

doi:10.11835/j.jssn.1000-582X.2013.08.016

已知地震记录的多点地震动仿真

李英民¹, 吴哲骞¹, 陈辉国^{1,2}

(1. 重庆大学 土木工程学院, 重庆 400045; 2. 后勤工程学院 军事建筑工程系, 重庆 401311)

摘要: 为寻求大跨度结构分析所需的合理地震动输入, 给出了一种基于已知地震记录的多点地震动合成法, 该方法使用 AR 模型估计谱函数, 利用多元线性预测对未知输入点地震动进行预测, 通过高斯随机抽样来反应地震动的随机因素, 并采用分窗叠加的办法反应时变特性。通过比较合成地震动与该处真实地震记录说明了该合成方法具有准确性和合理性, 可以为大跨度结构抗震计算提供参考。

关键词: 多点地震动; 空间相关性; 台阵记录; 模拟; 谱函数; 自回归模型

中图分类号: TU318

文献标志码: A

文章编号: 1000-582X(2013)08-105-06

A record-based simulation of spatially correlation ground motion

LI Yingmin¹, WU Zheqian¹, CHEN Huiguo^{1,2}

(1. College of Civil Engineering, Chongqing University, Chongqing 400045, China; 2. Department of Architecture & Civil Engineering, Logistical Engineering University, Chongqing 401311, China)

Abstract: A record based approach has been developed for the simulation of spatially correlated ground motion. This procedure uses autoregressive model to establish a power spectrum, and uses the multivariate linear prediction to simulate the parameter of unknown position. The random factor of earthquake is relected by Gaussian distribution random number, and the known records are subdivided into a sequence of time windows to account for its temporal variation. Compare of the simulated record and the true record show that this procedure is accurate and reasonable, and it is applicable for the design of discretely supported systems.

Key words: multi-point ground motion; spatial correlation; seismograph array; simulation; power spectrum; autoregressive model

地震动具有空间变化特性, 长时间以来一直是地震工程界的共识, 在近年重大地震震害的观察与分析中^[1], 这一现象更加引起人们的重视, 对于某些大跨度结构的抗震设计, 仅仅考虑行波效应是远远不够的, 实际地震台站所记录的地震动往往是地震波穿过复杂介质后的结果, 由于波的频散效应、几何扩散以及介质的非弹性吸收、非均匀性导致的波速的随机涨落, 都会使得任意两个相邻地震台站测点

所记录的地震动不仅仅是时间延迟上的复制, 而是随着台站距离的增大、其差别也随之增大。因此, 空间人工合成地震动模拟地震动的分布特性是否能准确反映实际地震动随空间和时间的变化特性, 能否与实际的台站记录具有良好的相关性, 具有重要理论意义, 是结构抗震分析与设计的基础。

传统的多点地震动模拟方法, 是基于平稳随机场假定的谱密度函数和空间相关模型, 而用时间包

收稿日期: 2013-02-18

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(90815011); 教育部新世纪人才计划资助项目(06-0765)

作者简介: 李英民(1968-), 男, 重庆大学教授, 博士生导师, 主要从事地震工程与结构抗震研究,

(E-mail)liyingmin@cqu.edu.cn。

络函数来体现强度非平稳,最终调整时程使其与目标反应谱相吻合,这种方法对于大跨度结构的计算具有参考意义,然而其最显著的缺点是人为干预的因素过大,生成的始终是“人造波”。比如 Ohsaki^[2]研究表明,时间包络的使用也许会重新分配地震动的相位因素,因此会改变传播过程中的相关特性。

在国内考虑多点地震动仿真中被引用最多的是 Hao 提出的 HOP 法^[3]以及相应改进算法,该类方法采用一个随机相位来体现运动的随机性,然而为保证合成出的地震动相互间满足必要的相关关系,仍采用的是一个确定性的幅值,事实上地震动作为一个随机过程,不仅仅是相位,且幅值的随机性也是不容忽视的;另外 HOP 法模拟的多点地震动存在难以满足各态历经性假定的问题^[4],因而从可行性方面来说,以上方法是有缺陷的。

文中给出一种基于已知地震记录的多点地震合成方法,需预先选 1 条或多条地震记录(实际台阵记录或是人工生成),生成的地震动要与选定的相关模型以及选取的已知地震记录保持一致性。该方法利用分段时窗来体现时间的非平稳特性,借助 AR 模型以及多元最佳线性估计来建立目标谱函数,并采用相干函数模型来体现不同距离台阵之间的统计相关特性。与传统方法相比,避开了时间包络函数对于相位的干扰,并且与 HOP 法单一考虑相位随机性相比,考虑了幅值的随机因素。条件模拟出的地震动可以较好继承选定的已知记录的某些特性,如强度和频率非平稳。

1 计算原理

1.1 问题的描述

对于一个空间分布的正态高斯随机场 $U(x, t)$, 具有 $L = M + N$ 个离散的位置点, $\{\alpha\} = \{\alpha_m, m = 1, \dots, M\}$ 表示已知地震动的点,(可以是台阵记录,也可以是人工合成波), $\{\beta\} = \{\beta_n, n = 1, \dots, N\}$ 表示未知地震记录点。

如果地面运动对于点 x_i 是各向同性的且是均方连续的时程 $Z_i(t)$, 便可以表示为一系列由 $\Delta\omega$ 分隔出的第 K 个离散频率各自独立的三角级数之和表示的随机过程:

$$Z_i = \sum_{K=0}^{K-1} [A_{ik} \cos(\omega_k t) + B_{ik} \sin(\omega_k t)], \quad (1)$$

其中:

$$\left. \begin{aligned} A_{ik} &= \frac{1}{K} \sum_{j=0}^{K-1} \left[Z_i(t_j) \cos\left(\frac{2\pi k j}{K}\right) \right] \\ B_{ik} &= \frac{1}{K} \sum_{j=0}^{K-1} \left[Z_i(t_j) \sin\left(\frac{2\pi k j}{K}\right) \right] \end{aligned} \right\} \quad (2)$$

为满足高斯分布的傅里叶系数。

$Z = \{Z_\alpha, Z_\beta\}^T$ 表示在频率 ω_k 处的随机傅里叶系数向量。其中,子阵 Z_α, Z_β 可以表示为

$$Z_\alpha = \{A_{1k}, B_{1k}A_{2k}, B_{2k} \dots A_{nk}, B_{nk}\}, \quad (3)$$

$$Z_\beta = \{A_{(M+1)k}, B_{(M+1)k}A_{(M+2)k}, B_{(M+2)k} \dots A_{(M+n)k}, B_{(M+n)k}\}. \quad (4)$$

而相关矩阵 $C_k = \text{cov}(Z_\alpha, Z_\beta)$ 可以从傅里叶系数的统计关系(期望值)获得^[5-6], 即:

$$\begin{cases} E(A_{ik}A_{jk}) = E(B_{ik}B_{jk}) = \\ S_{ii}(\omega_k) \Delta\omega, & i = j, \\ \text{Re}[S_{ij}(\omega_k) \Delta\omega], & i \neq j. \end{cases} \quad (5)$$

$$\begin{cases} E(A_{ik}B_{jk}) = -E(A_{jk}B_{ik}) = \\ S_{ij}(\omega_k) \Delta\omega, & i = j, \\ -\text{Im}[S_{ij}(\omega_k) \Delta\omega], & i \neq j. \end{cases} \quad (6)$$

式中: $S_{ii}(\omega_k)$ 和 $S_{ij}(\omega_k)$ 分别表示单边自谱和互谱函数, 具有以下关系: $S_{ij}(\omega) = \sqrt{S_i(\omega)S_j(\omega)} \gamma(\omega, d)$, $\gamma(\omega, d)$ 为两点间的经验相干函数, 表示空间多点地震动的相干效应。

相关矩阵 C_k 能用对称矩阵表示为

$$C_k = \begin{bmatrix} C_{\alpha\alpha} & C_{\alpha\beta} \\ C_{\alpha\beta}^T & C_{\beta\beta} \end{bmatrix}_{2L \times 2L}, \quad (7)$$

其中: $C_{\alpha\alpha} = \text{cov}(Z_\alpha, Z_\alpha)$ 是已知记录点的相关矩阵; $C_{\beta\beta} = \text{cov}(Z_\beta, Z_\beta)$ 是未知记录点的相关矩阵; $C_{\alpha\beta} = \text{cov}(Z_\alpha, Z_\beta)$ 是已知和未知点的互相关矩阵。

1.2 基于多元线性预测法的谱参数估计

基于最佳线性无偏估计, 建立起已知地震动傅里叶变换 Z_α 和未知点地震记录 Z_β , 以及 $C_{\alpha\alpha}$ 与 $C_{\alpha\beta}$ 的预测函数关系。

如果获得 n 组观测数据记为: $(Z_\alpha; Z_\beta) = (x_{i1}, x_{i2} \dots x_{ip}; y_i)$, $(i = 1, 2, \dots, n)$; 其中 $(x_{11}, x_{12}, \dots, x_{1p})$ 和 y 分别表示已知和未知点加速度记录的傅里叶变化。

则线性回归模型式可表示为

$$\begin{cases} y_1 = \beta_0 + \beta_1 x_{11} + \beta_2 x_{12} + \dots + \beta_p x_{1p} + \varepsilon_1; \\ y_2 = \beta_0 + \beta_1 x_{21} + \beta_2 x_{22} + \dots + \beta_p x_{2p} + \varepsilon_2; \\ \dots \\ y_n = \beta_0 + \beta_1 x_{n1} + \beta_2 x_{n2} + \dots + \beta_p x_{np} + \varepsilon_n; \end{cases} \quad (8)$$

写成矩阵形式为

$$y = \mathbf{X}\mathbf{B} + \boldsymbol{\varepsilon}, \quad (9)$$

$$y = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix}, \mathbf{X} = \begin{bmatrix} 1 & x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1p} \\ 1 & x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2p} \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \\ 1 & x_{n1} & x_{n2} & \dots & x_{np} \end{bmatrix},$$

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_p \end{bmatrix}, \boldsymbol{\varepsilon} = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix},$$

$$\mathbf{E} = \mathbf{Y} - \hat{\mathbf{Y}},$$

$$\hat{\mathbf{Y}} = \mathbf{X}\mathbf{B}.$$

采用最小二乘法估计,设观察值与模型估计值的残差为 \mathbf{E} ,则

$$\mathbf{E}'\mathbf{E} = (\mathbf{Y} - \hat{\mathbf{Y}})'(\mathbf{Y} - \hat{\mathbf{Y}}) = \text{最小值},$$

即取: $\mathbf{E}'\mathbf{E} = (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\mathbf{B})'(\mathbf{Y} - \mathbf{X}\mathbf{B}) = \text{最小值}$

$$\frac{\partial \mathbf{E}'\mathbf{E}}{\partial \mathbf{B}} = \frac{\partial (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\mathbf{B})'(\mathbf{Y} - \mathbf{X}\mathbf{B})}{\partial \mathbf{B}} =$$

$$\frac{\partial (\mathbf{Y}'\mathbf{Y} - 2\mathbf{Y}'\mathbf{X}\mathbf{B} + \mathbf{B}'\mathbf{X}'\mathbf{X}\mathbf{B})}{\partial \mathbf{B}} =$$

$$-2(\mathbf{Y}'\mathbf{B})' + 2(\mathbf{X}'\mathbf{X})\mathbf{B} = 0, \quad (10)$$

得到回归系数向量 \mathbf{B} 的估计值: $\hat{\mathbf{B}} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'\mathbf{Y}$, 由定义, $(\mathbf{X}'\mathbf{X}) = \mathbf{C}_{aa}$ 而 $\mathbf{X}'\mathbf{Y} = \mathbf{C}_{a\beta}^T$.

如果知道已知地震动傅里叶变化 Z_a 则未知点地震记录的傅里叶变化 Z_β 的最佳线性预测可表示为: $Z_\beta = \mathbf{C}_{a\beta}^T \mathbf{C}_{aa}^{-1} Z_a$.

代入公式(5)、(6)可以得出相关矩阵的 \mathbf{C}_k .

1.3 基于高斯场假定的多点地震动模拟

首先将式(7)中的相关矩阵进行 Cholesky 分解得

$$\mathbf{C}_k = \mathbf{L}_k \mathbf{L}_k^T. \quad (11)$$

假定 $Z(t)$ 是正态分布(高斯), A_s 和 B_s 能按以下公式生成:

$$A_s = \mathbf{L}_k U_k, B_s = \mathbf{L}_k V_k, \quad (12)$$

其中: $U_k^T = \{U_{1k}, U_{2k}, \dots, U_{Nk}\}$ 和 $V_k^T = \{V_{1k}, V_{2k}, \dots, V_{Nk}\}$ 中的每个元素都是独立的标准正态随机变量。在这些定义下, A_s 和 B_s 有着合理的分布;例如,由于 $E[U_k] = 0$ 并且 $\text{Cov}[U_k] = \mathbf{I}$ (\mathbf{I} 为单位矩阵),可以证明 $E[A_s] = 0$ $\text{Cov}[A_s] = \mathbf{L}_k \{ \text{Cov}[U_k] \} \mathbf{L}_k^T = \mathbf{C}_k$ 。因此,通过生成 K 组独立的随机数以及利用矩阵 \mathbf{C}_k ($k=0, 1, \dots, K-1$) 在每个频率的 Cholesky 分解,能够产生合适的的地面运动。

在该假设下,为了产生基于已知点 x_a 的地面运动,可以利用 1.2 节给出的多元最佳线性无偏预测法,求处未知点未知地震记录点 $\{\beta\} = \{\beta_n, m=1, \dots, N\}$, x_β 的地面运动:

$$A_{\beta}^* = \mathbf{C}_{a\beta}^T \mathbf{C}_{aa}^{-1} A_a, B_{\beta}^* = \mathbf{C}_{a\beta}^T \mathbf{C}_{aa}^{-1} B_a, \quad (13)$$

其中: A_{β}^* 和 B_{β}^* 是在未知目标点被模拟的傅里叶系数的最佳线性无偏估计。类似地,给出在已知点真实的地震记录得到的傅里叶系数 A_a, B_a (由记录的

傅里叶分解得到),其最优线性无偏估计由下式得到

$$A_{\beta}^* = \mathbf{C}_{a\beta}^T \mathbf{C}_{aa}^{-1} A_a, B_{\beta}^* = \mathbf{C}_{a\beta}^T \mathbf{C}_{aa}^{-1} B_a. \quad (14)$$

最后,得到条件模拟的傅里叶系数

$$A_c = A_{\beta}^* + A_{\beta} - A_{\beta}^*,$$

$$B_c = B_{\beta}^* + B_{\beta} - B_{\beta}^*. \quad (15)$$

最佳线性无偏估计参数的使用确保了条件傅里叶系数 A_c 及 B_c 有合适的相关结构,式(15)中随着点 x_β 接近点 x_a 最后 2 个值相互消减,仅留下被记录的傅里叶系数。因此,随着地理位置的增大,其相关性降低,从而保证了该方法具有较好的局部收敛性。该方法的计算框架如图 1 所示。

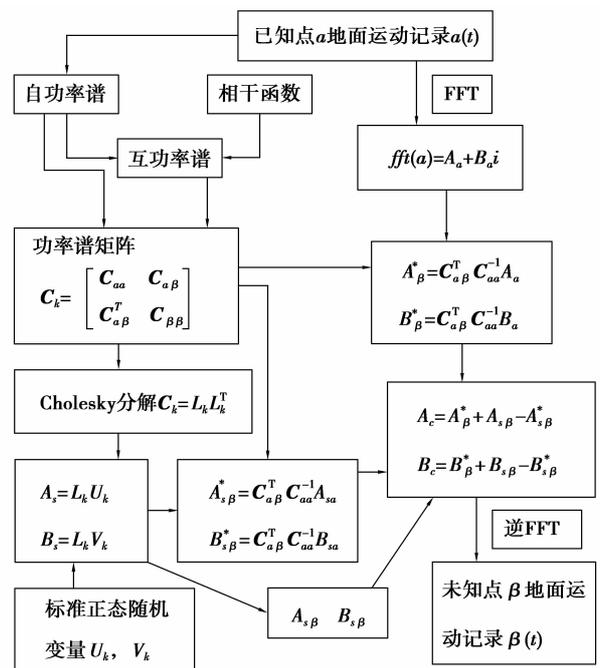


图 1 计算流程

1.4 基于 AR 模型的谱函数计算

传统的谱函数计算法是采用相关图法或是傅里叶幅值变化加上统计平均的间接算法,如相关图法需要借助于平滑技术来改进谱函数的预测,以及降低变化。而另一方面,平滑度越高,其误差或是扭曲就越大。谱函数的计算假定一种时间序列模型,时间模型包括 AR (autoregressive)、MA (moving average), 以及 ARMA (autoregressive moving average) 模型。由于 AR 模型的参数可以通过线性方程直接确定,因而较之 MA 与 ARMA 模型更为合适^[7]。与经典的谱计算方法相比,由于 AR 模型谱估计可以对数据和自相关函数的进行外推,其长度可能超过给定的长度,因而分辨率不受给定信号长度限制,这是经典谱估计无法做到的。

AR 模型中时间序列被表示为一种白噪声的线

性滤波:

$$a(k) = \sum_{j=1}^N \psi_j a(k-j) + n(k), \quad (16)$$

式中: ψ_j 表示自回归系数; $n(k)$ 表示对于时间序列 $a(k)$ 的白噪声分布; N 为 AR 模型的阶数, 其中 $r(i)$ 表示自相关函数

$$\begin{bmatrix} r(0) & r(1) & r(2) & \cdots & r(p) \\ r(1) & r(0) & r(1) & \cdots & r(p-1) \\ r(2) & r(1) & r(0) & \cdots & r(p-2) \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \\ r(p) & r(p-1) & r(p-2) & \cdots & r(0) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ \psi_1 \\ \psi_2 \\ \vdots \\ \psi_p \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma^2 \\ 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}. \quad (17)$$

可以用 Levinson-Dubrin 法, 求解 Yule-Walker 方程^[8]. 对于 N 阶的 AR 模型的最低的预测误差 (FPE) Akaike^[9] 定义如下:

$\lambda_N = \sigma^2 \left(\frac{M+(N-1)}{M-(N-1)} \right)$, λ_N 表示 N 阶 AR 过程的 FPE, M 为样本的采样数, σ^2 表示 AR 模型的一阶预测方差, 其预测的最小均方误差等于 AR 模型激励白噪声的能量. 可由下式计算:

$$\sigma^2 = \frac{M}{M-N-1} \left[\rho_1 - \sum_{j=1}^N \psi_j \rho_{j+1} \right], \quad (18)$$

式中, ρ_j 表示随机过程在延迟 j 处的自相关函数, 自回归模型的谱函数可以定义如下:

$$S_g(\omega) = \frac{\Delta t \sigma^2}{\pi \left| 1 + \sum_{j=1}^N \psi_j \exp(-i\omega j \Delta t) \right|}. \quad (19)$$

2 计算结果和讨论

计算所选取的是 smart-1 台阵第 40 次地震已知记录, 该地震台阵位于台湾花莲. 为便于比较, 文中记录点与模拟地震动的点均在一条直线上, 台阵分布如图 2 所示. 根据已知台站 C00、M01, 模拟 A(50 m)、B(800 m)、I01(200 m) 处地震动记录, 事实上 I01(200 m) 位置地震动已有相应台阵记录, 不参与合成, 仅作为合成结果的对比.

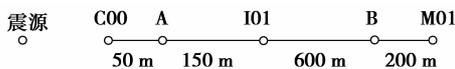


图 2 台阵分布位置以及模拟地震动位置

由于采用的地震数据为原始未校正地震动台阵记录, 首先应对记录进行基线校正. 目的是消除传感器的磁滞现象和背景噪声, 以及传感器倾斜以及

仪器分辨率有限等不利因素带来的偏移^[10-11]. 采用文献^[11]介绍的基线校正方法, 来消除低频噪声的影响以及产生合适的位移和速度时程. 其中滤波器使用的是 1 个高通滤波器, 截止频率为 0.2 Hz. 校正后的加速度、速度和位移图如图 3 所示.

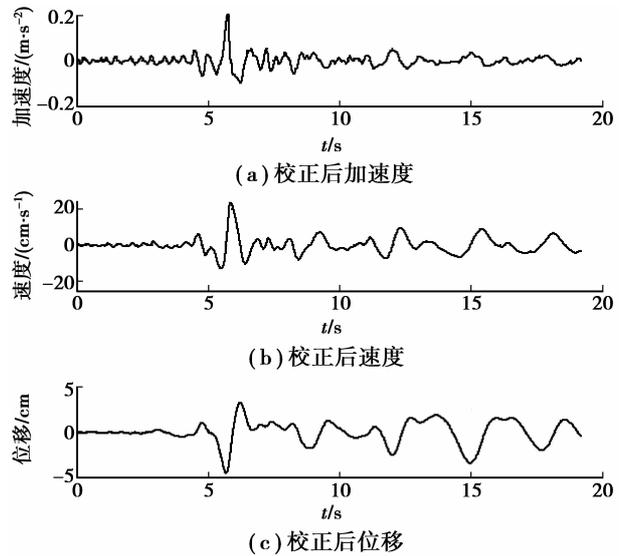


图 3 Event-40 C00 台阵记录的加速度、速度和位移

为考虑地震动随时间变化的非平稳性, 采用了时程记录分段模拟再加窗叠加办法反映地震动时间非平稳特性, $\beta(t) = \sum_i^j d_i z_i(t)$, 其中: j 为模拟的时段数, 取 6 段, i 为每时段对应的时程, d_i 为采用的窗函数, 窗函数的选取参考文献^[13].

表 1 和图 4 表示基于 AR 模型得出预测参数和每个时窗的谱估计. 在时段 4(5.13~6.4 s) 对应的谱密度函数的幅值最大, 这与记录的时程变化相一致.

利用文中给出的计算原理, 可以合成出相应位置的人工波, 计算采用的空间时滞相关函数是 Haricharidran-Vanmarcke 模型^[12]:

$$|\gamma(\xi, \omega)| = A \exp\left(-\frac{2B|\xi|}{av(\omega)}\right) + (1-A) \exp\left(-\frac{2B|\xi|}{v(\omega)}\right),$$

其中: $v(\omega) = k \left[1 + \left(\frac{\omega}{2\pi f_0} \right)^b \right]^{-\frac{1}{2}}$, $B = 1 - A + aA(20)$.

采用文献^[12]根据 Smart-1 地震记录给出了系数的参考取值, 即: $A = 0.736$, $a = 0.147$, $k = 5210$ m, $f_0 = 0.19$ Hz, $b = 2.78$. 模拟结果如图 5 所示, 其中为方便比较, 采用文献^[14]给出的延迟算法对所有地震动台阵记录与模拟地震动进行平移.

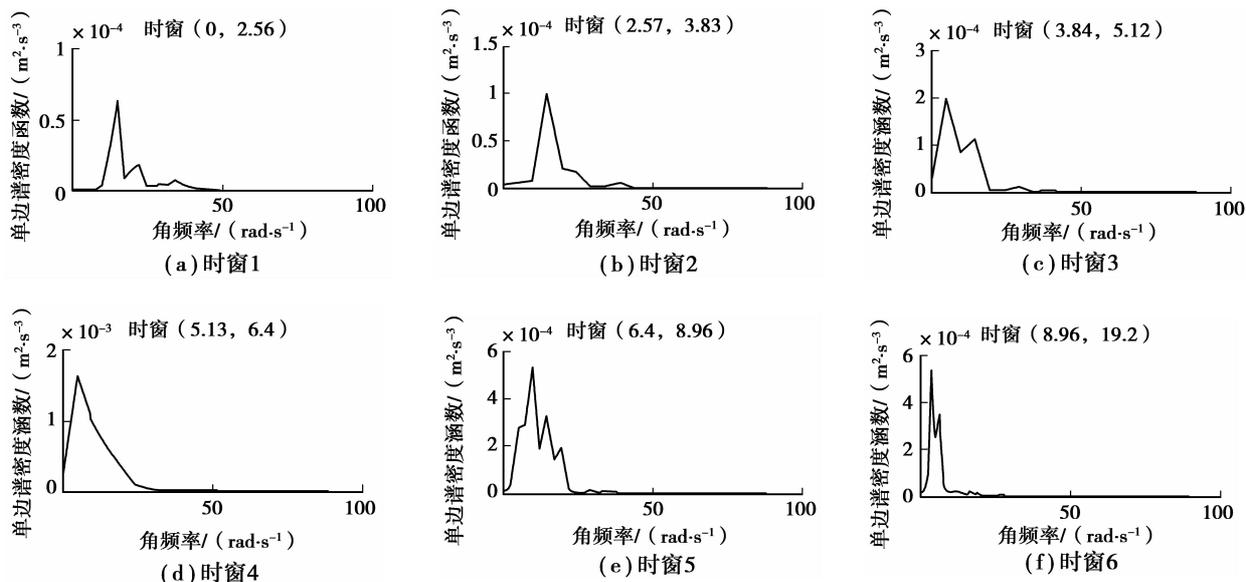


图 4 C00 台阵的分窗单边谱密度函数

表 1 C00 台阵记录的每个时窗的自回归模型参数

子窗数	窗大小/s	AR 模型阶数	Yule-Walker 法对于 AR 模型系数的预测													
			1	2	3	4	5	6	7	8	9	10				
1	2.56	7	1	-1.25	0.06	0.12	0.21	-0.07	-0.08	0.11						
2	1.28	5	1	-1.30	-0.00	0.25	0.10	0.10								
3	1.28	7	1	-1.32	0.01	0.19	0.03	-0.00	0.27	-0.16						
4	1.28	8	1	-1.68	0.49	0.29	-0.13	0.12	-0.12	-0.02	0.06					
5	2.56	6	1	-1.21	0.03	0.08	0.03	0.01	0.09							
6	10.24	9	1	-1.20	-0.01	0.03	0.10	0.05	0.06	-0.03	0.03	-0.02				

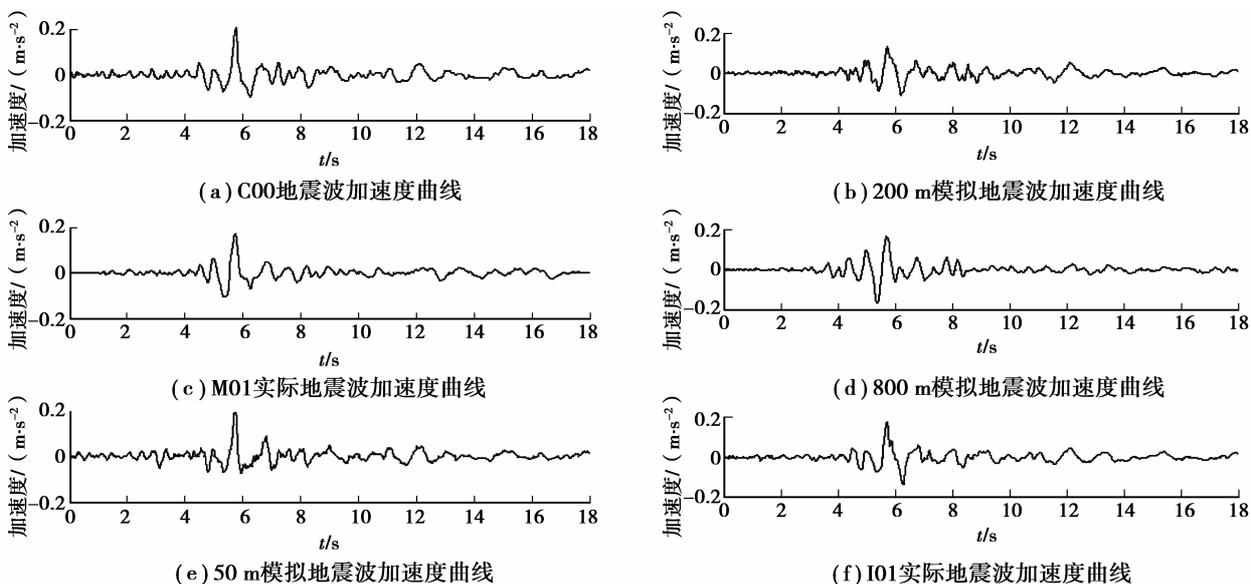


图 5 已知地震动记录以及模拟地震动记录

图 6 给出了在 200 m 处仿真的人工波和该点处真实的台阵记录对比,可以从时域和频域的变化看出,人工波与真实的地震记录十分接近,图 7 给出了 C00-A、I01-A、I01-B 与 Harichandran-Vanmarcke 模型的对比,可以看出,仿真出的人工波对应的相干函数与相干模型的曲线变化具有一致性,在一定程度上说明了该合成方法的可靠性与收敛性。

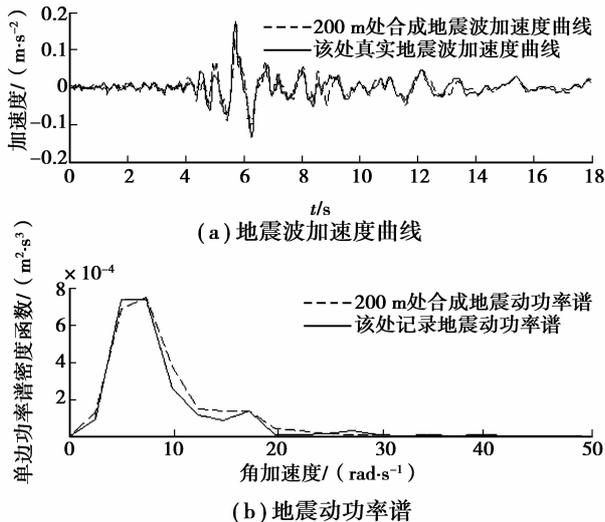


图 6 模拟地震动与真实地震动记录的比较

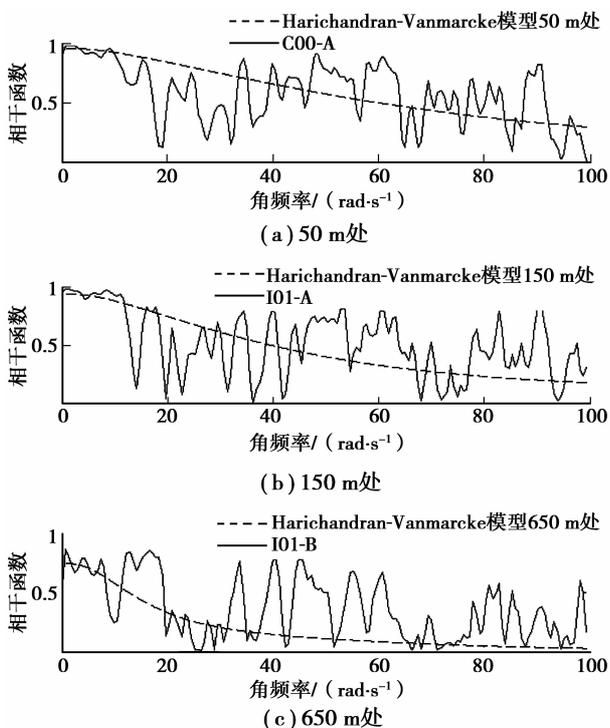


图 7 人工地震动与台阵记录的相干函数与 Harichandran-Vanmarcke 模型函数的比较

3 结 论

给出了一种基于平稳随机场理论和已知地震记录的考虑地震动空间变化特性的简化合成法,该方法将已知地震记录分为多个时窗来体现多点地震动时变特性,而利用 AR 模型估计每个时窗的谱函数,并借助于多元线性预测对未知输入点地震动参数进行预测,计算中通过高斯随机抽样来反应地震动的随机因素。该方法不需要人为设定时间包络函数来体现时变特性,避免了由于包络函数的取用对于相位的改变从而对于相干性的干扰,并且与 HOP 法相比,考虑了幅值的随机因素。通过比较合成地震动与该处真实地震记录以及已有的经验相干模型,验证了该合成方法具有较好的准确性和收敛性。由文中方法得出的考虑地震动空间与时间变化的时程可直接用于大跨度工程结构地震反应分析。

参考文献:

- [1] Earthquake Engineering Research Institute, 1999b. Research needs emerging from recent earthquakes[EB/OL]. [2011-03-10]. <http://www.eeri.org/site/lfe-introduction>.
- [2] Ohsaki Y. On the significance of the phase content in earthquake ground motions [J]. Earthquake Engineering and Structural Dynamics, 1979, 7(5): 427-439.
- [3] Hao H, Oliveira C S, Penzien J. Multiple-station ground motion processing and simulation based on smart-1 array data [J]. Nuclear Engineering and Design, 1989, 111(3): 293-310.
- [4] Katafygiotis L S, Zerva A, Asce A M. An efficient approach for the simulation of spatially variable motions for the seismic response of lifelines [C/OL]// Proceedings of the 13th ASCE Engineering Mechanics Conference, June 13-16, 1999. Baltimore, MD. [2011-02-20]. http://www.researchgate.net/publication/2801317_An_Efficient_Approach_for_the_Simulation_of_Spatially_Variable.
- [5] Vanmarcke E H, Heredia-Zavoni E, Fenton G A. Conditional simulation of spatially correlated earthquake ground motion[J]. Journal of Engineering Mechanics, 1993, 119(11): 2333-2352.
- [6] Kameda H, Morikawa H. An interpolating stochastic process for simulation of conditional random fields[J]. Probabilistic Engineering Mechanics, 1992, 7(4): 243-254.

- Symposium on Smart Structures and Material, Health Monitoring and Management of Civil Infrastructure Systems, March 4-8, 2001, Newport Beach California. [S. I.]: SPIE, 2001, 4337:122-128.
- [10] 魏建东, 刘山洪. 基于拉索静态线形的索力测定[J]. 工程力学, 2003, 20(3):104-107.
WEI Jiandong, LIU Shanong. Tension calculation of cable by its static profile[J]. Engineering Mechanics, 2003, 20(3):104-107.
- [11] 张宇鑫, 李国强, 刘海成. 静定张弦梁结构索力识别的静力平衡法[J]. 空间结构, 2007, 13(1):26-28.
ZHANG Yuxin, LI Guoqiang, LIU Haicheng. Cable tension identification of beam string structures by static equilibrium method [J]. Spatial Structures, 2007, 13(1):26-28.
- [12] 张宇鑫, 李国强, 刘海成. 基于静力检测方法的张弦梁结构索力识别[J]. 特种结构, 2006, 23(4):54-55.
ZHANG Yuxin, LI Guoqiang, LIU Haicheng. Cable tension identification of beam string structures based on static measuring methods [J]. Special Structures, 2006, 23(4):54-55.
- [13] 王龙, 吴波. 一种基于静力检测手段的在役预应力拉索索力识别方法[J]. 建筑技术, 2009, 40(9):812-814.
WANG Long, WU Bo. Tension identification method of in-service cable based on static measuring [J]. Architecture Technology, 2009, 40(9):812-814.
- [14] 高建勋. 斜拉桥索力测试方法及误差研究[J]. 公路与汽运, 2004, 103(4):80-81.
GAO Jianxun. Study on measuring method of cable force and the error in cable-stayed bridge [J]. Highways & Automotive Applications, 2004, 103(4):80-81.
- [15] 贾毅朝. 摩擦与摩擦系数的分析[J]. 运城学院学报, 2006, 24(2):60-61.
JIA Yicao. Analysis of friction and friction coefficient[J]. Journal of Yuncheng University, 2006, 24(2):60-61.
- [16] 陈策, 吉林, 冯兆祥. 悬索桥主缆与鞍座间摩擦系数的测定[J]. 中外公路, 2008, 28(1):120-123.
CHEN Ce, JI Lin, FENG Zhaoxiang. Determination of friction coefficient between suspension bridge cable and saddle [J]. Journal of China & Foreign Highway, 2008, 28(1):120-123.

(编辑 陈移峰)

~~~~~

(上接第 110 页)

- [7] Marple S L. Digital spectral analysis: with applications[M]. Englewood Cliffs: Prentice Hall, 1987.
- [8] Box G E P, Jenkins G M, Reinsel G. Time series analysis: forecasting and control [M]. 3rd ed. Englewood Cliffs: Prentice Hall, 1994.
- [9] Akaike H. A new look at the statistical model identification [J]. IEEE Transactions on Automatic Control, 1974, 19(6): 716-723.
- [10] Boore D M, Bommer J J. Processing of strong-motion accelerograms: needs, options and consequences [J]. Soil Dynamics and Earthquake Engineering, 2005, 25(2):93-115.
- [11] Akkar S, Boore D M. On baseline corrections and uncertainty in response spectra for baseline variations commonly encountered in digital accelerograph records[J]. Bulletin of the Seismological Society of America, 2009, 99(3):1671-1690.
- [12] Harichandran R S. Local spatial variation of earthquake ground motion [M]// Thun J L V. Earthquake engineering and soil dynamics II: recent advances in ground-motion evaluation. New York: ASCE, 1988: 203-217.
- [13] 屈铁军, 王前信. 空间相关的多点地震动合成(II)合成实例[J]. 地震工程与工程振动, 1998, 18(2): 25-32.  
QU Tiejun, WANG Qianxin. Simulation of spatial correlative time histories of multi-point ground motion, part II: application of fundamental formulas [J]. Journal of Earthquake and Engineering Vibration, 1998, 18(2):25-32.
- [14] Boissières H P, Vanmarcke E H. Estimation of lags for a seismograph array: wave propagation and composite correlation [J]. Soil Dynamics and Earthquake Engineering, 1994, 14(1):5-22.

(编辑 陈移峰)