

无震级上限累计 b 值及其回归确定方法^{*}

沈建文^{**}

(中国合肥 230031 安徽省地震局)

摘 要

本文指出,目前地震危险性分析中广泛使用的用线性回归求取累计 b 值,然后用震级累计分布函数或概率密度函数确定地震重现关系的传统做法,理论上是错误的,实际上总是系统地高估 b 值,低估高震级部分的地震频次. 研究区域本身的实际 b 值越小,回归时使用资料的震级范围越小,震级分档间隔越小,则上述系统偏差越大. 故对于震级上限较低的地区,若仅用历史地震线性回归求 b 值,由于能控制的震级下限较高,资料震级范围较小,回归所得的 b 值可明显偏高,从而导致地震危险性分析的系统偏差. 本文提出用无震级上限累计 b 值取代传统的有震级上限累计 b 值,并给出了回归求取无震级上限累计 b 值的实际方法.

关键词 地震重现关系; b 值; 地震危险性分析

一、引 言

震级-频次关系是地震危险性分析的重要环节之一. 目前实际工作中广泛使用的震级-频次关系仍然是大家熟知的 b 值关系,即

$$\lg N(m) = a - bm \quad (1)$$

式中, $N(m)$ 是震级大于等于 m 的地震的频次, \lg 表示以 10 为底的常用对数. 目前用实际资料确定 b 值时,使用最多的是累计频次最小二乘法(董伟民, 1987). 在求得 b 值之后,用震级累计分布函数或概率密度函数确定危险性分析所需的地震重现关系. 本文将指出,在用上述方法确定 b 值时,由于忽略所用资料的震级域问题,必然会导致高估 b 值并产生地震危险性分析的系统偏差. 因而,探讨其影响,研究相应的方法减小此种系统偏差,是危险性分析中有关 b 值的重要问题之一.

二、目前回归求累计 b 值

确定地震重现关系的做法及存在的问题. 在危险性分析中, b 值关系通常表示为

$$\ln N(m) = \alpha - \beta m \quad (2)$$

^{*} 地震科学联合基金会资助项目.

^{**} 现在地址: 中国上海 200062 上海市地震局.

1990年8月10日收到本文初稿, 1992年2月7日决定采用.

式中, \ln 表示以 e 为底的自然对数. 比较(1)、(2)式, 易见 $\alpha = a \cdot \ln 10$, $\beta = b \cdot \ln 10$. 为方便, 本文以下统一用 β 值. 若研究区域中(2)式在震级域 $m \geq M_0$ 成立, 即震级无上限, 而实际震级上限为 M_n , 则地震总数仅为震级域 $[M_0, M_n)$ 中的地震 $N(M_0) - N(M_n)$. 根据定义, 震级累计分布函数为

$$F_M(m) = \frac{N(M_0) - N(m)}{N(M_0) - N(M_n)} = \frac{e^{-\beta M_0} - e^{-\beta m}}{e^{-\beta M_0} - e^{-\beta M_n}}, \quad M_0 \leq m \leq M_n \quad (3)$$

相应的概率密度函数为

$$f_M(m) = \frac{dF_M(m)}{dm} = \begin{cases} \frac{\beta e^{-\beta m}}{e^{-\beta M_0} - e^{-\beta M_n}} & M_0 \leq m \leq M_n \\ 0 & \text{其它 } m \end{cases} \quad (4)$$

根据实际有震级上限 M_n 的震例资料回归确定(2)式中的 β 值, 目前有以下二种做法:

1. 微分频次方法

将研究区域中的震级域 $M = M_n - M_0$ 等分为 l 个间隔, 每间隔的增量 $dm = \Delta M/l$. 统计落入各间隔 $[M_0, M_0 + dm)$, $[M_0 + dm, M_0 + 2dm)$, \dots , $[M_n - dm, M_n)$ 的地震数 $n(M_0 + \frac{dm}{2})$, $n(M_0 + \frac{3dm}{2})$, \dots , $n(M_n - \frac{dm}{2})$. 然后回归得震级-频次的 β 值关系

$$\ln n(m) = \alpha' - \beta m \quad (5)$$

假设此式在 $m \geq M_n$ 时仍成立, 由于此微分 β 值与震级无上限的 β 值相同, 故(3)、(4)式仍成立. 本法在理论上可行, 只是历史地震较少, 资料离散, 且有些震级档没有地震, 故研究者通常不用微分频次法.

2. 累计频次法

如上法划分震级间隔后, 统计落入震级域 $[M_0, M_n)$, $[M_0 + dm, M_n)$, \dots , $[M_n - dm, M_n)$ 的地震频次, 分别记为 $N'(M_0)$, $N'(M_0 + dm)$, \dots , $N'(M_n - dm)$, 以此回归得

$$\ln N'(m) = \alpha' - \beta' m \quad M_0 \leq m < M_n \quad (6)$$

此 β' 值的意义已与(2)式中的 β 值有明显差异, 因为(6)式中的 $N'(m)$ 为震级区间 $[m, M_n)$ 中的频次, 并非(2)式震级区间 $[m, \infty)$ 中的频次 $N(m)$, 故由(6)式已不能导出分布(3)式及概率密度(4)式. 实际上, 由(6)式并假定其在 M_n 点连续, 则应有 $N'(M_n) = \exp(\alpha' - \beta' M_n)$, 而实际资料并无大于等于 M_n 的地震, 即 $N'(M_n) = 0$. 显见, $N'(m)$ 在 $m = M_n$ 处不连续, 故(3)、(4)式中所需的 $N(M_n)$ 无所适从. 为讨论方便, 我们称 β' 为有震级上限累计 β' 值, 简称有上限 β' ; 称 β 为无震级上限累计 β 值, 简称无上限 β . 从理论上说, 无上限 β 与微分 β 无异, 但对实际资料, 两者不一定完全相同. 目前的实际做法大多是按(6)式确定累计 β' 值, 然后以此有上限 β' 代替 β , 仍按(3)式确定累计分布函数, 按(4)式确定概率密度. (3)、(4)式中的 $\exp(-\beta M_n)$ 按(6)式取为 $\exp(-\beta' M_n)$. 由于 $\beta' \neq \beta$, (3)、(4)式必然会与实际分布和概率密度有较大的差异. 为更好地说明上述问题并给出定量印象, 我们进而以数值例子说明之.

设有震级-累计频次关系

$$\ln N(m) = 11.0 - 1.5m \quad (7)$$

在无震级上限时, 由(7)式求得的各震级 m 的累计频次 $N(m)$ 列于表 1 中的第一栏. 设研究区域中震级上限 $M_n = 6.375$, 按(7)式有 $N(M_n) = 4.2102$, 这些地震在实际统计时不会

出现,故实际统计得到的累计频次为 $N'(m) = N(m) - N(M_u)$,列于第二栏.若按第二栏数据回归,则结果为 $\alpha' = 14.0891, \beta' = 2.1491$.以 $\beta = 1.5, M_0 = 4.625, M_u = 6.375$ 用(3)、(4)式求得的累计分布和概率密度分别列于第三和第五栏. $[M_0, M_u)$ 中的实际总频次 $N_T = N(M_0) - N(M_u) = 53.9092$,用 N_T 乘以 $1 - F_M(m)$ 得到的区域中的累计频次列于第四栏,确与实际情况相符.以 β', α' 及同样的 M_0 和 M_u 可得区域中的总频次 $N'_T = 61.9282$.用(3)、(4)式求得的分布 $F'_M(m)$ 和概率密度 $f'_M(m)$ 列于第六和第八栏.据此所得的累计频次 $[1 - F'_M(m)] \cdot N'_T$ 列于第七栏.比较可知,后者有相当大的偏离,表现为低估大震级部分的比例.

表 1 说明有震级上限 β' 值导致系统偏差的数值例子

| 震级界 m | | 4.625 | 4.875 | 5.125 | 5.375 | 5.625 | 5.875 | 6.125 | 6.375 | 栏序 |
|-------------------------|---------------------|---------|---------|---------|---------|---------|--------|--------|--------|----|
| $N(m)$ | | 58.1194 | 39.9449 | 27.4537 | 18.8686 | 12.9682 | 8.9129 | 6.1257 | 4.2102 | 一 |
| $N'(m) = N(m) - N(M_u)$ | | 53.9092 | 35.7347 | 23.2435 | 14.6584 | 8.7580 | 4.7027 | 1.9156 | | 二 |
| 无上限 | $F_M(m)$ | 0 | 0.3771 | 0.5688 | 0.7281 | 0.8375 | 0.9128 | 0.9645 | 1 | 三 |
| $\alpha = 14.0$ | $[1 - F_M(m)]N_T$ | 53.9092 | 35.7347 | 23.2435 | 14.6584 | 8.7580 | 4.7027 | 1.9156 | 0 | 四 |
| $\beta = 1.5$ | $f_M(m)$ | 1.6171 | 1.1114 | 0.7639 | 0.5250 | 0.3608 | 0.2480 | 0.1704 | 0.1171 | 五 |
| 有上限 | $F'_M(m)$ | 0 | 0.4256 | 0.6742 | 0.8195 | 0.9045 | 0.9541 | 0.9831 | 1 | 六 |
| $\alpha' = 14.0891$ | $[1 - F'_M(m)]N'_T$ | 61.9282 | 35.5716 | 20.1762 | 11.1780 | 5.9141 | 2.8425 | 1.0461 | 0 | 七 |
| $\beta' = 2.1491$ | $f'_M(m)$ | 2.2003 | 1.2857 | 0.7513 | 0.4390 | 0.2565 | 0.1499 | 0.0876 | 0.0512 | 八 |

三、影响有震级上限累计 β' 值的因素

由上节知,由于震级上限的存在,据实际资料回归可导致高估 β 值.本节进而讨论导致 β' 值提高的因素及其对 β 值偏差所起的作用.

设研究区域中有震级-频次关系式(2),但回归分析时起始震级为 M_0 .震级上限为 M_u ,震级间隔为 dm ,则实际取到的累计频次 $N'(m) = \exp(\alpha - \beta m) - \exp(\alpha - \beta M_u)$,用 $\ln N'(m)$ 对 m 回归以确定(6)式中的 β' 值.改变 M_0, M_u, dm 及(2)式中的 β 值,我们可得一系列 β' .计算表明,以下三因素均可对偏差 $\beta' - \beta$ 起作用.一为所用资料的震级域 $\Delta M = M_u - M_0$;二为回归时采用的震级间隔 dm ;三为研究区域中无上限 β (即(2)式中的 β)本身.上述三因素对 β' 的影响表示于图 1.图中横坐标为 dm ,纵坐标是回归所得的有上限 β' .图中实线表无上限 $\beta = 1$ 的情况,(a)、(b)、(c)、(d)分别表示 ΔM 等于 1, 2, 4, 6 时 β' 随 dm 的变化.虚线和点划线分别表无上限 β 为 2 和 3 的有关曲线.由图 1 可见, ΔM 越小, dm 越小, β 越小,则偏差 $\beta' - \beta$ 越大.图中给出的极端情况,当 $\beta = 1$,若 $\Delta M = 1$,而 $dm = 0.125$ 时, β' 可达 2.749.在危险性分析中,对震级上限较低的地区,用历史地震资料回归求得的 β' 值可有较大幅度的偏高,这是因为历史地震目录能控制的起始震级通常为 $4\frac{3}{4}$,故 ΔM 很小.

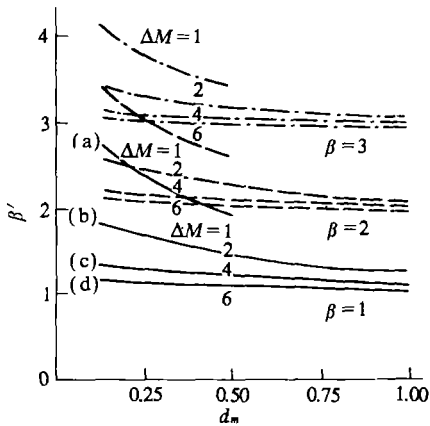


图1 震级域 ΔM , 无上限累计 β 值及震级间隔 Δm 对回归结果 β' 的影响

四、确定无震级上限 β 值的回归方法

本节中我们提出一种用累计频次确定无上限 β 的回归方法。

上文的讨论没有区分资料震级限和实际震级限,二者可以不同.这里我们把问题一般化:设某区域中有 β 值关系式(2)在震级域 $m \geq M_0$ 中成立,已知某震级域 $[m_0, m_n]$ 中的震级-频次资料,求无上限 β 值.其中 m_n 和 m_0 是资料上下限, $m_0 \geq M_0$, $m_n \leq M_n$. M_n 是区域中的实际震级上限.

回归求(2)式中的 β 需震级区间 $[m_j, \infty)$

中的地震累计频次 $N(m_j)$.由(2)式 $N(m_j) = \exp(\alpha - \beta m_j)$,且可表为

$$N(m_j) = (e^{\alpha - \beta m_j} - e^{\alpha - \beta m_n}) + e^{\alpha - \beta m_n} = N'(m_j) + N(m_n), \quad (j = 1, 2, \dots, J) \quad (8)$$

式中, J 是资料震级域分档总数, $N'(m_j)$ 即为资料震级域中统计可得的累计频次.而 $N(m_n)$ 的物理意义则是:根据(2)式,震级域 $[m_n, \infty)$ 中应该发生的地震频次.(8)式提示,求无上限 β 所需的累计频次 $N(m_j)$ 可在资料域累计频次 $N'(m_j)$ 的基础上加 $\exp(\alpha - \beta m_n)$, 后者是未知的,因 α 和 β 是待求的.但问题不难迭代求解.

预选待定常数 $N_i(m_n)$ 代替 $N(m_n)$ 得尝试频次

$$N_i(m_j) = N'(m_j) + N_i(m_n) \quad (j = 1, 2, \dots, J) \quad (9)$$

用 $\ln N_i(m_j)$ 对 m_j 用通常的方法回归得 α_i, β_i . 与 α_i, β_i 对应的 $[m_j, m_n]$ 中的理论频次为

$$N_i(m_j) = e^{\alpha_i - \beta_i m_j} - e^{\alpha_i - \beta_i m_n} \quad (10)$$

定义标准差

$$S_i = \sqrt{\sum_{j=1}^J [\ln N'(m_j) - \ln N_i(m_j)]^2 / (J - 2)} \quad (11)$$

使 S_i 取极小值,求得 α_i 和 β_i ,此 β_i 即为待求之无上限 β .显然, S_i 可描述回归结果的优劣,因为它定量表示实际统计值 $N'(m)$ 和理论预测值 $N_i(m)$ 之间的偏差. β 确定后,由区域中的实际 M_0 和 M_n ,据(3)、(4)式可得重现关系.

五、算 例

A, B 二区分别是华东地区的二个工作区. 表2给出二区 m_0 到 m_n 中的累计频次 $N'(m)$. 二区的 m_0 均取 4.625, A 区 $m_n = 6.875$. B 区 $m_n = 6.375$.

表 2 算例的震级-累计频次数据 $N'(m)$

| 震级 m | 4.625 | 4.875 | 5.125 | 5.375 | 5.625 | 5.875 | 6.125 | 6.375 | 6.625 | 6.875 |
|--------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| A 区 | 57 | 37 | 24 | 19 | 10 | 8 | 5 | 3 | 1 | 0 |
| B 区 | 57 | 42 | 27 | 23 | 11 | 7 | 2 | 0 | | |

图 2 表示上文介绍的方法所得的回归结果及效果. 图中横坐标为 β , 纵坐标为标准差 S_i . 图中的曲线表示随待定常数 $N_i(m_u)$ 变化, 回归得到的 β 值及标准差的变化. 实线和点划线分别表示 A 区和 B 区. A 区最佳结果为 $\beta = 1.340$, 对应于 $N_i(m_u) = 2.72$, $S_i = 0.1040$; B 区最佳结果为 $\beta = 1.382$, 对应于 $N_i(m_u) = 5.57$, $S_i = 0.1663$. 而若按传统方法直接回归, 即取 $N_i(m_u) = 0$, 并按同样的 S_i 描述其效果, 则 A 区的 $\beta' = 1.847$, $S_i = 0.416$; B 区的 $\beta' = 2.076$, $S_i = 0.472$. 易见按改进的方法已大大改善了拟合精度.

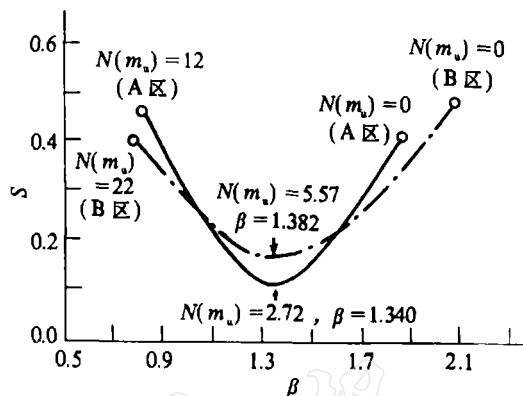
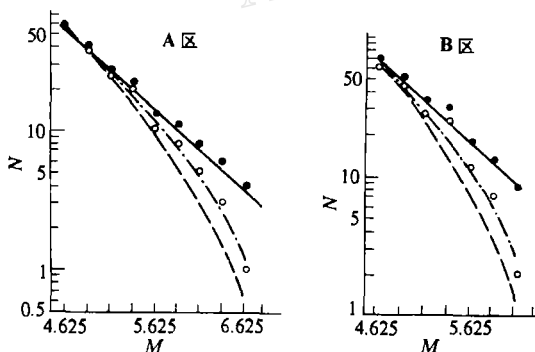
图 2 β 值及标准差 S_i 与 $N_i(m_u)$ 的关系

图 3 用于形象地表示本文介绍的方法, 直接比较其与传统方法的优劣. 图中空心圆点表示统计得到的 $[m_0, m_u]$ 中的累计频次 $N'(m_i)$, 实心圆点表示与最小标准差 S_i 对应的尝试频次 $N_i(m_i)$. 图中实线表示据实心圆点回归得的无上限 β 直线

$$\ln N_i(m) = \alpha_i + \beta_i m \quad (12)$$

图 3 由无震级上限累计 β 值得到的地震重现关系与传统方法的结果及实际震级-频次资料的比较

图中点划线表示按无上限 β 据分布得到的理论曲线, 可见其与实际频次即空心圆点非常接近. 图中的虚线表示将有上限 β' 值与分布(3)式结合的传统做法的结果. 可见较大震级部分全部低估.

从图中可见, 回归前预加的待定常数 $N_i(m_u)$ 可在分布(3)式时自动扣除, 当然, 实际扣除的不是 $N_i(m_u)$, 而是理论值 $\exp(\alpha_i - \beta_i m_u)$. 在无上限 β 值表示的回归直线上各频次均扣除同一常数, 恰在 $\lg N(m) - M$ 图上造成随震级逐渐升高, 对数频次曲线偏离直线逐渐下弯的周知的普遍现象.

众所周知, 当年平均总发生率 ν 相同时, β 值上升, 则危险性下降. 但定量讨论 β 值对危险性的影响并不简单. 限于篇幅, 我们仅作以下粗略讨论.

对上文二例取潜在震源为二圆形面源. 方案 1 取半径为 250km, 方案 2 取半径

200km. M_0 统一取 4.625, A 区 $M_a=6.875$, B 区 $M_a=6.375$. 年平均发生率取二种考虑: 一为按实发地震统一取 0.1140; 二为按相应的 α, β 值取理论估值. 按本文的方法, A, B 二区发生率分别为 0.1066 和 0.1247; 按传统方法, A, B 二区的发生率分别为 0.1269 和 0.1444. 衰减规律取

$$\ln Y = -0.9379 + 1.06m - 2.04 \ln(R + 20) \quad \sigma = 0.602 \quad (13)$$

式中, Y 为峰值加速度, 以重力加速度 g 为单位, σ 为标准差. 危险性分析的结果列于表 3. 算例取三种超越概率水平. 由表 3 可见, 当年发生率统一取 0.1140 时, 传统方法估计的危险性偏低. 按相应的 α, β 值推算起始震级以上的地震的年发生率, 据资料情况有一定的随机性. 由于传统方法高估 β 值, 多数情况也高估总发生率. 但由图 3 易知, 震级较高的部分, 传统方法估计的发生率总是偏低, 因而当超越概率较小时, 总是低估危险性. 进一步研究易知, 上述影响的幅度受衰减规律和潜源特征参数等因素控制, 详细讨论见另文.

表 3 危险性分析确定的不同 β 和 r 的峰值加速度 (g)

| 工 作 区 | | | A 区 | | | | B 区 | | | |
|-------------|-----------------------------|------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| β 值 | | | 1.340 | | 1.847 | | 1.382 | | 2.076 | |
| 年平均发生率 r | | | 0.1140 | 0.1066 | 0.1110 | 0.1269 | 0.1140 | 0.1247 | 0.1140 | 0.1414 |
| 方 案 1 | 50 年 超 越 概 率 | 0.10 | 0.0481 | 0.0453 | 0.0410 | 0.0436 | 0.0412 | 0.0433 | 0.0355 | 0.0417 |
| | | 0.03 | 0.1091 | 0.1045 | 0.0885 | 0.0939 | 0.0883 | 0.0921 | 0.0775 | 0.0869 |
| | | 0.01 | 0.1928 | 0.1831 | 0.1617 | 0.1693 | 0.1596 | 0.1660 | 0.1310 | 0.1517 |
| 方 案 2 | 50 年 超 越 概 率 | 0.10 | 0.0642 | 0.0622 | 0.0555 | 0.0591 | 0.0557 | 0.0587 | 0.0466 | 0.0556 |
| | | 0.03 | 0.1392 | 0.1321 | 0.1162 | 0.1218 | 0.1156 | 0.1203 | 0.0973 | 0.1120 |
| | | 0.01 | 0.2428 | 0.2366 | 0.1985 | 0.2113 | 0.1992 | 0.2038 | 0.1664 | 0.1796 |

六、本文方法与最大似然法的比较

最大似然法是目前计算 β 值的另一常用方法, 它同样存在震级上限问题. 地震预报中可能因侧重 b 值的相对变化常忽略震级上限的影响, 用以下宇津公式求 b 值(李全林等, 1979):

$$b = N \lg e / \sum_{i=1}^N (M_i - M_0) \quad (14)$$

若用 β 值, 此式应改写为

$$\beta = N / \sum_{i=1}^N (M_i - M_0) \quad (15)$$

以下我们先导出计算震级上限 M_a 的最大似然法的表达式, 然后讨论 M_a 对计算 β 值的影响.

设研究区域中有 N 个互相独立, 且遵从分布(3)式的地震, 该复合事件出现的概率或

似然函数为

$$F(m_1, \dots, m_N | \beta) = \prod_{i=1}^N \frac{\beta e^{-\beta m_i}}{e^{-\beta M_0} - e^{-\beta M_u}} \quad (16)$$

最大似然法的原则是取 F 达极大值的 $\hat{\beta}$ 作为 β 的估值. 由于对数单调变化, 极值点不因取对数而改变, 故令

$$\frac{\partial \ln F}{\partial \beta} = \sum_{i=1}^N \left(\frac{1}{\beta} - m_i + \frac{M_0 e^{-\beta M_0} - M_u e^{-\beta M_u}}{e^{-\beta M_0} - e^{-\beta M_u}} \right) = 0 \quad (17)$$

由此解得迭代关系

$$\beta = \left[\bar{m} - M_0 + \frac{M_u - M_0}{e^{\beta(M_u - M_0)} - 1} \right]^{-1} \quad (18)$$

式中, \bar{m} 是 N 个地震的平均值. 显然, 当 $M_u \rightarrow \infty$ 时, (18) 式即为 (15) 式.

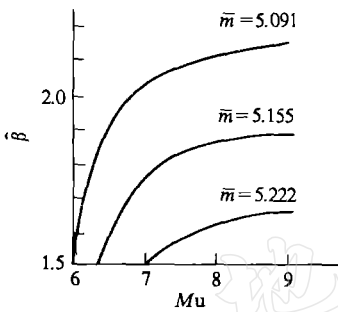


图4 最大似然法的计算 $\hat{\beta}$ 值与震级上限 M_u 的关系

越激烈. 上述讨论固定 β 为 1.5, 改变 β 可重做上述分析. 结果表明 β 越小, 上述影响越大. 此处结论与第二节类似.

对上节二例, 平均震级分别为 $\bar{m}_A = 5.2192$, $\bar{m}_B = 5.2412$. 忽略上限用 (15) 式, $\hat{\beta}$ 值分别为 $\hat{\beta}_A = 1.683$, $\hat{\beta}_B = 1.623$. 取上限 $M_{uA} = 6.875$, $M_{uB} = 6.375$, 由 (18) 式, $\hat{\beta}_A = 1.472$, $\hat{\beta}_B = 1.072$. 上文已指出, 在无上限累计 β 值方法中, m_u 可以不是真实上限 M_u , 其实质是根据资料较完整的震级区间 $[m_0, m_u)$ 中的震级-频次确定 (2) 式中的 β , 即该法 β 的确定不依赖于实际震级上限 M_u . 而最大似然法求 β 依赖于上限 M_u , 且 M_u 的选择对 β 影响较大. 从这种意义上说, 无上限累计 β 法优于最大似然法. 回归与最大似然法依据的原则不同, 很难要求二者得到完全一致的 β 结果. 但无上限 β 在 B 区为 1.382, 与最大似然法的 1.072 相差较大. 此种差异至少部分地与最大似然法震级上限的选取有关. 若 β 以无上限结果 1.382 为准, 由 (18) 式迭代反求 M_u , 则 B 区 M_{uB} 约为 6.85.

七、结 论

线性回归求取累计 β 值, 然后用累计分布或概率密度确定地震重现关系的传统做法理论上是错误的, 实际上总是系统地高估 β 值, 低估高震级部分的地震频次, 及低超越概

设研究区中 $\beta = 1.5$, $M_0 = 4.625$, 三组资料震级上限分别为 6.0, 6.375, 7.0. 则理论平均值 $\bar{m} = \int_{M_0}^{M_u} m f_M(m) dm$ 分别应为 $\bar{m}_1 = 5.091$, $\bar{m}_2 = 5.155$, $\bar{m}_3 = 5.222$. 反之, 若据 \bar{m} 忽略震级上限用 (15) 式求 β , 则三组资料的 $\hat{\beta}$ 值分别为 $\hat{\beta}_1 = 2.146$, $\hat{\beta}_2 = 1.887$, $\hat{\beta}_3 = 1.675$. 分别改变 M_u , 保持 \bar{m}_1 , \bar{m}_2 , \bar{m}_3 , 由 (18) 式迭代可得三组 $\hat{\beta}$ 值, 如图 4 所示. 从中可清楚地看到, 尽管资料 \bar{m} 不变, M_u 的不同取值可明显地影响 β 的结果. $M_u - M_0$ 越小, 影响

率水平的地震危险性. 真实 β 越小, 资料震级域越小, 回归时震级分档越小, 上述偏差越大. 本文提出消除上述系统编差的方法是用无震级上限累计 β 值取代传统累计 β 值. 其实质是用资料较完整的震级区间 $[m_o, m_u)$ 中的震级-频次确定累计分布中所需的无震级上限 β . 由于本方法 β 的确定不依赖于实际震级上限 M_u , 故其效果优于最大似然法.

参 考 文 献

- 董伟民, 1987. 地震危险性分析(胡聿贤、时振梁主编). 重要工程中的地震问题, 105—130. 地震出版社, 北京.
李全林、于禄、郝柏林、陈锦标(编著), 1979. 地震频度-震级关系的时空扫描, 8—10. 地震出版社, 北京.

地 震 学 报
ACTA SEISMOLOGICA SINICA