成都地震大队,1975.四川地震目录.

http://www.dizhenxb.org.cn

图中频度分布中峰值震级相近的平均震级，即数学期望值 $E(M)$. 顺便说一句，从理论上讲，若资料完整，即事件记录无缺失现象时，峰值震级和平均震级应非常一致. 由图看出，G-R的线性关系只在靠震级 M_0 右侧的一定震级范围内成立，在高震级端并不符合. 这意味着，即使从作为下限的特征震级 M_0 算起，它右侧的整个震级范围内 G-R 关系也是非线性的. 这同 Latousakis 等(1987)的结论一致. 虽然对数正态分布的拟合曲线同 M_0 震级两侧的实际频度分布基本符合，但也只是一种初步近似，高震级端的符合也不是很好的.

我们在计算 b 值时，必须考虑到如图 2 所示的实际震级-频度分布. 如果在使用地震资料时，选择了比分布中特征震级 M_0 更小的地震作为下限震级或起算震级，那么，由于 M_0 左侧的分布与 G-R 关系完全不同，无论是用最简单的几何方法还是通过最小二乘法和最大似然法计算，所得到的结果都是不合理的. 因此，在实际研究地震活动性而计算 b 值时，不能主观盲目地规定起算震级. 合理的起算震级应不低于图 2 分布中的峰值震级 M_0，那么，它应是平均震级. 我们在计算表 2 中的 b 和 b_0 值时，起算震级都是用数学期望值，即平均震级. 比较最小二乘法和最大似然法，由于后者的起算震级现在正是平均震级，因此它不会比 M_0 震级更小. 对于前者来说，若不考虑震级-频度分布，则完全可能没有原则地选择比平均震级低的下限震级. 但是，对于最大似然法，要求出正确的平均震级，也必须把低震级端的震级-频度分布考虑在内. 否则，就会得到不同的提高了的平均震级作为下限，从而损失部分资料，降低了可利用的资料范围. 通常，给出分布后，我们可以简单地使用最接近期望值的特征震级 M_0 作为近似的下限震级. 从图 2 第(3)组松潘序列的b图可以看出，由于低震级端的资料不很完整，因此平均震级提高使得虚线所示的最小二乘法拟合曲线向右偏离实际分布. 图 5 给出的则是同一序列的频度分布，和以特征震级 M_0 为起算震级所拟合的同实际资料吻合的曲线. 由此看出，我们利用已知分布中的 M_0 震级(即峰值震级)作为起算震级是合理的. 这是由于分布中的峰值震级处很少会有大量缺失地震记录的可能. 从表 2 计算结果可看出，下限震级选取合理，最小二乘法和最大似然法计算 b 值的结果是非常一致的. 这里，我们考虑到实际序列的震级-频度分布，而只强调不能任意选取比平均震级(即期望值 $E(M)$)低的下限震级. 在表 2 中的 b 和 b_0 值在计算时均未考虑 G-R 关系在高震级端的非线性影响. 不过，它们的近似程度是一致的.

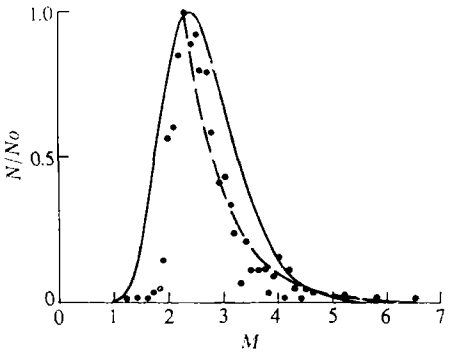

图 5　松潘地震序列的震级-频度分布

本文是地震活动有序性研究课题的部分成果. 该课题得到国家地震局科技监测司的资助，在此谨表谢意.

http://www.dizhenxb.org.cn

参 考 文 献

方兴、张之立、1987. 岩石裂纹扩展过程中声发射 b 值的模拟实验. 中国地震, **3**, 3, 75－81.

高运龙、1989. 关于 b 值估计方法的讨论, 国家地震局科技监测司、地震监测与预报方法清理成果汇编测震学分册, 243－248. 地震出版社, 北京.

黄玮琼、时振梁、曹学锋、1989. b 值统计中的影响因素及危险性分析中 b 值的选取. 地震学报, **11**, 351－361.

洪再吉、1984. 概率·统计, 92－98. 江苏科学技术出版社, 南京.

李全林、于禄、郝柏林、陈锦标、1979. 地震频度－震级关系的时空扫描, 102. 地震出版社, 北京.

李纪汉、1987. b 值影响因素的初步研究. 地震学刊, 2: 49－53.

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.

宋俊杰、1986. 统计信息分析, 48－96. 南开大学出版社, 天津.

张建中、宋良臣、1981. 地震 b 值的估计方法及其标准误差. 地震学报, **3**, 292－301.

宇津德治、1978. 地震のマダニチユード分布式のパラメータの推定 —— 最大地震のマダニチユードcを含む场合. 地震, 31, 367－382.

Latousakis, J. and Drakopoulos, J., 1987. A modified formula for frequency-magnitude distribution. *PAGEOPH.*, **125**, 753－764.

地震学报 ACTA SEISMOLOGICA SINICA

http://www.dizhenxb.org.cn