

时变功率谱模型参数衰减规律研究*

钟菊芳^{1,2}, 胡晓²

(1. 南昌航空大学 土木建筑学院, 南昌 330063; 2. 中国水利水电科学研究院抗震中心, 北京 100044)

摘要: 基于美国西部基岩强震加速度记录资料, 采用多重滤波技术计算水平向和竖向地震加速度记录时程的时变功率谱值, 并利用非线性最小二乘法拟合了对应于各条加速度记录时程的时变功率谱模型参数值。采用经验统计方法, 分析了水平向和竖向加速度时变功率谱模型参数随震级、震中距及频率的变化规律, 建立其衰减模型, 并由多随机变量一致加权最小二乘法拟合得到了各衰减模型的系数值。通过与现有时变功率谱衰减规律的对比分析, 证明了本文提出的衰减模型的合理性。

关键词: 时变功率谱; 衰减规律; 多重滤波技术; 经验统计法; 地震动参数

中图分类号: P315.9

文献标志码: A

文章编号: 1000-0666(2009)02-0162-07

0 引言

研究地震动参数衰减规律对于重大工程抗震设计、地震小区划以及地震动加速度时程的合成等均具有十分重要的意义。就工程应用而言, 对地震动衰减规律的研究主要采用统计的方法。由于受历史演变、资料积累以及结构抗震计算方法的影响, 这方面的研究主要集中在烈度、加速度、速度峰值以及加速度反应谱等参数的衰减关系上(易立新等, 2004)。由于烈度的综合性、多指标性及其与地震动参数的对应关系具有很大的离散性, 将烈度作为地震动指标是不合理的(胡聿贤, 1988); 由于因地震动三要素中的地震动持时对结构尤其是非线性结构地震响应具有明显的影响(杨杰英等, 2007), 仅将加速度峰值和反应谱作为输入参数也不能全面反映地震动的特性。另外, 目前工程中常用的用拟合目标反应谱的人造地震动方法得到的地震加速度时程只在幅值上考虑了地震动的非平稳性, 其时程的频率成分仍是平稳的, 这与实际地震加速度记录的强度和频率非平稳特性不相符。因此, 如何在地震动输入过程中全面考虑地震动三要素的影响是个值得探讨的问题

(钟菊芳, 2006)。

Priestley (1965, 1967) 提出的基于 $R-S$ 积分的演变功率谱为在地震动输入中综合考虑地震动三要素的影响开辟了一条新途径。近年来, 国内外不少地震研究者开始了时频谱特性的研究: Kameda 等 (1975, 1984) 运用多重滤波技术计算了记录的时变功率谱, 并建立了时变功率谱模型; Sugito 等 (2000) 在 Kameda 研究的基础上分析了震级、距离及频率成分对时变功率谱模型参数的影响, 但其所采用的记录资料中有大量的远震记录, 而重大工程所关心的主要是近场大震对工程的影响。笔者在前人研究的基础上, 利用美国西部基岩近场强震记录资料, 分析了时变功率谱模型参数随震级、距离及频率变化的衰减规律, 旨在为工程场地设定地震的确定以及强度和频率非平稳加速度时程的合成提供所需衰减模型。

1 强震记录资料的选取

由于震级过小或距离过远的地震对工程结构的影响不大, 因此这里只对震级 $M \geq 4.5$ 、震中距 $R \leq 150$ km 及 $PGA \geq 20$ cm/s² 的美国西部强震记录资料进行分析。我们共收集到满足条件的强震记

* 收稿日期: 2008-04-20.

基金项目: 国家自然科学基金项目: 重大水利水电工程地震动参数研究 (50679084)、科技部课题: 近海风电场基础设计方法 (2006BAA01A24-1-2)、博士后科学基金资助项目: “多点多维非平稳地震加速度时程合成方法研究” (20080430447)、江西省教育厅科技项目: 水库大坝地震灾害分析 (GJJ08225) 和南昌航空大学人事处博士科研启动经费资助项目: 重大工程设定地震研究 (EA200711090) 联合资助。

录 164 条，其中水平向 107 条、竖向 57 条，它们分属于 20 次地震和 63 个台站，这些记录资料均为经美国地质调查局校正后的加速度时程。在水平记录的选择中，同一台站的两个水平分量看成是

相互独立的两条记录，因为通常这两个相互垂直的水平分量的地震动参数是不相同的，这样处理能更好地体现地震动随机变化的特性。记录资料在震级、距离平面内的分布情况见图 1。

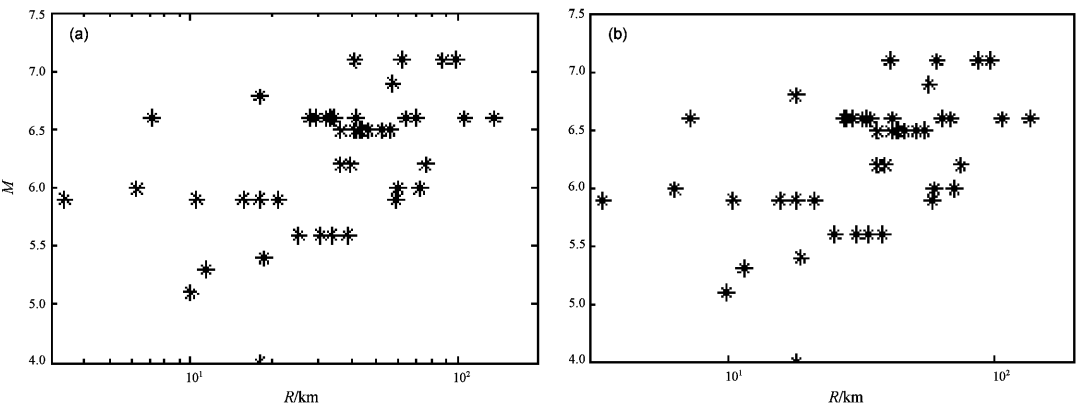


图 1 所选记录资料在震级 M 、震中距 R 平面的分布图
Fig. 1 Scattergram of magnitude and hypocentral distance for the strong motion dataset
(a) 水平分量; (b) 竖向分量

2 时变功率谱模型及参数的确定

2.1 计算频率点的确定

工程界通常对 0.1 ~ 10 Hz 频率范围内的地震动较为感兴趣。Berrill 和 Hanks (1974) 通过对胶片记录的长周期误差分析后认为，记录资料的低频截止频率取 $f_L = 0.125$ Hz 较为合理。据此，本文中我们只对 0.13 ~ 10.03 Hz 频率范围的频率点进行分析。为了使计算结果具有代表性而工作量又不至于过大，计算时取频率间隔 $\Delta f = 0.18$ Hz，共计 56 个频率点。

2.2 时变功率谱的计算

我们采用 Kameda (1975, 1984) 的多重滤波方法进行计算。该方法是通过计算加速度记录时程输入下，单质点体系在不同频率点的反应值来实现滤波的作用。对于基底输入加速度时程 $x(t)$ 时单质点体系的运动方程为

$$\ddot{y}(t) + 2\beta\omega_0\dot{y}(t) + \omega_0^2y(t) = -x(t). \tag{1}$$

式中 $y(t)$ 、 $\dot{y}(t)$ 、 $\ddot{y}(t)$ 分别为相对位移、相对速度和加速度反应时程， β 为阻尼系数， ω_0 为振子的圆频率。

根据位移传递函数的定义，有

$$E \left[y^2(t, \omega_0) \right] = \int_{-\infty}^{\infty} \left| H(\omega) \right|^2 S_x(t, \omega_0) d\omega. \tag{2}$$

式中 $S_x(t, \omega_0)$ 为输入 $x(t)$ 的时变功率谱， $H(\omega)$ 为振子的传递函数。

如果时变功率谱 $S_x(t, \omega_0)$ 比传递函数 $\left| H(\omega) \right|^2$ 平滑，则可近似得到

$$G_x(t, \omega_0) = \frac{2\beta\omega_0}{\pi} E \left[y^2(t, \omega_0) + \frac{\dot{y}^2(t, \omega_0)}{\omega_0^2} \right]. \tag{3}$$

式中 $G_x(t, \omega_0) = 2S_x(t, \omega_0)$ ，为单侧功率谱。

在加速度记录时变功率谱的计算中，首先计算记录对应各计算频率点位移和速度反应值，然后按 (3) 式计算时变谱值 $G_x(t, \omega)$ 。由于计算结果随时间变化的波动很大，我们选用 Parzen 窗函数 (大崎顺彦等, 1980) 对计算得到的时变功率谱进行平滑：

$$G'(t, \omega) = \int_{-\infty}^{\infty} G(t, \omega) W(\omega - \Omega) d\Omega \tag{4}$$

式中 $G'(t, \omega)$ 和 $G(t, \omega)$ 分别为平滑前、后的时变功率谱；Parzen 窗函数 $W(\omega) = \frac{3}{4}u \left(\sin \frac{u\omega}{4} / \frac{u\omega}{4} \right)^4$ ， $u = 280/151/b$ ，为控制谱窗带宽的参数，可依据谱

窗等效带宽 b 值确定, 本文中取 $b = \pi$ (rad/s) (大崎顺彦等, 1980)。

2.3 时变功率谱模型的选取及参数值的拟合

我们采用 Kameda 等 (1975) 的时变功率谱表达式:

$$G_x(t, 2\pi f) = a_m^2(f) \left| \frac{t - t_s(f)}{t_p(f)} \right|^2 \exp \left\{ 2 \left| 1 - \frac{t - t_s(f)}{t_p(f)} \right| \right\}, \quad (t > t_s). \quad (5)$$

式中: $t_s(f)$ 为起始时间; $2\pi f = \omega$; 通常取 $G(\omega, t) = 0.1 G_{\max}(\omega, t)$ 时对应的 t 值; $t_s(f) + t_p(f)$ 为时变功率谱峰值对应的时间; $a_m(f)$ 为时变功率谱峰值的平方根。

对应各条记录 56 个频率点的 $a_m(f)$ 、 $t_s(f)$ 、 $t_p(f)$ 值由非线性最小二乘法拟合得到。

3 模型参数衰减规律分析

3.1 模型参数随震级 M 、震中距 R 的衰减规律

根据 Kameda (1975, 1984) 和 Sutigo (2000) 等的研究结果: $a_m(f)$ 、 $t_p(f)$ 受震级 M 和震中距 R 的影响; $t'_s(f)$ 则主要受 R 的影响。另外, 模型中参数 $a_m(f)$ 为峰值因子, 根据霍俊荣 (1989) 的研究, 地震动峰值存在大震、近场饱和特性, 为了能充分考虑 $a_m(f)$ 的大震、近场饱和特性, 这里选用霍俊荣 (1989) II 型衰减模型来分析 $a_m(f)$ 、 $t_p(f)$ 模型参数随震级、震中距的变化规律:

$$\lg a_m(f) = B_1(f) + B_2(f)M + B_3 \lg(R + B_4 e^{R_5 M}) + \varepsilon, \quad (6a)$$

$$\lg t_p(f) = P_1(f) + P_2(f)M + P_3 \lg(R + P_4 e^{R_5 M}) + \varepsilon, \quad (6b)$$

$$t'_s(f) = t_s(f) - t_m = S_0(f) + S_1(f)R + \varepsilon. \quad (6c)$$

式中, $B_i(f)$ 、 $P_i(f)$ 及 $S_j(f)$ ($i = 1, 2, \dots, 5$; $j = 0, 1$) 为 f 频率点的衰减系数, t_m 为所有频率点 $t_s(f)$ 的平均值。

考虑到基岩加速度记录资料的有限性, 以及记录集中在中等震级和中等震中距范围内、样本分布明显不均匀等特点, 为了提高统计结果在样本集合边缘处的置信度, 本文采用一致加权最小

二乘法来拟合衰减系数。其中加权系数采用霍俊荣 (1989) 提出的震级、距离联合分档方法来确定。记总记录数为 N , 含有记录的分档区间 $[\Delta M_i, \Delta R]$ 数为 n , 第 (i, j) 个分档区间内的记录数为 N_{ij} , 含有记录的各分档区间赋予等权 $w_{ij} = N/n$, 并取同一区间内各记录具有等权 ω_{ij}/N_{ij} 。另外对 $a_m(f)$ 、 $t_p(f)$ 采用二次回归方法来拟合系数。首先确定近场饱和因子 $R_0(M) = B_4 \exp(B_5 M)$ 和 $R'_0(M) = P_4 \exp(P_5 M)$ 中的系数 B_4 、 B_5 、 P_4 和 P_5 , 然后再拟合其它系数 $B_i(f)$ 、 $P_i(f)$ 及 $S_j(f)$ ($i = 1, 2, 3$; $j = 0, 1$)。近场饱和因子是用来反映震源体对衰减关系的影响, 理论上可根据震源体的大小来确定, 但在实际工程中该方法还行不通, 目前主要采用统计的方法来确定。由于本文所采用的 20 次地震与俞言祥 (2002) 所采用的 21 次地震中有 17 次地震相同, 且记录资料的震级处于 4.5 ~ 7.5 之间, 这里直接引用其拟合结果, 取 $B_4 = P_4 = 1.046$, $B_5 = P_5 = 0.451$ 。

时变功率谱考虑了地震动强度和频率的非平稳性, 系数 $B_i(f)$ 、 $P_i(f)$ 及 $S_j(f)$ ($i = 1, 2, 3$; $j = 0, 1$) 是频率 f 的函数, 通过对不同频率点的 $a_m(f)$ 、 $t_p(f)$ 及 $t'_s(f)$ 的拟合分析, 可得到对应 56 个计算频率点的 $B_i(f)$ 、 $P_i(f)$ 及 $S_j(f)$ ($i = 1, 2, 3$; $j = 0, 1$) (受篇幅的限制, 这里不再列出)。图 2 给出了部分频率点模型参数 $A_m(f)$ 、 $T_p(f)$ 及 $t'_s(f)$ 随 M 、 R 变化的散点图及拟合衰减规律图。

3.2 衰减系数随频率的变化规律

衰减系数 B_i 、 P_i 及 S_j ($i = 1, 2, 3$; $j = 0, 1$) 是频率 f 的函数, 从 B_i - f 、 P_i - f 及 S_j - f 的散点图来看, B_i 、 P_i 及 S_j 随频率 f 的变化符合如下规律:

$$B_i = b_1 + b_2 \lg f + b_3 (\lg f)^2 + \varepsilon, \quad (7a)$$

$$S_j = b_1 + b_2 \lg f + b_3 (\lg f)^2 + \varepsilon, \quad (7b)$$

$$P_i = b_1 + b_2 \lg f + \varepsilon. \quad (7c)$$

由非线性最小二乘法拟合得到分别与水平和竖向的 B_i 、 P_i 及 S_j ($i = 1, 2, 3$; $j = 0, 1$) 对应的 b_i ($i = 1, 2, 3$) 结果 (表 1)。图 3 给出了 B_i 、 P_i 及 S_j ($i = 1, 2, 3$; $j = 0, 1$) 随频率 f 变化的散点图及拟合结果。

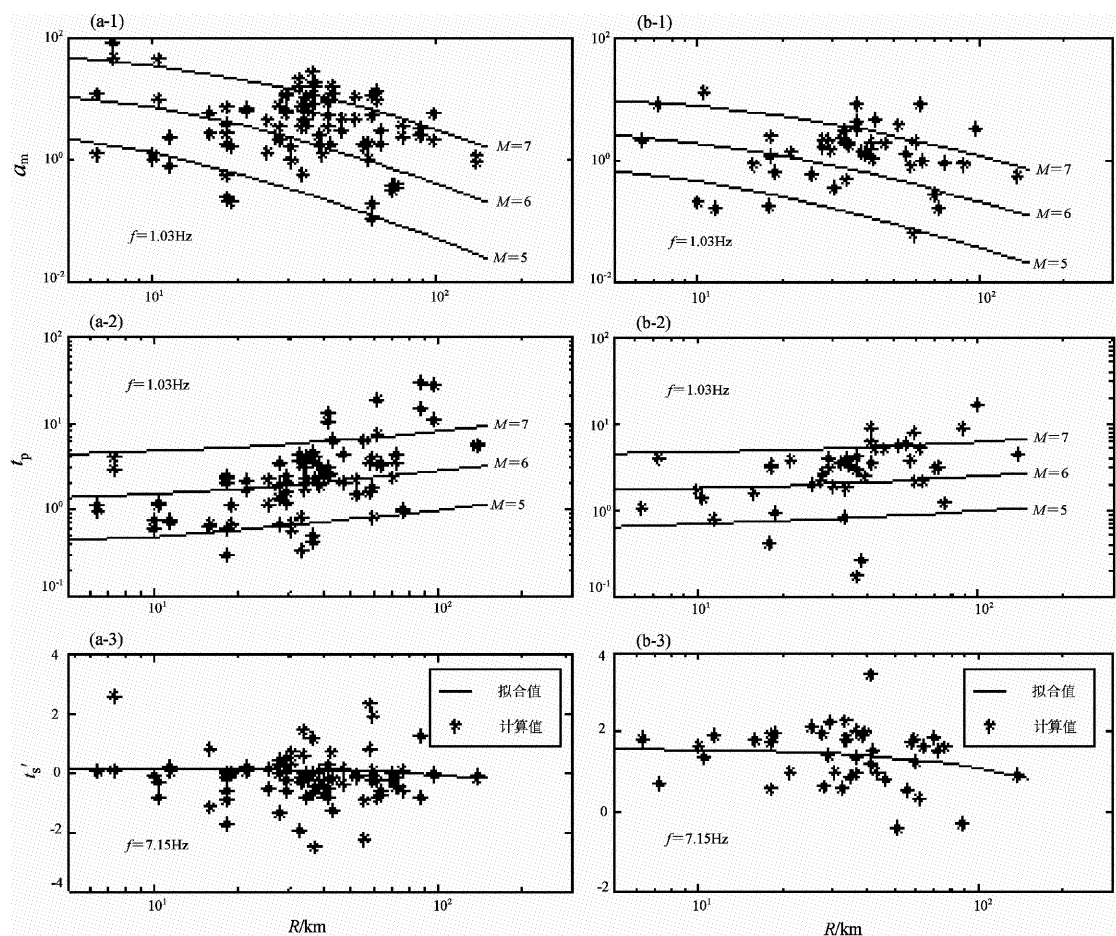


图 2 时变功率谱三模型参数 $a_m(f)$ 、 $t_p(f)$ 及 $t'_s(f)$ 随 M 、 R 的变化图
Fig. 2 Variation of $a_m(f)$ 、 $t_p(f)$ 、 $t'_s(f)$ with magnitude and hypocentral distance

(a) 水平分量; (b) 竖向分量

表 1 系数随频率变化的拟合结果表

Tab. 1 Simulated results of coefficients varying with frequency

水平向		竖向	
$B_1 = -1.118\ 3 + 2.22\ \lg f + 0.137(\lg f)^2,$	$\sigma = 0.152\ 5$	$B_1 = -2.200\ 7 + 1.832\ 7\ \lg f + 0.657\ 6(\lg f)^2,$	$\sigma = 0.121\ 2$
$B_2 = 0.726\ 9 - 0.100\ 8\ \lg f - 0.236\ 3(\lg f)^2,$	$\sigma = 0.005\ 9$	$B_2 = 0.824\ 4 - 0.101\ 6\ \lg f - 0.226\ 9(\lg f)^2,$	$\sigma = 0.005\ 3$
$B_3 = -1.716 - 0.702\ 3\ \lg f + 0.478\ 3(\lg f)^2,$	$\sigma = 0.006\ 7$	$B_3 = -1.633\ 2 - 0.507\ 8\ \lg f + 0.272\ 6(\lg f)^2,$	$\sigma = 0.018\ 6$
$P_1 = -1.079\ 7 - 1.250\ 5\ \lg f,$	$\sigma = 0.112\ 6$	$P_1 = -0.392\ 4 - 1.543\ 6\ \lg f,$	$\sigma = 0.209\ 3$
$P_2 = 0.069\ 2 + 0.230\ 2\ \lg f,$	$\sigma = 0.004\ 0$	$P_2 = -0.013\ 8 + 0.337\ \lg f,$	$\sigma = 0.010\ 3$
$P_3 = 0.683\ 3 - 0.279\ 6\ \lg f,$	$\sigma = 0.006\ 6$	$P_3 = 0.650\ 3 - 0.513\ 4\ \lg f,$	$\sigma = 0.019\ 5$
$S_0 = 0.369\ 5 + 0.035\ 8\ \lg f - 0.782\ 3(\lg f)^2,$	$\sigma = 0.018\ 8$	$S_0 = 0.433 + 0.157\ 5\ \lg f - 0.973\ 1(\lg f)^2,$	$\sigma = 0.074\ 5$
$S_1 = -0.127\ 1 - 0.240\ 2\ \lg f + 0.537\ 6(\lg f)^2,$	$\sigma = 0.051\ 7$	$S_1 = 0.672\ 7 - 1.783\ 1\ \lg f + 0.404\ 5(\lg f)^2,$	$\sigma = 0.687\ 9$

将表 1 中结果代入式 (6) 中, 得到时变功率谱模型参数 $a_m(f)$ 、 $t_p(f)$ 、 $t'_s(f)$ 随震级、震中及频率的变化规律, 再将 $a_m(f)$ 、 $t_p(f)$ 、 $t'_s(f) = t_m + t'_s(f)$ 代入 (5) 式中, 即得到了时变功率谱 $G(t, \omega)$ 随震级 M 、震中距 R 及频率 f 的变化规律。

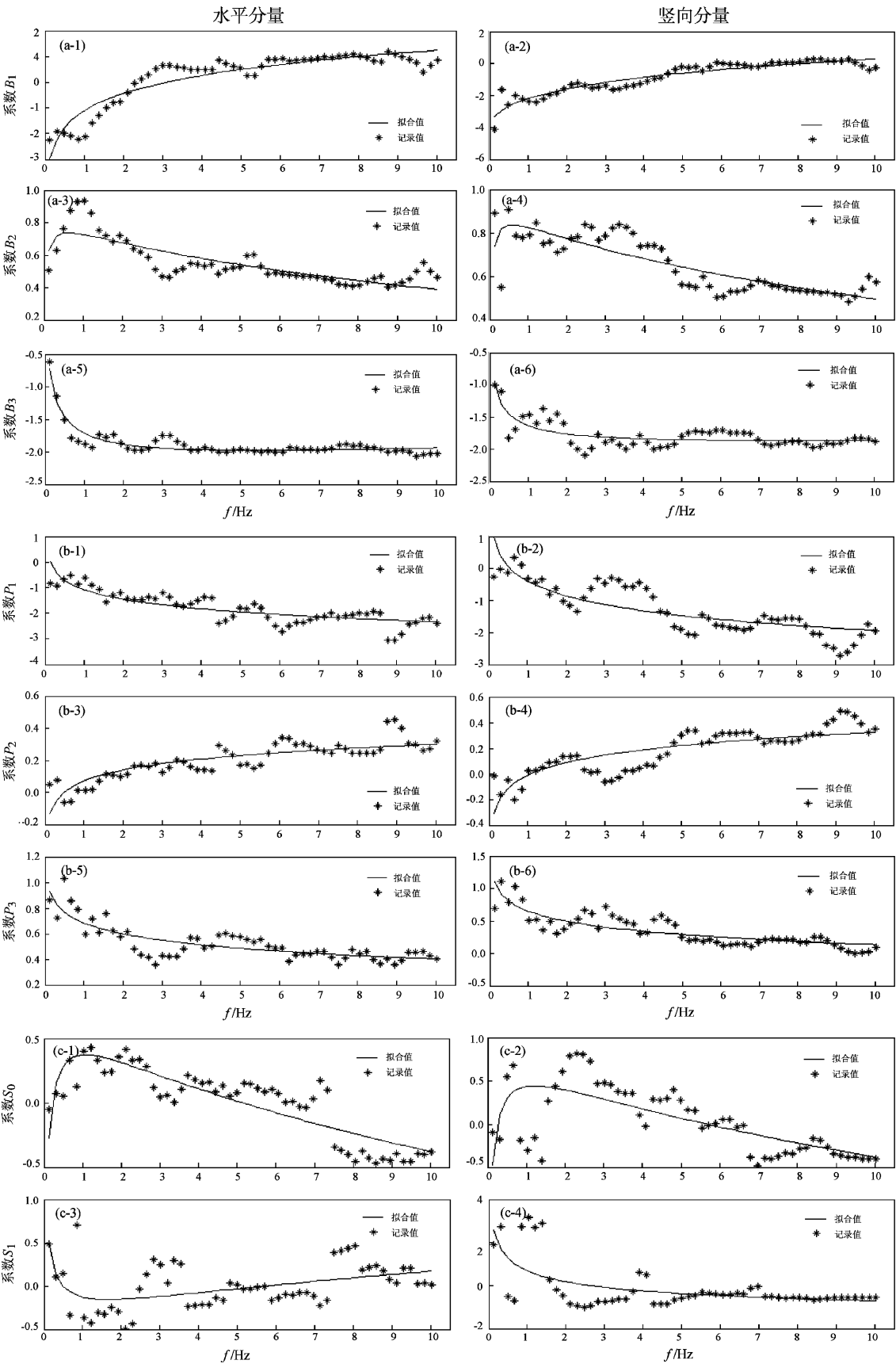


图3 B_i (a)、 P_i (b) 和 S_j (c) 随频率 f 的变化规律

Fig. 3 Arian of different coefficients with frequency

4 讨论

从不同频率点时变功率谱模型参数随震级 M 和震中距 R 变化的拟合结果来看, 水平和竖向地震分量的时变功率谱模型参数的变化规律基本一致, 但不同频率点、不同模型参数的变化规律不完全一致。其中峰值因子 A_m 在所考察的 56 个频率点处的拟合结果一致表现为随 M 的增加而增加, 随 R 的增加而减小, 这与峰值加速度的衰减特性相类似。参数 T_p 随 R 的增加而增加, 随 M 的变化规律在不同频率点的表现不同, 在低频率处 ($f \leq 0.85$ Hz) 随 M 的增加而

减小, 当 $f > 0.85$ Hz 时随 M 的增加而增加。 t'_s 随 R 的变化规律性不强, 有些频率点的 t'_s 值将随 R 的增加而增加, 有些频点的 t'_s 值则随 R 的增加而减小。

B_i 、 P_i 及 S_j ($i = 1, 2, 3$; $j = 0, 1$) 随频率 f 变化的拟合结果表明: 水平和竖向地震分量对应衰减系数随频率的变化规律相同, 表现为 B_1 、 P_2 随频率 f 的增加而增加, B_3 、 P_1 、 P_3 、 S_1 随频率 f 的增加而减小, B_2 、 S_0 在低频处随频率 f 的增加而减小, 在高频处随频率 f 的增加而增加。

为了验证拟合结果的合理性和适用性, 我们将本文的拟合结果与 Sugito 等 (2000) 给出的结果进行了比较分析 (图 4)。

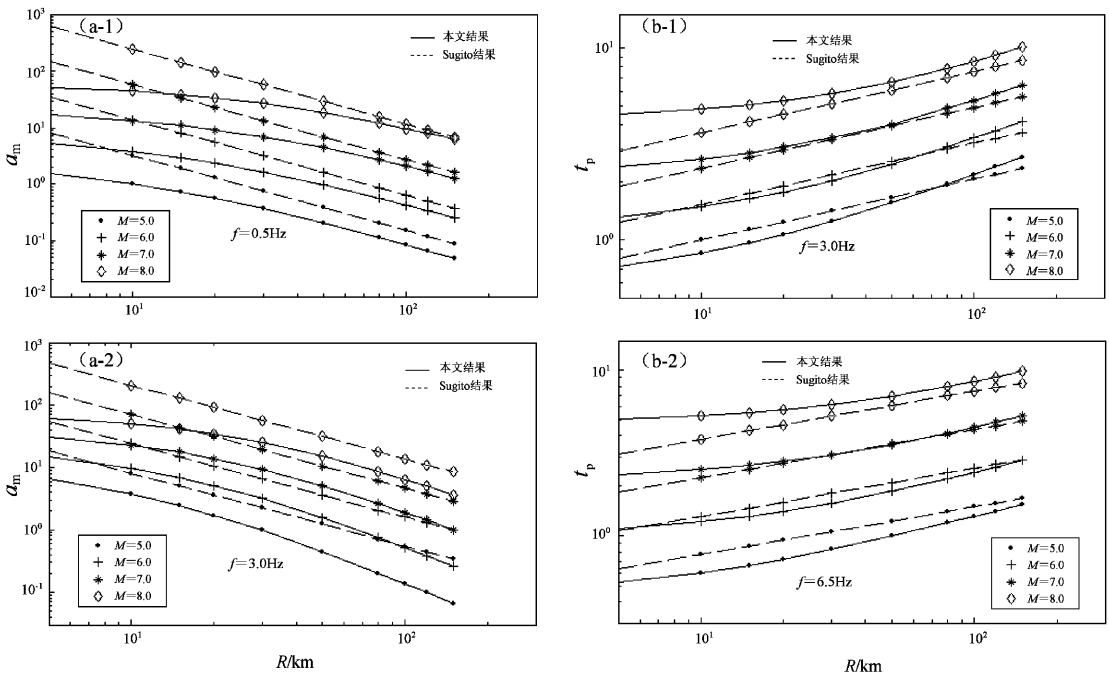


图 4 本文拟合结果与 Sugito 拟合结果的比较

Fig. 4 Comparison of the simulated results of a_m , t_p varying with magnitude, hypocentral distance and frequency from different authors

从图 4 来看, 两种拟合方法得到的时变功率谱模型参数衰减关系式随 M 、 R 的变化趋势是一致的, 但本文得到的 a_m 、 t_p 的衰减要慢于 Sugito 结果的对应值; 在同一 (M , R) 处本文的 a_m 值要小于 Sugito 结果的对应值, 尤其在近场较为明显, 反映了峰值因子 A_m 的近场饱和特性; 在中、低震级 ($M < 6.0$) 处, 在同一 (M , R) 处本文的 T_p 值要小于 Sugito 结果的对应值, 但在中强震级处则表现为本文的 T_p 值要大于 Sugito 结果的对应值。

分析认为两组衰减结果间的差异主要来自以下几方面: ① 所采用的强震记录资料不同。本文直接采用经校正后的美国西部基岩强震记录, 而 Sugito 等采用的是日本的记录资料, 且所依据的数据只有少数为基岩记录, 绝大多数均为由地表土层记录经等效线性法转换得到的基岩数据; 另外, 本文在记录选取时控制震中距 $R \leq 150$ km 且绝大多数均在 100 km 以内, 而 Sugito 等则采用了大量的远震记录。② 所采用的衰减模型不同。本文采

用了能反映大震、近场饱和特性及衰减曲线与震级的相关性的霍俊荣Ⅱ型衰减模型,而 Sugito 等采用的是断层破裂衰减模型 $\lg Y = C_1 + C_2 M + C_3 \lg R + \varepsilon$, 该模型没有考虑模型参数的大震近场饱和特性。③由数据的离散性及统计方法的不同所引起的误差。

5 结论

从上面的分析可知,两套时变功率谱模型参数衰减关系式随 M 、 R 的变化趋势是一致的。我们认为,本文的时变功率谱衰减关系式无论在模型的选取方面还是在记录资料的选取方面,都要优于 Sugito 的衰减关系式,因此建议在抗震设计中,直接采用本文拟合得到的时变功率谱衰减模型式。

参考文献:

- 大崎顺彦著. 1980. 地震动谱分析入门 [M]. 吕敏申, 谢礼立译. 北京: 地震出版社.
- 胡聿贤. 1988. 地震工程学 [M]. 北京: 地震出版社.
- 霍俊荣. 1989. 近场强地面运动衰减规律的研究 [D]. 哈尔滨: 国家地震局工程力学研究所.
- 杨杰英, 李永强, 刘丽芳, 等. 2007. 地震主要因素对地震伤亡人

- 数的影响分析 [J]. 地震研究, 30 (2): 182-187.
- 易立新, 胡晓, 钟菊芳. 2004. 基于 EPA 的重大工程设计地震动确定 [J]. 地震研究, 27 (3): 271-276.
- 俞言祥. 2002. 长周期地震动衰减关系研究 [D]. 北京: 中国地震局地球物理研究所.
- 钟菊芳. 2006. 重大工程场地震动输入参数研究 [D]. 南京: 河海大学.
- Berrill J B, Hanks T C. 1974. High frequency amplitude errors in digitalized strong-motion accelerations [R]. EERL, Paper Q. Report, IV: 74 104.
- Goto H, Sugito M, Kameda H, *et al.* 1984. Prediction of nonstationary earthquake motions for moderate and Great earthquakes on rock surface [R]. Kyoto University: Annuals disaster prevention research institute, 27 (B-2): 19-48.
- Kameda H. 1975. Evolutionary spectra of seismogram by multi-filter [J]. Journal of Engineering Mechanism Division, ASCE, 101: 787-801.
- Priestley M B. 1965. Evolutionary spectra and nonstationary processes [J]. Journal of Royal Statistical Society (B), 27: 204-237.
- Priestley M B. 1967. Power spectral analysis of nonstationary random processes [J]. Journal of Sound and Vibrations, 6 (1): 86-97.
- Sugito M, Furumoto Y, Sugiyama T. 2000. Strong motion prediction rock surface by superposed evolutionary spectra [C]. in: Proceedings of the 12th World Conference on Earthquake Engineering. Auckland, Febbraio, New Zealand, 2111/4/A.

Study on Attenuation Law of Evolutionary Power Spectra Parameter

ZHONG Ju-fang^{1,2}, HU Xiao²

(1. College of Civil Engineering, Nanchang Hangkong university, Nanchang, 330063, Jiangxi, China)

(2. China Institute of water Resources and Hydropower Research, Beijing, 100044, China)

Abstract

Based on the rock surface strong motion dataset in west America and Kameda's multifilter technique, the evolutionary power spectra of horizontal and vertical ground motion are calculated. The evolutionary power spectra parameters of every ground motion are achieved by the nonlinear least square method. The attenuation laws of the evolutionary power spectra parameters with earthquake magnitude, hypocentral distance and frequency are analyzed by experiential statistical method, and the attenuation models of the evolutionary power spectra parameters are developed. The coefficients of the attenuation models are also achieved by consistent weighted least square method for multi-random-variables. The rationality of these attenuation models are approved by compared with other's attenuation models.

Key words: evolutionary power spectra; attenuation law; multifilter technique; experiential statistical method; parameter of ground shaking