

文章编号: 0253-3782(2007)04-0391-09

# 特征地震强地面运动参数 衰减公式拟合<sup>\*</sup>

史保平<sup>\*</sup> 刘博研 张 健

(中国北京 100049 中国科学院研究生院地球科学学院)

**摘要** 计算机仿真模拟设定地震断层动态破裂传播和近断层强地表运动响应的结果表明, 对于特征地震而言, 近断层附近的地表运动特征与断层破裂传播的方向性有着强烈的依赖关系。当场地(观测点)至断层的距离给定时, 正向于破裂传播方向的场地(场地 A)的地表质点运动(位移、速度、加速度), 远远大于震中附近(场地 B)和反向于破裂传播方向的场地(场地 C)的地表质点运动, 而且沿断层垂直分量所辐射的 SH 波的传播起到了主导作用。对应于场地 A, B 和 C, 统计分析结果表明, 峰值加速度的几何平均值之比为 2.15 : 1.5 : 1, 而且各自的均方差分别为 0.12, 0.11 和 0.13。如果将所得的研究结果应用于概率地震危险性分析中, 对于较低的年超越频度, 近断层附近的地表峰值加速度的估算值可下降 15%~30%。因此, 考虑到断层破裂传播方向性对地表运动的影响, 区域衰减曲线的回归分析模型应该给予恰当的修正。

**关键词** 破裂传播方向性 地表运动 峰值加速度

**中图分类号:** P315.9      **文献标识码:** A

## 引言

准确估算由大地震所造成的强地表运动是地震学和工程地震等领域面临的重大研究课题。随着近代地震科学的发展, 我们对地震的孕育发生过程、地震波在地壳介质的传播以及相应的地表运动的理解也逐渐深入。对于地震矩震级大于 7.0 的大地震, 地震发生的平均周期一般都在几百年到几千年。近代仪器记录到的强地面运动数据仍然是非常缺乏和不完整的。在工程抗震规范、建筑设计以及地震灾害区划等方面, 目前的主要依据是经验地震动衰减关系。通常只是由非常有限的强震数据通过数据回归分析得到这些衰减关系, 这些强震数据即地表运动参数(峰值加速度、速度、位移、反应谱等)是随距离、震级的变化而变化的函数。我们知道地震动的衰减曲线给出了回归计算的几何平均值(Boore *et al.*, 1997), 而几何平均值与实际观测值的偏离程度则由均方差  $\sigma$  体现。在对地震观测数据进行回归计算时, 通常假定数据的随机特征服从高斯分布。另外需要指出的是, 所采用的地震记录是由位于空间不同位置的强震记录台站所得, 所以均方差  $\sigma$  主要反映了空间域内随机变量的特性。

\* 中国科学院百人计划和国家基金委项目(40574022)资助。

2006-10-27 收到初稿, 2007-02-26 决定采用修改稿。

◆ 通讯作者. e-mail: bshi@gucas.ac.cn

在概率地震危险性分析的具体计算中, 给定某一特定的场地, 应用经验衰减关系, 求得超过某一地震动参数  $Y$  的超越概率是概率地震危险性分析的重要核心部分。由于泊松过程是一个各态遍历过程, 其空间域内的随机变量分布等同于时间域内的随机变量分布 (Anderson, Brune, 1999)。事实上, 地震动衰减关系的建立基于数据在空间域内的随机特性, 而在现代概率地震危险性分析地震动参数的成图过程中, 通常采用了空间随机过程同时间随机过程等价这一假定, 从而导致在较低的年超越频度下, 过高地估算了地表运动, 特别是对于近断层的地表运动。其预测的峰值加速度远远高于实际观测值 (Brune, 1999)。例如, 美国地质调查局(USGS)绘制的地震动峰值加速度图中, 对于加州某些地区, 在 50 年 2% 的超越概率为  $12\sim16 \text{ m/s}^2$  (Frankel *et al.*, 2000)。尽管我们还没有确切的地震记录来证明这些计算值是不正确的, 但是到目前为止, 还没有发现哪次地震拥有如此大的重力加速度。本文中, 我们将试图对于地表运动加速度高估的原因给出部分合理的解释。

古登堡-里克特(Gutenberg-Richter)定律已被广泛应用于描述区域和全球大震与小震发生频度之间的关系。但近 20 多年的地震学、地震地质学和古地震学的研究表明, 在许多地区, 对于许多大地震(发生在单个断层且具有特定复发周期)而言, 古登堡-里克特定律在描述这些大地震的发生与否可能会失效 (Schwartz, Coppersmith, 1984; Wesnousky, 1994)。如果某一地震重复发生于某一特定断层且重复周期和震级相同, 从物理上讲, 就是不仅静态位移相同, 且动态破裂也相同, 那么我们称该发震断层为特征断层, 所发生的地震为特征地震。对应于强地表运动, 给定发震震级和观测场地, 每次地震形成的地震动在时间域内具有不变性, 即地表震动特征是单一的。

在本文中, 我们将着重讨论由特征地震产生的地震动特征。通过计算机数值模拟实验, 我们将分析近断层地表运动质点加速度的空间变化特征和规律。通过比较峰值加速度空间分布特征与地震动衰减关系, 可以为过高估算概率地震危险性分析中地震动参数的原因给出较为合理的解释。这一研究结果可为工程抗震的设计规范和防灾减灾的理论与实践提供新的方法和思路。

## 1 地震危险性分析方法简述

在地震危险性分析中, 对地震所造成地表运动参数的估算, 一般采用决定性模型和概率模型。前者主要应用于水坝、核电站、核废料埋藏选址等重大工程项目的安全评估; 而概率模型则主要用于对城市及乡村民用设施, 如桥梁、机场、民用建筑等的安全设防。概率地震危险性分析的主要目标是针对某一特定场地(地区、区划图)定量地给出所有可能发生的地震影响, 以及在给定年超越频度下地震动的参数估算值。有关概率地震危险性分析的详细论述, 可参阅 Senior Seismic Hazard Analysis Committee(1997)的报告。下面我们将简单地阐述美国地质调查局(USGS)在计算全美国地震动参数图时, 针对概率地震危险性分析的计算方法所采用的基本模型, 以便读者对于我们的研究结果有一容易和清晰的了解。

我们假定一个地震危险性模型。在该模型中所考虑的随机变量在统计上是相互独立且有限的, 那么在模型中对于一单个震源(断层), 其地震危险性的估计可以由下式表示:

$$\lambda(y) = \iiint \nu f_M(M) f_R(r) f_\epsilon(\epsilon) H(y - Y(M, r, \epsilon)) dM dr d\epsilon \quad (1)$$

式中,  $\lambda(y)$  为地震动参数,  $y \geq Y(M, r, \epsilon)$  的年超越频率;  $\nu$  为震源区的发震频度, 而与随机变量  $M, r, \epsilon$  相关的概率密度函数分别为  $f_M(M)$ ,  $f_r(r)$ ,  $f_\epsilon(\epsilon)$ , 这里  $M$  对应于震级,  $r$  为场地至震源区(断层)的最短距离,  $\epsilon$  为统计分析产生的误差变量;  $H$  为 Heaviside 函数;  $Y(M, R, \epsilon)$  为回归分析中建立的地震动参数的衰减关系曲线。

在美国 USGS 的地震危险性区划报告中, 对于美国中部和东部地区的地震危险性区划方法, 主要采用两种处理模型: 地震活动性分析模型(seismicity model)和特征断层分析模型(characteristic earthquake model)。通常地震活动性分析模型的应用范围对应于震级  $M$  小于或等于 6 级以下的地震, 其具体的数学方法可参阅 Frankel(1995)以及 Frankel 等(2000)的文章。为了讨论方便, 在此我们主要考虑特征断层产生的影响。由于在引言中已经提及有关特征地震(断层)的定义, 在此不再赘述。

对于特征地震, 公式(1)可以简化为

$$\lambda(y) = \iiint \nu(M, R) \Phi(y \geq X | Y(M, R(x), \sigma_T)) dM dx \quad (2)$$

式中, 衰减关系  $Y(M, R(x), \sigma_T)$  给出了地震动参数在震级  $M$ 、距离断层  $R$  场地的几何平均值。 $\sigma_T$  为回归分析中获取的标准方差, 它定量地给出了几何平均值与实际观测数据之间的分散程度, 即不确定性。误差函数  $\Phi(y \geq X | Y(M, R(x), \sigma_T))$  则给出了地震动参数  $y \geq X$  的概率值。衰减关系的一般表达式可由下式给出:

$$\lg Y = a + b(M - 6) + c(M - 6)^2 + d \lg(R^2 + h^2)^{1/2} + eG_1 + fG_2 + \epsilon \quad (3)$$

式中,  $a, b, c, d, e, f, \epsilon$  为待定系数, 由数据回归分析所得;  $G_1, G_2$  对应于不同场地的影响。标准方差则有下式给出:

$$\sigma_T = \left[ \frac{1}{N_s} \sum (y_i - Y(M, R))^2 \right]^{1/2} \quad (4)$$

给定地震震级  $M$  和距离  $R$ , 从衰减关系中我们知道, 地震动参数  $y$  的概率密度函数为

$$p(\lg y) = \frac{1}{\sigma_T \sqrt{2\pi}} e^{-(\lg y - \lg Y(M, R))^2 / 2\sigma_T^2} \quad (5)$$

而  $y \geq X$  的超越概率为

$$\begin{aligned} \Phi(y \geq X | Y(M, R, \sigma_T)) &= \int_X^{+\infty} p(\lg y) d \lg y = \\ &\int_X^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_T} e^{-\frac{(\lg y - \lg Y(M, R))^2}{2\sigma_T^2}} d \lg y \end{aligned} \quad (6)$$

图 1 给出了由实际观测数据(1992 年美国 Landers  $M_w 7.3$  地震)所预测的峰值加速度几何平均值(Boore *et al.*, 1997)。图 1 中衰减曲线由粗实线给出, 虚线给出了 95% 的置信区间。由于近场数据的缺乏, 在衰减关系的建立中, 主要依赖于远场的数据。由于远场数据离散程度比较大, 所获得的标准方差  $\sigma_T$  大约为 0.42。

进一步, 如果我们假设地震的发生是随机且相互无关的, 则泊松模型(Poisson model)应该成立。从而我们期望在某一时间段  $T$  内, 由于地震造成的地表运动的超越概率为

$$P(y, T) = 1 - \exp(-\lambda(y)T) \quad (7)$$

通过数值求解公式(2)、(4)、(6)和(7), 所得到的曲线  $P(y, T)$  称之为地震危险性曲线。在地震区划图中, 通常我们见到的是  $T=50$  年时, 超越概率在  $P=2\%$ ,  $5\%$  和  $10\%$  的地震动参数  $y$  的分布特征图。

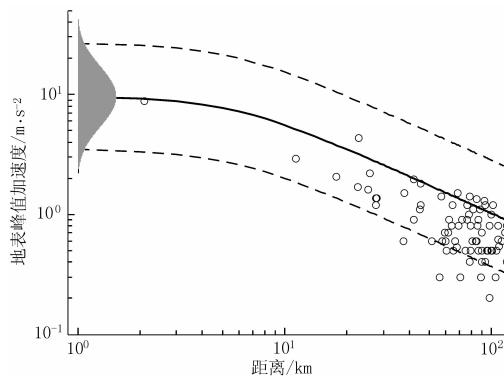


图 1 由衰减关系预测峰值加速度(粗实线)  
圆圈为 Landers 地震所记录到的强震加速度, 虚线给出了  
95% 的置信区间的上下限高斯分布为 1 km 处的概率密度

年超越频度下, (如  $\lambda(y)=0.000\ 1$ ), 对应的峰值加速度的变化从  $5.5 \sim 12\ m/s^2$ . 这样大的差异, 使得我们应该非常谨慎的使用概率地震危险性分析的计算方法. 过高或过低的估算  $\sigma_T$  值都可能使我们对该方法的实际应用产生疑虑. 数据分析和处理方法是回归分析的关键, 而是否适当的选取数学模型直接影响到回归分析的结果. 例如, 在衰减关系的建立过程中, 通常是将整个观测数据(位于空间不同位置)作为一个整体进行回归计算. 由于未能充分考虑断层运动特征, 所以回归计算中的纯数学误差可能被带入实际的概率地震危险性分析计算中. 我们在以下的数值模拟和结果分析中, 将指出这一误差来源以及如果处理不当可能造成的严重后果.

## 2 计算机数值模拟强地表运动实验

地震, 尤其是大地震( $M \geq 7$ )的发生有很大的偶然性. 近代地震学的研究表明, 大地震(对应于特征断层)的发震周期往往在几百年到几千年之间, 而现代仪器记录和监测则仅有不到一个世纪的时间. 因此, 通过目前对地震发震物理过程的已有了解, 利用计算机模拟地震破裂过程以及相应的地表运动, 已成为我们进一步了解和研究地震复杂性过程的主要手段之一.

我们利用复合震源模型合成地表运动. 复合震源的概念最早由 Boatwright (1982, 1988) 和 Frankel (1991) 提出. 在计算宽频带的合成地表运动方面最早由 Zeng 等 (1994) 完

在以下的讨论中, 我们将着重于对函数  $\Phi$  进行分析. 我们知道公式(2)给出了对于地震动估算的年超越频度,  $\lambda(y)$  实际上是时间域上的函数. 根据泊松模型的假定, 时间域上的随机过程等同于空间域上的随机过程. 因此概率积分  $\Phi(y \geq X | Y(M, R(x), \sigma_T))$  的值决定了  $\lambda(y)$  的变化特征. 当  $M$  和  $R$  一定时, 标准差  $\sigma_T$ , 即空间域上数据的不确定性则完全决定了函数  $\Phi$  的取值大小. 这一特点可以从图 2 中看出. 在该图中, 假定设定地震  $M=8.0$ 、 $R=20\ km$ , 且该地震的平均回复周期为 100 年, 那么我们可以看到, 当  $\sigma_T$  从 0.2 变化到 0.5 时, 在低

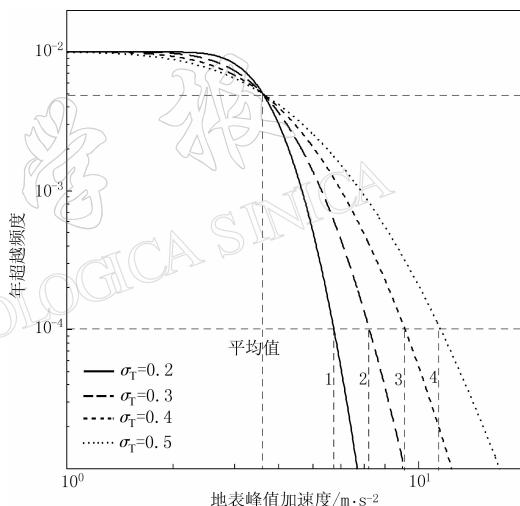


图 2 不同标准方差  $\sigma_T$  影响下年超越  
频度对应的峰值加速度变化

图中 1, 2, 3, 4 分别表示  $\sigma_T=0.2, 0.3, 0.4$   
和 0.5 在  $\lambda(y)=0.000\ 1$  时的峰值加速度

成, 其计算方法已多次应用于对美国加州等地的强地表运动预测, 且结果与实际的强震记录有很好的吻合。在最近的研究中, 我们通过修改模型的物理和几何参数, 剔除了原模型中含有的非物理过程, 模拟了 1679 年发生于北京附近的三河—平谷 M8.0 地震(刘博研等, 2007), 计算得到的地表运动加速度与北京地区的烈度区划值是非常吻合的。在刘博研等(2007)文章的图 3、图 4 中分别给出了模拟该地震的震源模型和北京市中心三分量加速度时程曲线。在我们目前的研究中, 仍然应用这一模型对该断层产生的地震进行重复试验(相当于时间域上的重复地震), 所有的断层参数见刘博研等(2007)文章中表 3 内容。我们在这里所感兴趣的是近断层破裂传播方向性对地表运动的影响。

### 3 模拟数据结果分析

有关近断层强地面运动特征与破裂传播方向性的关系, Somerville 和 Graves(2003)已从实际地震观测和数值模拟两方面作了许多讨论。例如, 在对 Landers 地震数据的分析中, 他们发现在破裂传播的前方, 断层附近垂直于断层走向的质点位移呈现脉冲形式, 如图 3 所示。经验关系表明, 相比反向于传播方向的质点运动, 在破裂传播的前方, 垂向分量的质点运动往往能够被放大 3~4 倍。其垂向分量的质点运动(低频分量)的主要特征为: ①在破裂传播方向一致的观测点, 质点速度呈脉冲形式具有较短的持续时间; ②与破裂方向相反的观测点, 质点速度振幅相对较小, 而且具有更长的持续时间。通过我们的数值模拟实验, 发现其结果也显示了明显破裂方向性的影响(刘博研等, 2007; 图 6)。例如, 在距断层两个端点分别大约 62 km 处, 两者峰值速度相距甚远, 之比大约等于 3。设定震源位置不变, 改变子源的空间分布, 通过多次重复地震模拟, 以上的结论仍然是成立的(刘博研等, 2007)。

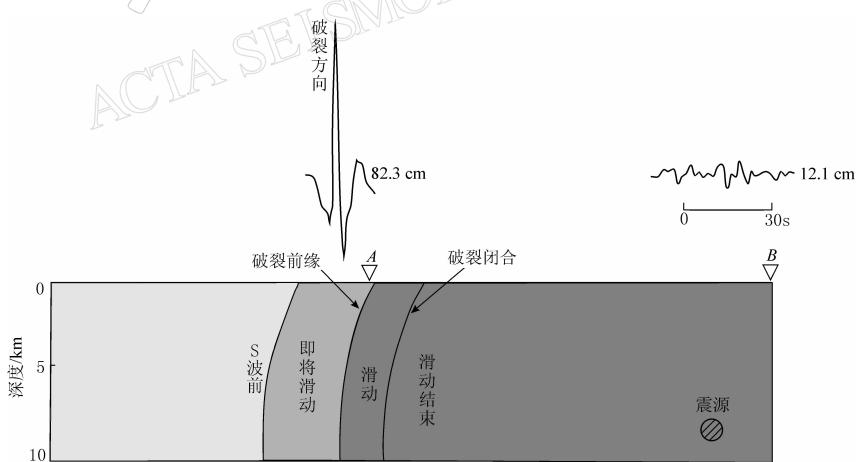


图 3 1992 年 Landers 地震造成地表位移(垂直分量)响应(Somerville, Graves, 2003)  
场地 A 位于破裂传播方向的前方, 场地 B 位于破裂传播的反方向。A 点的最大位移是 B 点最大位移的 7 倍

利用刘博研等(2007)给出的震源模型和震源参数, 我们给定震源位置位于断层面左面, 震源深度为 10 km。我们重复模拟了 1 000 次地震, 并且记录了距离断层 5, 10 km 和 20 km 的强地表运动速度、加速度和位移(三分量)。针对所获得的这些记录, 我们对数据进行了分类: 正向于破裂传播方向的场地记录记为场地 A, 反向于传播方向的记为场地 C,

而震中附近的场地记录记为场地 B. 因此总的数据体为  $A+B+C$ , 记为  $D$ . 对应于场地 A, B, C 和 D, 通过统计分析, 得到其对应的峰值加速度的几何平均值分别为 5.1, 3.7, 2.4 和  $3.6 \text{ m/s}^2$ , 各向的标准差分别为 0.12, 0.11, 0.13 和 0.40. 图 4 给出了 A, B, C 三类数据与衰减曲线的比较(Boore *et al*, 1997). 从图可见, 红线表示了  $M_w 8.0$  近场峰值加速度的几何平均值随距离减小的趋势. 其 1 km 处误差函数的概率密度由深蓝色的高斯分布给出, 淡蓝色的加号给出了场地 A 的数据分布, 深蓝色乘号给出了场地 C 的数据分布, 震源附近的数据分布由红色正方形给出. 从图中可以清楚看到, 全部数据落在了 95% 的置信区间内. 另外, 正向影响(场地 A)所造成地表加速度往往大于几何平均值, 而反向影响(场地 C)通常小于几何平均值. 近源的加速度值(场地 B)与几何平均值的偏离最小. 我们知道, 在过去的回归分析中, 并没有将整个的空间数据进行这样的分类, 从而导致了如图中所示的误差函数的概率密度分布( $\sigma_T = 0.40$ ).

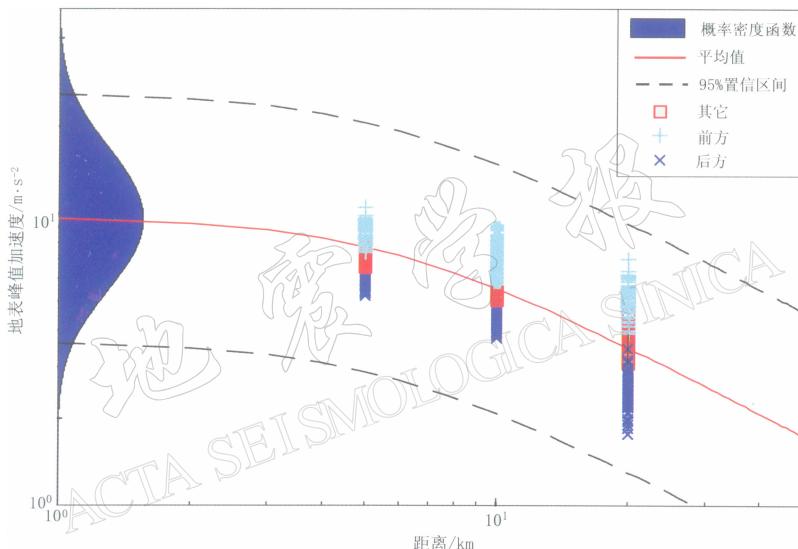


图 4 近断层模拟地表峰值加速度与衰减曲线的比较

红线为  $M_w 8.0$  衰减关系给出的峰值加速度平均值, 淡蓝色加号为场地 A 的峰值加速度分布,

红色正方型为场地 B 的峰值加速度分布, 深蓝色乘号为场地 C 的峰值加速度分布,

蓝色高斯分布为 1 km 处的概率密度

如果我们仍然假定数据的随机变化的分布特征服从高斯分布, 那么在分类后和未经分类的误差函数的概率密度如图 5 所示. 图中 A, B, C, D 所对应的均值分别为 5.1, 3.7, 2.4,  $3.6 \text{ m/s}^2$ ; 而标准差  $\sigma_i$  分别为 0.12, 0.11, 0.13, 0.40. 这一结果与图 4 中给出的数据分布特征一致. 如果在实际的地震观测中, 围绕断层附近的数据分布服从以上的分布特征, 那么未经分类所作的数据分析而获得的概率密度函数在很小的超越概率的情况下是不对的. 这一原因主要是数据分析中的模型误差造成的, 而并非由于数据空间分布的随机性造成的.

在对于不确定性的分析中, 我们知道均方差所对应的不确定性包括了偶然的(aleatory)和认知的(epistemic)不确定性. 前者通常指自然界中存在的不确定性的影响, 后者的不确定性可以通过认知过程(知识)的增加而减小. 总的不确定性可表达为  $\sigma_T^2 = \sigma_e^2 + \sigma_a^2$ . 在

现在的分析中, 由于我们对所获数据进行了不同的分类, 所得到的  $\sigma_A$ ,  $\sigma_B$ ,  $\sigma_C$  大约在 0.1 左右, 从而造成  $\sigma_T = 0.40$  的原因主要与统计分析中模型的选择有关, 并非真实地表达了数据随机分布造成的不确定性。因此我们认为,  $\sigma_e$  的值在我们的分析中, 应该接近于 0, 而  $\sigma_a$  (Anderson, Brune, 1999) 则对应于自然的随机性(时间域上 1 000 次重复地震)。在过去的回归分析中, 由于缺乏近场地震数据, 回归分析的结果通常是由远场数据得到, 而后直接应用于对近场地震动参数的预测。将所得的结果应用于地震危险性分析, 我们可以得到如图 6 所示的年超越频度与峰值

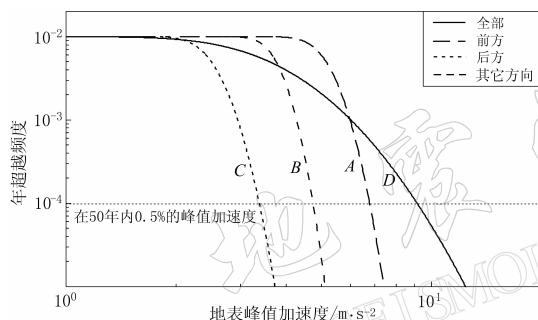


图 6 根据图 5 得到的年超越频度曲线

当  $\lambda = 0.0001$  时, 由曲线 D 得到的峰值加速度约等于  $9.3 \text{ m/s}^2$ , 而由曲线 A 得到的峰值加速度约等于  $6.7 \text{ m/s}^2$

使得峰值加速度减少了大约 30%。

## 4 讨论

对于破裂传播方向性对地表运动影响的研究, 在近代有关强地表运动的观测和数值模拟方面是一个非常重要的领域(Anderson, 2002)。在地震危险性分析方面, 对于低年超越频度下, 超常地表运动(extreme ground motion)的研究在震源物理过程和强震观测上是一个非常前沿的课题。我们先对所获空间数据进行分类, 然后进行统计分析。这种方法无疑对提高地震危险性分析的精度是非常有意义的。通过对设定地震的多次重复模拟, 类似于在时间域上地震的多次重复发生, 对所获得的围绕断层的全空间数据(特征断层)进行分类。通过统计分析, 得到影响地表运动的不同原因。其结果可为确定概率地震危险性分析的不确定性因素找到部分答案。当然, 断层的运动过程实际上是非常复杂的, 地震过程中的许多物理机制至今我们仍然没有完全了解, 这也是使得概率地震危险性分析的应用在未来仍然不失为一个行之有效的方法。

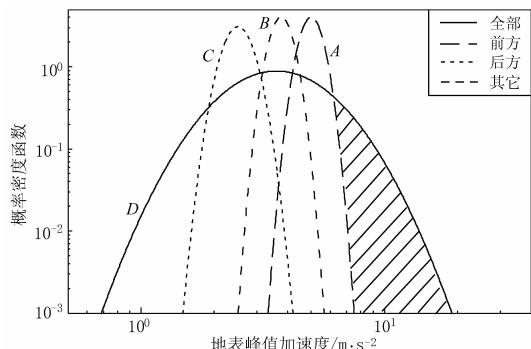


图 5 对应于场地 A, B 和 C 统计分析所得的概率密度函数  
实线为总体数据所得的概率密度函数, 阴影区域给出了由统计模型带来的误差范围

加速度之间的关系。在该图的制作过程中, 对公式(2)假定了特征地震的回复周期  $T = 1/\nu = 100$  年、 $M_w = 8.0$ 、 $\sigma_A = 0.12$ 、 $\sigma_B = 0.11$ 、 $\sigma_C = 0.13$ 、 $\sigma_D = 0.40$ 。从图中可以看到, 在较低的年超越频度下, 如  $\lambda = 0.0001$  (对应于 0.5%, 50 年), 对于场地 A, B, C 的峰值加速度分别为  $6.7$ ,  $4.7$ ,  $3.3 \text{ m/s}^2$ 。而采用原来的数据分析法, 结果约为  $9.3 \text{ m/s}^2$  (对应于场地 D)。因此, 即使在极端保守的情况下, 其最大的峰值加速度为  $6.7 \text{ m/s}^2$ , 比较所得峰值加速度的值, 现今的模型

在以上的研究中，我们仅仅讨论了走滑型特征断层的影响过程，为了突出问题的关键，在震源模型上是理想化的。对于其它断层类型的影响过程本文未能给出讨论。例如，对于逆冲断层而言，上盘运动与下盘运动存在着显著的差异(Oglesby *et al.*, 1998, Shi *et al.*, 1998)。另外，隐伏断层与出露地表断层运动所造成的强地表运动特征是很不一样的<sup>①</sup>，这些方面也是当前国际上较为关注的研究领域。我们目前的研究，旨在阐明更准确地预测由地震造成的强地面运动的方法，但这仍然需要我们从物理上、数值模拟和仪器观测分析上作出更深入地探讨。

## 5 结论

泊松模型中隐含的假定，即空间域上变量的随机分布等同于时间域上的随机变量分布，在地震危险性分析中是不适当的。对于特征地震而言，地震动的特征主要受到3种不同类型因素的影响。而且破裂传播的方向性起了很大的作用。考虑到地震动的这一特征，我们可以对地震动参数进行重新分类，并对比进行的统计回归分析。结果表明，数据分布的随机不确定性，即标准均方差 $\sigma_A$ 、 $\sigma_B$ 和 $\sigma_C$ ，远远小于未经分类所得到的标准均方差 $\sigma_D$ 。由此可知，对应于低超越概率的情形，未经分类数据所得到的误差模型是由纯数学模型误差所致，并不能真实反应低超越概率下对应的峰值加速度，即峰值加速度值。将我们现在提出的分析方法应用于概率地震危险性的分析中，对近断层地表运动峰值加速度进行预测( $M_w=8.0$ ,  $R=20$  km)，在低的年超越概率下，地表加速度值可下降15%~30%。例如，50年中0.5%的超越概率所对应的加速度为 $6.7\text{ m/s}^2$ ，而传统分析方法得到的结果为 $9.3\text{ m/s}^2$ ，预测到的地表峰值加速度下降了约30%。

感谢评审专家对本文提出的意见和建议。

## 参 考 文 献

- 刘博研, 史保平, 张健. 2007. 复合地震源模拟强地面运动: 以1679年三河—平谷 $M_s8.0$ 地震为例[J]. 地震学报, **29**(3): 302-313.
- Anderson P G, Brune J N. 1999. Probabilistic seismic hazard analysis without the ergodic assumption[J]. *Seism Res Lett*, **70**: 19-28.
- Anderson P G. 2002. Strong motion seismology[J]. *International Handbook of Earthquake & Engineering Seismology*, **81B**: 937-965.
- Boatwright J. 1982. The dynamic models for far-field acceleration[J]. *Bull Seism Soc Amer*, **72**: 1 049-1 068.
- Boatwright J. 1988. The seismic radiation from composite models of faulting[J]. *Bull Seism Soc Amer*, **78**: 489-508.
- Boore D M, Joyner W B, Fumal T E. 1997. Equations for estimating horizontal response spectra and peak acceleration from Western North American Earthquakes: A summary of recent work[J]. *Seism Res Lett*, **68**: 128-153.
- Brune J N. 1999. Precarious rocks along the Mojave section of the San Andreas Fault, California: Constraints on ground motion from great earthquakes[J]. *Seism Res Lett*, **70**: 29-33.
- Frankel A D, Mueller C S, Barnhard T P, *et al.* 2000. USGS national seismic hazard maps[J]. *Earthquake Spectra*, **16**: 1-19.
- Frankel A. 1991. High-frequency spectral fall off for earthquakes, fractal dimension of strength on faults[J]. *J Geophys Res*, **96**: 6 291-6 302.

<sup>①</sup> Somerville P G, Pitarka A. 2005. Differences in earthquake source and ground motion characteristics between surface and buried earthquakes. Personal communication.

- Frankel A. 1995. Mapping seismic hazard in the Central and Eastern United States[J]. *Seism Res Lett*, **66**: 4-21.
- Oglesby D D, Archuleta R J, Nielsen S B. 1998. Earthquakes on dipping faults: The effects of broken symmetry[J]. *Science*, **280**: 1 055-1 059.
- Schwartz D D, Coppersmith K J. 1984. Fault behavior and characteristic earthquakes: Examples from the Wasatch and San Andreas Fault Zones[J]. *J Geophys Res*, **89**: 5 681-5 698.
- Senior Seismic Hazard Analysis Committee (SSHAC). 1997. *Recommendations for Probabilistic Seismic Hazard Analysis: Guidance on Uncertainty and Use of Experts*[R]// NUREG/CR-6372. [S. l.]: US Nuclear Regulatory Commission: 1-256.
- Shi B, Anooshehpoor A, Brune J N, et al. 1998. Dynamics of thrust faulting: 2D lattice model[J]. *Bull Seism Soc Amer*, **88**: 1 484-1 494.
- Somerville P G, Graves R W. 2003. Characterization of earthquake strong ground motion[J]. *Pure Appl Geophys*, **160**: 1 811-1 828.
- Wesnousky S G. 1994. The Gutenberg-Richter or characteristic earthquake distribution—which is it[J]. *Bull Seism Soc Amer*, **84**: 1 940-1 959.
- Zeng Y, Anderson J G, Yu G. 1994. A composite source model for computing realistic synthetic strong ground motions [J]. *Geophys Res Lett*, **21**: 725-728.

## DEVELOPMENT OF ATTENUATION RELATION FOR THE NEAR FAULT GROUND MOTION FROM THE CHARACTERISTIC EARTHQUAKE

Shi Baoping Liu Boyan Zhang Jian

(College of Earth Science, the Graduate University of Chinese Academy of Sciences, Beijing 100049, China)

**Abstract:** A composite source model has been used to simulate a broadband strong ground motion with an associated fault rupture process. A scenario earthquake fault model has been used to generate 1000 earthquake events with a magnitude of  $M_w$ 8.0. The simulated results show that, for the characteristic event with a strike-slip faulting, the characteristics of near fault ground motion is strongly dependent on the rupture directivity. If the distance between the sites and fault was given, the ground motion in the forward direction (site A) is much larger than that in the backward direction (site B) and remained places close to the fault (site C). The SH waves radiated from the fault, which corresponds to the fault-normal component plays a key role in the ground motion amplification. Corresponding to the sites A, B, and C, the statistical analysis shows that the ratio of their  $a_{pg}$  is 2.15:1.5:1, and their standard deviation is about 0.12, 0.11, and 0.13, respectively. If these results are applied in the current probabilistic seismic hazard analysis (PSHA), then, for the lower annual frequency of exceedance of peak ground acceleration, the predicted  $a_{pg}$  from the hazard curve could reduce by 30% or more compared with the current PSHA model used in the developing of seismic hazard map in the USA. Therefore, with a consideration of near fault ground motion caused by the rupture directivity, the regression model used in the development of the regional attenuation relation should be modified accordingly.

**Key words:** Rupture directivity; ground motion; peak ground acceleration