

時系列理論による強地震動特性の推定

土 岐 憲 三 ・ 佐 藤 忠 信

DETECTIONS OF NONSTATIONARY FILTERING PROPERTIES OF STRONG MOTRION SEISMOGRAMS

By *Kenzo TOKI* and *Tadanobu SATO*

Synopsis

This paper is concerned with a procedure for synthesizing strong motion accelerograms, in which the earthquake motion is modeled as the nonstationary second-order autoregressive moving average (AR-MA) process. This means that the synthesized accelerograms can be obtained as the output of one degree of freedom system excited by nonstationary white noise. The filtering characteristics such as the natural frequency and damping ratio of the one d-o-f system can be calculated from AR-MA parameters determined by the two-stage least-square method from the sequence of data segmenting the earthquake record. In the first least-square stage, the autoregressive parameters are estimated by using the concept of maximum entropy method proposed by Burg.

Using the record obtained at 1968 Tokachi-Oki and 1971 San Fernand earthquake, the time depending filtering characteristics of the one d-o-f system are examined in detail and classified into typical four or five groups.

1. ま え が き

本研究は、強地震動の非定常特性を抽出するために、自己回帰・移動平均過程を用いて、我国ならびに米
国で記録された強震地動の解析を行ったものである。地震動の振幅特性ならびに振動数特性を把握するた
めに、地震動記録のパワースペクトル密度を計算することがよく行われる。この場合、最も一般的に行われる
方法はフーリエ変換値を2乗して求めるか、自己相関関数をフーリエ変換して求めるかの2通りである。

一方、これらの方法とは異なるが、自動制御の分野で発展した定常時系列の理論を用いることによって、定
常確率過程のパワースペクトル密度を推定する手法が開発されている¹⁾。線形定常時系列の代表的なもの
としては自己回帰過程 (AR 過程)、移動平均過程 (MA 過程) ならびにこれらの混合した自己回帰・移動平
均過程 (AR・MA 過程) の3種類がある。いずれの過程によってもパワースペクトル密度の推定が可能で
あるが、AR 過程の場合には、Burg によるアルゴリズム²⁾を用いることによって、従来の方法 (Blackman
-Turkey 法, FFT 法) に比べ、短いデータからもスペクトルの計算が出来かつ分解能の高いスペクトル
が得られるようになった³⁻⁵⁾。

ところで、地震動は実体波と表面波が組み合わさり、地盤内を屈折と反射を繰り返しながら伝播する現象
であるから、そのスペクトル特性は時刻とともに変動するものと考えられる。このような観点から、地震動
の非定常スペクトルを計算することにより、地震動の非定常特性を抽出しようとする研究が行われるよう
になり⁶⁾、この数年間に強震地動を非定常過程でモデル化する試みがなされ、地震動の非定常性を考慮に入
れた模擬地震動の発生も可能になってきている^{7,8)}。

過渡振動や非定常不規則過程に関するスペクトル解析理論には、Page⁹⁾による瞬間スペクトル (instan-

taneous spectrum), Priestley¹⁰⁾による発展スペクトル (evolutionally spectrum), 時間平均ではなく集合平均の概念を用いた一般化スペクトル (generalized spectrum)¹¹⁾, Mark¹²⁾による物理スペクトル (physical spectrum) など各種の定義があるが, 定義の一般性・結果の解釈・適用範囲のすべての点で満足しうる非定常スペクトルの定義は与えられておらず, 解析の対象とする問題ごとに, 使いやすい新しいスペクトル解析法が提案されている。また, 地震動の振動数特性を抽出するために, 狭帯域フィルターの出力を用いて各調和成分の非定常性を検出することもよく行われるが¹³⁾, フィルターの減衰特性をどのように設定するかによって結果がかなり異なる。したがって, 最適減衰特性を経験的に決定しておかねばならない。亀田¹⁴⁾は提案した修正物理スペクトルを用い, この点に対し詳しい考察を加え, 線形1自由度系のフィルター特性として5%~20%の値が最も妥当であることを示した。

本研究では, 上に述べた定常時系列を発展させた形で非定常時系列を定義し, これを用いて地震動の非定常特性を調べる。この場合, 地震動は非定常白色雑音が入力する線形系の出力と仮定されるので, 地震動の特性を規定することになるが, 解析手法が明確であるので今後広く用いられるものと考えられる。この手法は, Wiener によって始められた最適フィルターの考えに基づいたものであるから, 出力データのみから入力非定常特性, フィルター特性ならびにスペクトル密度が同時に推定できる点に特徴がある。

2. 非定常時系列の概念

いま, 線形系からの出力値を等時間間隔 T_s でサンプリングした N 個のデータ例を $\{y_k\}$ ($k=t, t-1, t-2, \dots, t-N$) とし, 入力データ例を $\{x_k\}$ とすれば, y_t は線形フィルターからの時刻 tT_s における出力値と見なせるから, 有限長フィルターを考えることにより q 次の移動平均過程 $MA(q)$ が次式のように定義できる。

$$y_t = x_t + b_1(t)x_{t-1} + b_2(t)x_{t-2} + \dots + b_q(t)x_{t-q} \quad \dots\dots\dots (1)$$

さらに, 式(1)を $\{x_k\}$ に関して逆変換した形式を考え, 有限長のフィルターを扱うことにすれば, 次式のような p 次の自己回帰過程 $AR(p)$ が定義できる。

$$y_t = -a_1(t)y_{t-1} - a_2(t)y_{t-2} - \dots - a_p(t)y_{t-p} + x_t \quad \dots\dots\dots (2)$$

また, 両者を重ね合わせた過程として (p, q) 次の自己回帰・移動平均過程 $AR \cdot MA(p, q)$ が次式のように定義できる。

$$y_t = -a_1(t)y_{t-1} - \dots - a_p(t)y_{t-p} + x_t + \beta_1(t)x_{t-1} + \dots + \beta_q(t)x_{t-q} \quad \dots\dots\dots (3)$$

式(1)~(3)は定常過程における定義式と形式的に同形であるが, 係数 $a_i(t), b_i(t), \alpha_i(t), \beta_i(t)$ ($i=1, 2, \dots, p$ or q) が時刻 t の関数になっている点が定常過程の場合とは異っている。このように時刻とともに係数の値が変化する過程を合理的に推定することは容易でないが, 時刻に無関係に一定値を取る定常過程の場合には, 後述するような方法により, その係数を推定することができる。そこで, Fig. 1 に示すように, 観測データに周期 T_m の長方形ウィンドウを乗じたデータ列に定常時系列理論を適用してその係数を求め, これをウィンドウ中央点 τ_m における非定常時系列の係数の推定値として採用することにした。このような方法で得られる推定値はウィンドウ周期 T_m によって左右されるから, 適当な周期の選定を行わなければならない。なお, 非定常時系列の推定法に関しては, ここで述べたのと同様な試みが, 星谷ら¹⁵⁾によっても行われている。

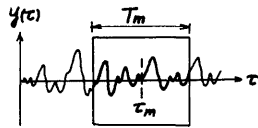


Fig. 1. Data window used for nonstationary time series.

3. 定常時系列の推定

上述の非定常時系列の係数を決定するためには、定常時系列の推定法¹⁶⁾が主体となるので、その概略を述べる。定常時系列では式(1)~(3)に現われる係数は定数になるので、これを各々 $a_i, b_i, \alpha_i, \beta_i$ と表わすことにする。また、入力データの列 $\{x_k\}$ は白色雑音と仮定される。

Yule-Walker による AR(p) 係数の推定: いま時系列の自己相関係数の推定値を $\rho_i (i=1, 2, \dots, p)$ とし、 a_i の推定値を \hat{a}_{pi} とすれば、Durbin らによる漸化式¹⁷⁾を用いて次式をうる。

$$\hat{a}_{pi} = \hat{a}_{p-1,i} + \hat{a}_{pp}\hat{a}_{p-1,p-i} \quad \dots\dots\dots(4)$$

$$\hat{a}_{pp} = \{-\rho_p \sum_{i=1}^{p-1} \hat{a}_{p-1,i}\rho_{p-i}\} / \sigma_{2p}^2 \quad \dots\dots\dots(5)$$

ここに、 σ_{2p}^2 は p 次の自己回帰過程より推定される入力の分散の推定値であり次式となる。

$$\sigma_{2p}^2 = \rho_0 + \hat{a}_{p1}\rho_1 + \hat{a}_{p2}\rho_2 + \dots + \hat{a}_{pp}\rho_p \quad \dots\dots\dots(6)$$

Burg による AR(p) 係数の推定: あらかじめ自己相関係数を計算せず、係数 \hat{a}_{pi} を予測フィルターとみなし、これに信号を正および負の方向に通したときの出力の2乗誤差を最小にする規範¹⁸⁾を用い、式(5)のかわりに次式をうる。

$$\frac{\partial}{\partial \hat{a}_{pp}} \left[\frac{1}{2(N-p)} \sum_{t=p}^N \{(y_t + \sum_{i=1}^p \hat{a}_{pi}y_{t-i})^2 + (y_{t-p} + \sum_{i=1}^p \hat{a}_{pi}y_{t-p-i})^2\} \right] = 0 \quad \dots\dots\dots(7)$$

式(4)は自己相関係数に関係しない漸化式であるから、式(7)と連立させて解くことにより AR(p) の係数が推定できる。

MA 係数と AR 係数の関係: 定常自己回帰過程はその可逆性が保証されているので、これに対応する移動平均過程の係数は次式の漸化式を解くことにより求められる。

$$b_i = -\sum_{j=1}^i a_j b_{i-j} \quad (i=1, 2, \dots) \quad \dots\dots\dots(8)$$

AR-MA (2n, 2n) 係数の推定: 自由度 n の線形系からの出力は (2n, 2n) 次の自己回帰・移動平均過程となるので、ここでは Gersch らによる2段階最小2乗法¹⁸⁾を用いその係数を推定する。いま、推定値を $\hat{a}_i, \hat{\beta}_i (i=1, 2, \dots, 2n)$ とし、出力の自己相関係数を $r_{yy}(k)$ 入力との相互相関係数を $r_{xy}(k)$ とすれば次式をうる。

$$\{\hat{\theta}\} = [C]\{\mathcal{r}\} \quad \dots\dots\dots(9)$$

ここに

$$\{\hat{\theta}\} = \{\alpha_1, \alpha_{2n}, \dots, \alpha_{2n}, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_{2n}, \dots, \hat{\beta}_{2n}\}^T \quad \dots\dots\dots(10)$$

$$\{\mathcal{r}\} = \{-r_{yy}(1), \dots, -r_{yy}(2n), r_{xy}(1), \dots, r_{xy}(2n)\}^T \quad \dots\dots\dots(11)$$

$$[C] = \begin{pmatrix} r_{yy}(0) & \dots & r_{yy}(2n-1) & -r_{yx}(0) & \dots & -r_{yx}(2n-1) \\ \vdots & & \vdots & \vdots & & \vdots \\ r_{yy}(2n-1) & \dots & r_{yy}(0) & -r_{yx}(1-2n) & \dots & -r_{yx}(0) \\ -r_{xy}(0) & \dots & -r_{xy}(2n-1) & r_{xx}(0) & \dots & r_{xx}(2n-1) \\ \vdots & & \vdots & \vdots & & \vdots \\ -r_{xy}(1-2n) & \dots & -r_{xy}(0) & r_{xx}(2n-1) & \dots & r_{xx}(0) \end{pmatrix} \quad \dots\dots\dots(12)$$

式(12)に現われる $r_{yy}(k), r_{yx}(k), r_{xy}(k), r_{xx}(k)$ は入力が白色雑音であることを考慮すれば次式のように与えられる¹⁶⁾。

$$\left. \begin{aligned} r_{yy}(k) &= E(y_{t+k}y_t), \quad r_{xy} = E(x_{t+k}y_t) = r_{yx}(-k) \\ r_{xx}(k) &= \begin{cases} \sigma_x^2 & k=0 \\ 0 & k \neq 0 \end{cases}, \quad r_{yx}(k) = \begin{cases} b_k \sigma_x^2 & k \geq 0 \\ 0 & k < 0 \end{cases} \\ r_{xy}(k) &= \begin{cases} \sigma_x^2 & k=0 \\ 0 & k \neq 0 \end{cases} \quad (\because b_{-k}=0) \end{aligned} \right\} \quad \dots\dots\dots(13)$$

式(11), (12)を構成する値のうち $r_{yy}(k)$ は自己相関係数の推定値 ρ_k より、 σ_x^2 の推定値は式(6)よ

り、 b_k は式 (8) より与えられるので、 $\{\theta\}$ は出力値のみから推定できることになる。

4. 線形系の同定

白色雑音を入力とする線形系の出力を等時間間隔 T_s でサンプリングしたデータ列は、線形系の自由度を n とすれば $AR \cdot MA(2n, 2n)$ となる¹⁹⁾。この場合、時系列を規定する係数 $\alpha_i (i=1, 2, \dots, 2n)$ と、線形系の j 次モードの固有円振動数 ω_j ならびに減衰定数 h_j との間には次式のような関係が成立する¹⁹⁾。

$$\left. \begin{aligned} \sum_{j=0}^{2n} \alpha_j \lambda^{2n-j} &= \prod_{j=1}^n (\lambda - \lambda_j) (\lambda - \lambda_j^*) & \alpha_0 &= 1 \\ \lambda_{j,i} &= \exp(-\omega_j h_j T_s \pm i \omega_j T_s \sqrt{1-h_j^2}) & i &= \sqrt{-1} \end{aligned} \right\} \dots\dots\dots(14)$$

すなわち、 $AR \cdot MA(2n, 2n)$ の係数 α_j を係数とする高次方程式の根 λ_j, λ_j^* を求めれば、式 (14)₂ より ω_j, h_j が推定できることになる。

5. 数値解析法の精度

2 節で定義した非定常時系列によって線形系のフィルター特性がどの程度の精度で推定できるかを明らかにするために、非定常白色雑音からなる加速度を入力とする線形系の加速度応答を計算機内でシミュレートし、これを用いて系のフィルター特性を逆推定した。まず、0~25 Hz で一様なスペクトル強度を有する白色雑音を発生させ、これに次式で表わされるような確関数 $\psi(\tau)$ を乗じたものを振動系の加速度入力とした。

$$\psi(\tau) = A \frac{\tau}{\tau_p} \exp\left(1 - \frac{\tau}{\tau_p}\right) U(\tau) \dots\dots\dots(15)$$

ここに、 A は加速度振幅、 $U(\tau)$ はステップ関数、 τ_p は $\psi(\tau)$ が最大になる時間で、ここでは10秒とした固有振動数 3 Hz、減衰定数 5% の 1 自由度系を対象とし、上記の入力に対する非定常応答を求め、これらの系の固有振動数と減衰定数を推定した (推定値を各々 f_e と h_e と表わす)。結果が **Figs. 2, 3** に示されている。前者は Yule-Walker 法で、後者は Burg 法によって AR 係数を推定した場合である。非定常時系列

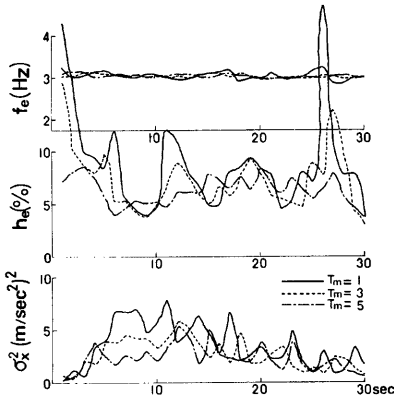


Fig. 2. Filtering characteristics detected by Yule-Walker method (Exact values, f: 3Hz, h: 5%).

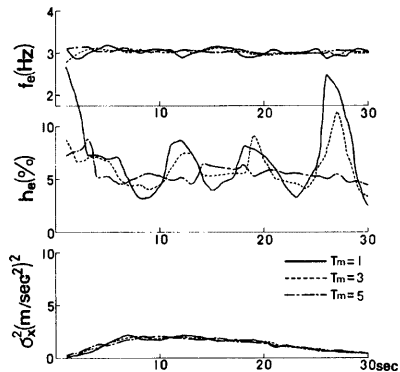


Fig. 3. Filtering characteristics detected by Burg method (Exact values, f: 3Hz, h: 5%).

による推定値はデータウィンドウの周期 T_m によって変化するので、 T_m を 1, 3, 5 秒と変化させた場合の f_c と h_c の時間的変動が各図の上段と中段に示されている。 f_c については T_m を 1 秒程度にしても十分な精度の推定値を与えるが、 h_c についてはかなり大きな T_m を用いなければならないことが明らかである。Burg 法による方が、Yule-Walker 法の場合より推定精度は向上するが、 T_m として 5 秒程度の値を用いてもかならずしも十分には言えない。また、各図の下段は入力分散の推定値を示したものである。その時間的変動は、Yule-Walker 法より Burg 法の方が滑らかであり、ウィンドウ周期 T_m の影響は受けにくい。 T_m を大きくすると、非定常性に起因する変動の詳細な構造は推定不可能になるから、なるべく小さい T_m が望ましいわけであるが、データ解析上、データ数 N 、系の固有振動数 f_0 、サンプリング時間間隔 T_s との積 Nf_0T_s の値を大きく取ることも必要な条件になる²⁰⁾。以上のようなことを考慮した上で、以下の解析では T_m を 3 秒とし、Burg 法によってフィルター特性を抽出する。

6. 地震動記録の解析

地震動を非定常白色雑音を入力加速度とする 1 自由度系の出力変位と考え、2 節で定義した非定常時系列を用いて系のフィルター特性すなわち固有振動数と減衰定数を推定し、これを基にして地震動の非定常性について考察を加える。まず 1968 年の十勝沖地震の本震と余震の際に得られた記録を用い、フィルターの非定常性について検討を加えた。次に、1971 年の San Fernand 地震の際に米国で得られた記録を用い、入力強度の変動に着目した解析を行った。解析に用いた記録は Tables 1, 2 に示す 23 成分である。以下、それらの代表的な例を示しながら考察を加える。

6.1 十勝沖地震記録のフィルター特性

十勝沖地震の本震ならびに最大余震の際に、室蘭、青森、宮古、八戸で得られた加速度記録を用いて、フィルターの時間的変動を計算した。解析に用いた記録は港湾技術研究所で数値化されたデータファイルに対し、強震計の計器特性の補正を加えたものである²¹⁾。

Figs. 4~7 は本震における各地点での固有振動数と減衰定数の変動を示したものであり、Figs. 8~10 は余震におけるものである。各観測地点の本震と余震におけるフィルターの変動特性は以下のように要約される。**室蘭**：本震における固有振動数は 5 Hz 前後で、減衰定数は 20% 強の一定値を保ち時間的に変動しない。余震では、固有周期が 6 Hz から 4 Hz まで減少するが、5 Hz 前後の値を取る時間が長く減衰定数はほぼ 20% 前後の値を取る。**青森**：本震における固有振動数は、初期に 6 Hz ぐらいの値を取りしだいに減少し 1 Hz 前後の値となる。また減衰定数は 20% 前後の値からしだいに増加し、固有振動数が 1 Hz 付近まで低下すると 60~80% の値になる。余震では、本震の場合と同様な固有振動数の変動を示すが、減少の度合は本震に比較してゆっくりしている。**宮古**：本震における固有振動数ならびに減衰定数は各々 6 Hz ならびに 5% 程度の一定値を保つ。余震におけるフィルター特性も本震におけるものにほぼ同じ変動を示す。**八戸**：余震における記録は無いので本震におけるものとの比較はできないが、固有振動数は初期の 30 秒まではかなり変動し、40~50 秒で最小値を取り、その後 3~4 Hz の間で変動を繰り返す。減衰定数も 30~100% の間を周期的に変動し他の観測地点におけるような統一的な傾向は見い出せない。

6.2 地震動のスペクトル密度の時間的変化

以上はフィルター特性についての考察であったが、本解析手法を用いると、出力のパワースペクトル密度 $S(f, t)$ も推定可能である。 $S(f, t)$ は式 (9) で推定された $\{\theta\}$ と、式 (6) で与えられる入力分散 σ_2^2 を用いて、次式のようになる。

$$S(f, t) = 2\sigma_2^2(t) \frac{\left| 1 - \sum_{l=1}^{2n} \beta_l(t) e^{-i2\pi f l} \right|^2}{\left| 1 - \sum_{l=1}^{2n} \alpha_l(t) e^{-i2\pi f l} \right|^2} \quad \dots\dots\dots(15)$$

Table 1. Strong motion accelerograms treated in the analysis (the 1968 Tokachi-Oki Earthquake)

Earthquake	Station	Component	max. acc (gal)
Main shock 09:49 May 16, 1968 M=7.8	Muroran	NS	209
	Miyako	NS	118
	Aomori	NS	213
	Hachinohe	NS	235
After shock 19:39 May 16, 1969 M=7.4	Muroran	NS	95
	Miyaho	NS	91
	Aomori	NS	56

Table 2. Strong motion accelerograms treated in the analysis (the 1971 San Fernand Earthquake)

Station	Component	max. ace (gal)	Geology	Distance from Epicenter (km)
Pacoima Dam	S74W S16 E	1250	Highly jointed diorite gneiss	8
		1240		
Los Angeles 8244 Orion	North West	270	Alluvium	20
		140		
Pasadena JPL	S82W S82 E	170	Sandy-gravel	29
		210		
Castaic	N21 E N69W	390	Sandstone	29
		320		
Los Angeles Griffith Park Observatory	South West	180 160	Granite	33
Pasadena Millikan Library CIT	East West	180 220	Approximately 1000' of Alluvium upon granite	37
Palmdale	S60 E S30 E	110	Alluvium	33
		130		
Pearblossom	North West	100	400' of Alluvium over 14,000' of Sedimentary rock	46
		150		

Figs. 11~13 に青森、宮古ならびに八戸のパワースペクトル密度の時間的な変動を示した。八戸の記録でしばしば問題になる 0.5 Hz 付近の卓越成分は、他の周波数成分に比べてその強度は大きくないが、主要動が始まったと考えられる30秒付近から60秒ぐらいまでは、かなりの強度を有している。また最大値は45秒のあたりに現われる。青森の記録の場合には、0.5 Hz 付近の振幅強度はさらに大きく、その継続時間も長くなっている。これに反し宮古の記録では、5~6 Hz 付近に地震動のエネルギーが集中し、他の周波数成分の振幅は非常に小さいことがわかる。以上、3つの実地震動のスペクトル密度を比較することにより、同一地震であっても記録された地点が異れば、スペクトル特性の時間的変化のパターンはかなり異ったものになることが判明する。

6.3 San Fernando 地震記録のフィルター特性

Fig. 14 に推定された各地点のフィルター特性の時間的変動が示されている。なお、時間の原点は、主要動

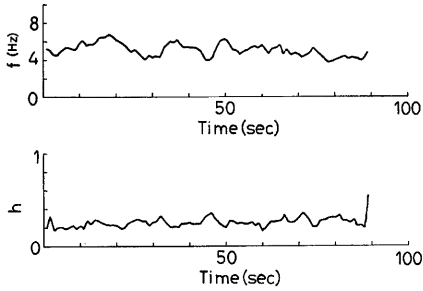


Fig. 4. Filtering characteristics obtained from main shock record (Muroan).

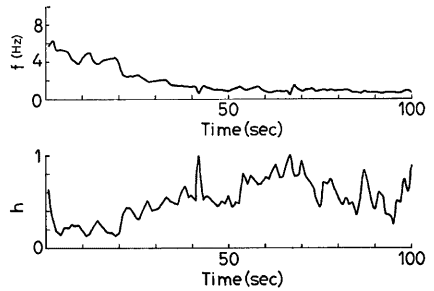


Fig. 5. Filtering characteristics obtained from main shock record (Aomori).

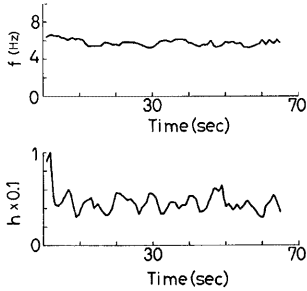


Fig. 6. Filtering characteristics obtained from main shock record (Miyako).

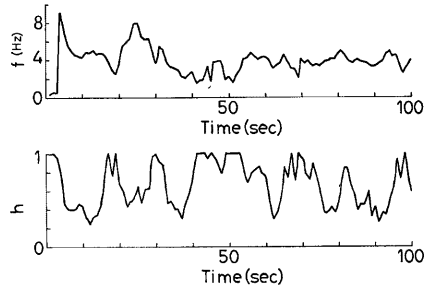


Fig. 7. Filtering characteristics obtained from main shock record (Hachinohe).

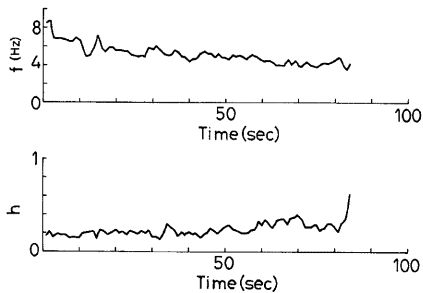


Fig. 8. Filtering characteristics obtained from after shock record (Muroan).

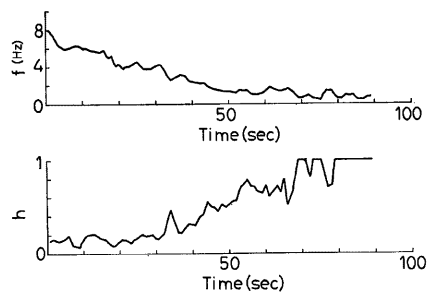


Fig. 9. Filtering characteristics obtained from after shock record (Aomori).

が始まったと考えられる時刻を強震記録²²⁾から読み取ることによって設定した。図には8地点のフィルター特性が示されているが、時間変動のパターンを包括的にとらえると、次のような4通りに分類できる。a) 固有振動数も減衰定数もあまり時間的に変動しない。Pearblossom における記録がこれに相当する。b) 固

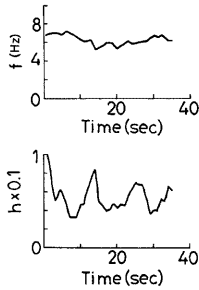


Fig. 10. Filtering characteristics obtained from after-shock record (Miyako).

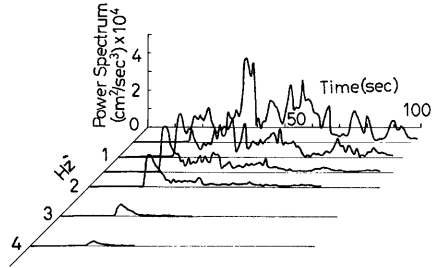


Fig. 11. Nonstationary power spectra (Aomori).

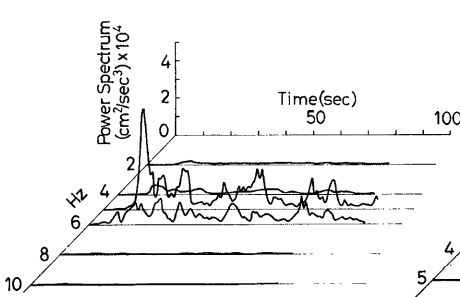


Fig. 12. Nonstationary power spectra (Miyako).

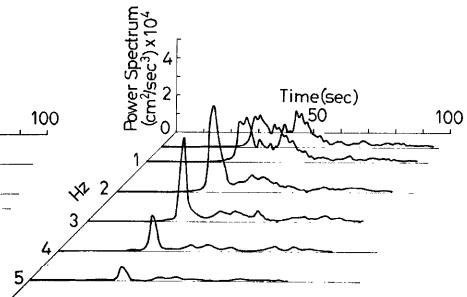


Fig. 13. Nonstationary power spectra (Hachinohe).

有振動数が時間とともに減少し減衰定数が時間とともに増大する。Palmdale, Orion ならびに Millikan Library の記録がこれに相当する。c) 固有振動数が一旦増加し、その後減少する。減衰定数は始め大きく、中頃で最小値を取りその後増大する。Castaic の記録がこれに相当する。d) 固有振動数と減衰定数の時間的変動が c) の場合の逆になるもの。Griffith park や Pacoima dam の記録に見られる傾向。なお、図中には水平 2 成分のフィルター特性が示されているが、その時間的変動はほぼ一致している。これは、フィルター特性が地動の方向性に影響を受けないことを意味しており、地震動を模擬する場合に考慮すべき要素が少なくてすむことになる。

Fig. 15 はフィルターへ入力する非定常白色雑音の分散の時間的変動を示している。図から明らかなように、Pacoima dam と Orion の記録以外は、2.5 秒付近にピークを持つ釣鐘形の分布をしている。これは、入力特性をモデル化する場合に、あまり複雑な入力振幅特性を考えなくても良いことを意味している。なお、分散のピーク値と震央距離ならびに地盤種別などとの間には相関関係があるものと考えられるが、これを明確にするためにはもっと多くのデータについて解析を行わなければならない。

Fig. 16 は以上のようにして求められたフィルター特性を用いることにより、実地震動がどの程度再現できるかを示したものである。用いた原記録は JPL 地点の S82E 成分の加速度である。上図は合成波形であり、下図が記録波形である。この結果は、従来のシミュレーション手法により、さらに実地震動に近い波形を模擬しうることを示している。なお、地震動の模擬は式 (3) に基づいて行ったものであり、非定常白色

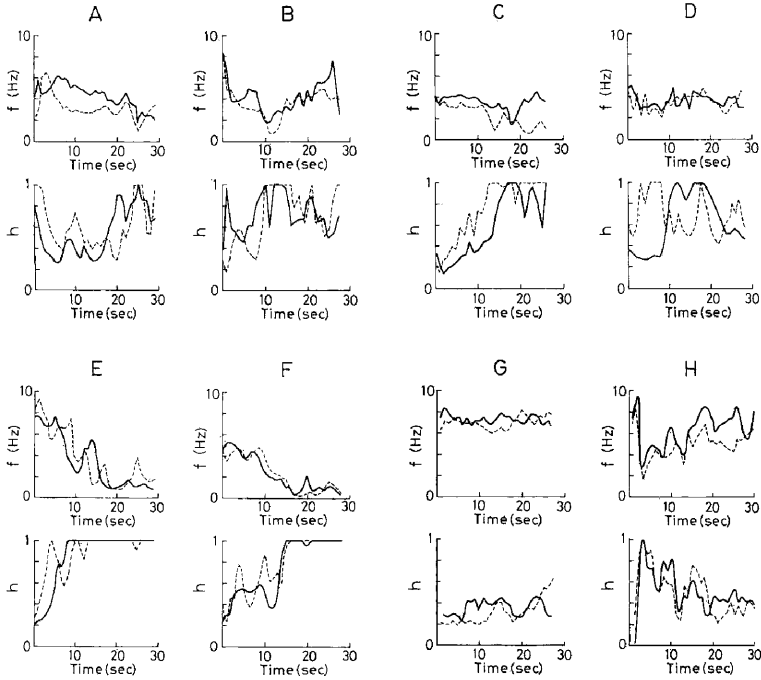


Fig. 14. Filtering characteristics of the strong motion accelerograms of the San Fernando earthquake

- A: Castaic (—: NZIE, ---: N69W)
 B: Griffith park (—: S90W, ---: S00W)
 C: Millikan library (—: N00E, ---: N90E)
 D: Jet propulsion lib. (—: S82E, ---: S08W)
 E: Palmdale (—: S30W, ---: S60E)
 F: Orion (—: N00W, ---: S90W)
 G: Pearblosson (—: N00E, ---: N90W)
 H: Pacoima dam (—: S72W, ---: S16E)

雑音を入力とする1自由度系の応答値から求めたものではないことを付記する。

7. む す び

本研究は、地震動を非定常白色雑音が入力する1自由度系の応答値と仮定し、系のフィルター特性や入力の非定常特性について考察を加えたものである。まず、定常時系列を発展させた形で非定常時系列を定義した。つぎに、非定常白色雑音が入力する線形1自由度系の応答を計算機内でシミュレートし、その結果を用いて、系のフィルター特性を逆推定することにより、非定常時系列の係数の推定精度に検討を加えた。さらに、この推定法に基づいて実地震動の非定常特性の抽出を行った。得られた結果を要約すれば以下のようである。

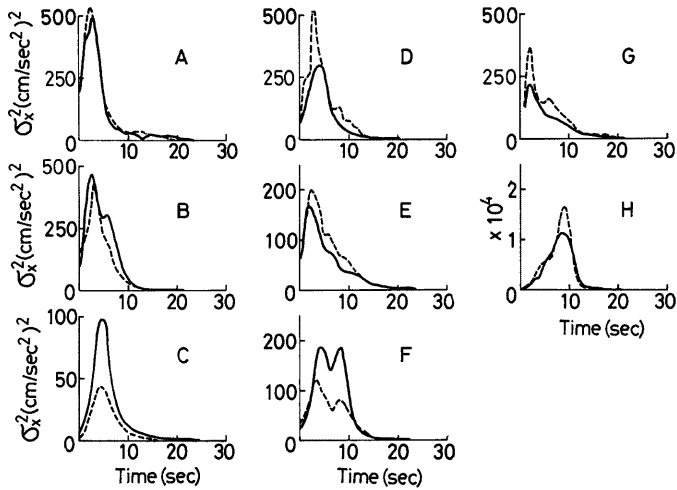


Fig. 15. Variance function of input.

- A: Castaic (—: N21E, ---: N69W)
 B: Griffith park (—: S90W, ---: N90E)
 C: Millikan library (—: N00E, ---: N90E)
 D: Jet propulsion lib. (—: 28 S82E, ---: S08W)
 E: Palmdale (—: S30W, ---: S60W)
 F: Orion (—: N00E, ---: S90W)
 G: Pearblosson (—: N00E, ---: 90W)
 H: Pacoima dam (—: F74W, ---: S16E)

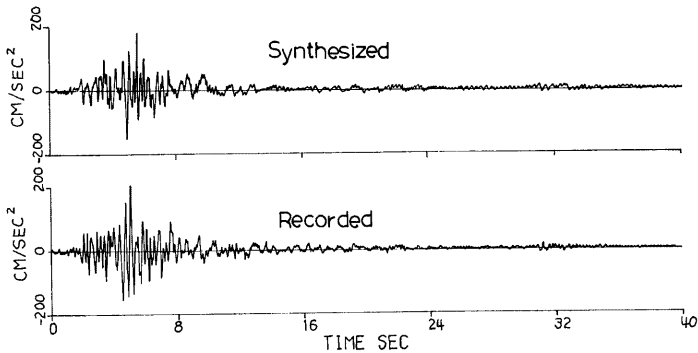


Fig. 16. Comparison of synthesized and recorded accelerograms.

(i) 地震動のスペクトル密度の時間的変動は、同一地震であっても、観測地点が異ればかなり異っており、スペクトル密度の時間的変動の形態を単純なモデルでパターン化するのはかなり困難である。この点に

関しては、今後、観測地点の地盤特性や地震動を構成している波動の形態などを考慮に入れた解析を行う必要がある。

(ii) 本研究で行ったように、地震動の非定常性を1自由度系のフィルター特性の非定常性に読み変えると、フィルター特性の非定常性をいく種類かに分類し、パターン化することは、それほど困難ではないと考えられる。本研究で用いた地震動の場合には、本文中でも述べたように4～5種類にパターン分けできる。

(iii) フィルターに入力する非定常白色雑音の振幅特性も、米国の地震記録を用いた解析では、非常に単純な形状にモデル化可能である。

(iv) 本解析手法によれば少い計算時間で非定常パワースペクトルや地震動のフィルター特性などが推定できる。ちなみに八戸の場合100秒間のデータについて解析を行ったが、FACOM M-190で20秒弱ですべての解析が完了する。

なお、求められたフィルター特性の中には、局所的な地形や地下構造の影響が入っているはずであり、これがフィルター特性を複雑にしている原因と考えられる。したがって、記録された地震動にあらかじめ波動論に基づいた処理をほどこした上で、上述の解析を行えば、もっと単純なフィルター特性が抽出されるものと考えられるが、これは今後の課題である。

参 考 文 献

- 1) Gersh, W.: On the Achievable Accuracy of Structural System Parameter Estimates, *Jour. Sound and Vibration*, 34, pp. 63-79, 1974.
- 2) Burg, J.P.: The Relationship between Maximum Entropy Spectra and Maximum Likelihood Spectra, *Geophysics*, 37, pp. 375-376, 1972.
- 3) Ulrych, T.J.: Maximum Entropy Power Spectrum of Truncated Sinusoids, *J. Geophys. Res.*, 77, No. 8, pp. 1396-1400, 1972.
- 4) Ulrych, T.J. and T.N. Bishop: Maximum Entropy Spectral Analysis and Autoregressive Decomposition, *Rev. Geophysics and Space Physics*, 73, No. 1, pp. 183-200, 1975.
- 5) Frost, O.L.: Power Spectrum Estimation, in *Proc. NATO Adv. Study Inst. Signal Proc.*, pp. 701-736, 1976.
- 6) 後藤尚男, 北浦 勝: 地震動の非定常スペクトル密度とその模式化, *土木学会論文報告集*, No. 236, pp. 47-58, 1975.
- 7) 亀田弘行, 杉戸真太: Prediction of Strong Earthquake Motions by Evolutionary Process Model, 第5回日本地震工学シンポジウム講演集, pp. 41-48, 1978.
- 8) 星谷 勝, 磯山龍二: 多次元非定常確率過程による地震動シミュレーション, *土木学会論文報告集*, No. 269, pp. 41-52, 1978.
- 9) Page, C.H.: Instantaneous Power Spectra, *Jour. Appl. Phys.*, 23, pp. 103-106, 1952.
- 10) Priestley, M.B.: Evolutionary Spectra and Non-Stationary Processes, *Jour. Royal Statistical Society, B* 27, pp. 204-237, 1965.
- 11) Lin, Y.K.: Probabilistic Theory of Structural Dynamics, McGraw-Hill, p. 60, 1967.
- 12) Mark, W.D.: Spectral Analysis of the Convolution and Filtering of Non-Stationary Stochastic Processes, *Jour. Sound Vibration*, 11, pp. 19-63, 1970.
- 13) Trifunac, M.D.: A Method for Synthesizing Realistic Strong Ground Motion, *Bull. Seism. Soc. Amr.*, 61, pp. 1739-1753, 1971.
- 14) 亀田弘行: 強震地震動の非定常パワースペクトルの算出法に関する一考察, *土木学会論文報告率*, No. 235, pp. 55-62, 1975.

- 15) 千葉利晃, 星谷 勝, Z. Hasegür: AR and MA Models of Nonstationary Ground Motions, 土木学会全国大会第33回年次学術講演会概要集 I, pp. 384-385, 1978.
- 16) 土岐憲三, 佐藤忠信, 生木泰秀: 自己回帰・移動平均法による構造物の動的パラメータの推定, 京大大学防災研究所年報, 第21号 B-2, pp. 57-68, 1978.
- 17) Durbin, J.: The Fitting of Time Series Models, Rev. Int. Inst. Statist., 28, pp. 233-244, 1960.
- 18) Gersh, W., G.T. Taoka and R. S-Z. Liu: Structural System Parameter Estimation by Two-Stage Least-Squares Method, Proc. ASCE, EM. 5, pp. 883-899, 1976.
- 19) Box, G.E.P. and G.M. Jenkins: Time Series Analysis, Forecasting and Control, Holden-Day, 1970.
- 20) 土岐憲三, 佐藤忠信: 時系列理論による構造物特性の推定, 第5回日本地震工学シンポジウム講演集, pp. 1009-1016, 1978.
- 21) 後藤尚男, 亀田弘行, 杉戸真夫, 今西直人: デジタルフィルターによる SMAC-B 2 加速度記録の補正について, 土木学会論文報告集, No. 277, pp. 57-69, 1978.
- 22) Earthquake Engineering Research Laboratory, California Institute of Technology: Strong Motion Earthquake Accelerograms, — Digitized and Plotted Data, Part A-Y, Sep., 1975, April, 1971.