

高密度アレー観測記録に基づく 地震動の空間相関モデル

中村博一¹・山崎文雄²

¹学生会員 工修 東京大学大学院 (〒106 港区六本木 7-22-1)

²正会員 工博 東京大学助教授 生産技術研究所

本研究では千葉アレーで観測された12の地震記録を用い、比較的狭い数百メートル四方の地表面(地下-1m)を対象にして地震動の空間的な相関を表すコヒーレンス関数を解析し、そのモデル化を試みた。自由地盤表面におけるコヒーレンス関数のモデル化に当り、まず固定した振動数に対するモデルのパラメータの傾向を調べた。その結果および既往の研究を参考にして、新たなコヒーレンス関数のモデルを提案した。さらに回帰分析により得られたモデルパラメータの値に関しては、各地震記録および各振動方向成分に対するそれらの地震ごとの変動について検討するとともに、本提案モデルから得られる振動数依存の相関面積についても同様に考察した。最後に、台湾・羅東の地震記録を解析し、千葉アレーの記録によるものと比較した。

Key Words: earthquake ground motion, Chiba array, spatial variation, coherence function, correlation scale

1. はじめに

地震波動は、ほぼ均質と考えられる自由地盤においても空間的に変動している。そのため、波形間の位相差が無視できるような近い2地点においても、波形には違いがある¹⁾。この地震動の空間変動により、地盤変位に着目した解析からは表層地盤には相対変位が生ずることが知られ²⁾、また、剛基礎構造物の地震時応答に関する研究からは水平振動が減少し代りに回転やねじれの振動が励起されることが知られている³⁾。

自由地盤における地震動の空間変動を調査するために、地表に複数の加速度計を配置した平面アレー観測が各地で行われている。これらのアレー観測記録に基づいて地震動の空間変動モデルを構築することにより、そのモデルを用いて、多地点において時空間分布特性を有する地震動をシミュレートすることができ、それらを長大構造物やライフライン系構造物の地震時の挙動予測に利用することができる。

振動数領域において地震動の空間変動を表すものとしてコヒーレンス関数があり、各地に設置されたアレーの観測記録に基づき、コヒーレンス関数のモデル化を目的とした数多くの研究⁴⁻¹⁷⁾が行われている。そして、観測記録から得られるコヒーレンス関数によく合うように、様々な関数形のモデルが提案されている。多くの研究では、個々の地震記録に対して、固有のモデルパラメータの値を推定している。しかしながら、実際に平面的な広がりを持つ構造物の応答解析にモデルを

利用する場合のパラメータの値の与え方や、それらの値の信頼性などは明確にされていない場合が多い。

以上を考慮して本研究では、千葉アレー¹⁸⁾で観測された気象庁マグニチュードが4.8~6.7の12の地震記録に基づいて、比較的狭い数百メートル四方の自由地盤地表面(地下-1m)における地震動のコヒーレンス関数を解析し、そのモデル化を試みる。まず予備解析で、固定した振動数に対する距離依存のモデルによりそのパラメータの値の振動数依存性を調べる。そしてその結果および既往の研究を参考にし、振動数および距離依存の新たなコヒーレンス関数モデルを提案する。

提案モデルに基づき、12の各地震記録に対して個別に回帰して得られるパラメータの値の変動、および全地震記録に対して一括に回帰して得られるパラメータの値について比較考察する。また、本提案モデルから導かれる振動数依存の相関面積について検討するとともに、個別回帰により推定したモデルパラメータの値の平均値と一括回帰によるものの値そのものを用いる場合の相関面積の違いを示す。最後に台湾・羅東の地震記録についても本提案モデルを用いて解析し、結果を千葉アレーのものと比較する。

2. 定常均質確率波とコヒーレンス関数

震央方向($j=r$)、震央直交方向($j=t$)、上下方向($j=u$)の振動成分に対して、ある地点(x_i, x_j)における定常均

質確率波 u_j を考慮すると、そのフーリエスペクトル U_j との関係は次式のように表される。

$$U_j(x_r, x_t, f; T_w) = \int_{-T_w/2}^{T_w/2} u_j(x_r, x_t, t) e^{-2\pi i f t} dt \quad (1a)$$

$$u_j(x_r, x_t, t) = \int_{-\infty}^{\infty} U_j(x_r, x_t, f; T_w) e^{2\pi i f t} df \quad (1b)$$

ここで i は虚数単位、 t は時間、 f は振動数、そして T_w は考慮する時間ウィンドーの長さである。また (x_r, x_t) と $(x_r + \xi_r, x_t + \xi_t)$ 地点のフーリエスペクトルにより、振動数空間パワースペクトルは近似的に次式のように得られる。

$$\begin{aligned} P_{jj}(\xi_r, \xi_t, f) \\ = \frac{1}{T_w} U_j^*(x_r, x_t, f; T_w) U_j(x_r + \xi_r, x_t + \xi_t, f; T_w) \end{aligned} \quad (2)$$

ここで右肩の * は複素共役を表す。またコヒーレンス関数は式 (3a) のように定義される¹⁹⁾が、ここでは式 (3b) に示すように平滑化したパワースペクトル \hat{P}_{jj} を用いてコヒーレンス関数を推定する。

$$\gamma_{jj}(\xi_r, \xi_t, f) = \frac{|P_{jj}(\xi_r, \xi_t, f)|}{P_{jj}(0, 0, f)} \quad (3a)$$

$$\approx \frac{|\hat{P}_{jj}(\xi_r, \xi_t, f)|}{\sqrt{\hat{P}_{jj}(0, 0, f; \mathbf{x}) \hat{P}_{jj}(0, 0, f; \mathbf{x} + \boldsymbol{\xi})}} \quad (3b)$$

また上式のコヒーレンス関数は条件式 (4) を満たす。

$$\gamma_{jj}(0, 0, f) = 1.0 \quad (4)$$

以上の関係により震央方向からの平面波を仮定すると、位相差 $\phi_{jj}(\xi_r, f)$ を用いて振動数空間パワースペクトルは次式のように表される。

$$P_{jj}(\xi_r, \xi_t, f) = P_{jj}(0, 0, f) \gamma_{jj}(\xi_r, \xi_t, f) e^{2\pi i \phi_{jj}(\xi_r, f)} \quad (5)$$

また、地点間距離ベクトルの絶対値のみを考慮した、つまり空間における相関構造を等方と仮定した2次元コヒーレンス関数からは、式 (6) で表される振動数依存相関距離が得られ、一方、地点間距離をベクトルと考えた、つまり空間相関構造を非等方と仮定した3次元コヒーレンス関数からは、式 (7) で表される振動数依存相関面積が得られる²⁰⁾。

$$q_{jj}(f) = \int_{\xi} \gamma_{jj}(\xi, f) d\xi \quad (6)$$

$$\theta_{jj}(f) = \iint_{\xi} \gamma_{jj}(\xi_r, \xi_t, f) d\xi_r d\xi_t \quad (7)$$

これらは、確率波の各振動数成分波の相関が相対的に大きい範囲を表すスケールと考えることができ、この空間の次元を持つ相関スケールが大きければ、考慮す

る空間領域において確率波の相関の度合いが高いことを示している。

3. 既往のコヒーレンス関数モデル

アレー観測記録に基づいて、多くのコヒーレンス関数モデルが提案されているが、以下にその中でも代表的な幾つかの研究およびその問題点について述べる。

(1) Harichandran and Vanmarcke⁷⁾ の提案モデル

台湾・羅東の SMART-1 アレーは、中心点から半径 200 m, 1 km, 2 km の同心円上の各々 12 ヶ所 (地表) に加速度計を配置している。SMART-1 アレー観測記録の中で初期に得られた 4 つの地震記録、No. 2 (1980年11月14日, $M_L = 5.9$), No. 5 (1981年1月29日, $M_L = 6.3$), No. 18 (1982年2月28日, $M_L = 5.1$), No. 20 (1982年12月17日, $M_L = 6.4$) を用い、Harichandran and Vanmarcke はコヒーレンス関数のモデル化を行った。コヒーレンス関数は、位相を揃えた各地点間の加速度波形の全時間帯域から求めている。

彼らは、遠地震に対してコヒーレンス関数の空間的な相関構造を等方と考え、同じ形の振動数依存の相関距離 $q(f)$ を持つ 2 つの指数関数の重み付き和として、次式のコヒーレンス関数モデルを提案した。

$$\begin{aligned} \gamma_{jj}(\xi, f) = A \exp \left\{ -\frac{2\xi}{aq(f)} (1 - A + aA) \right\} \\ + (1 - A) \exp \left\{ -\frac{2\xi}{q(f)} (1 - A + aA) \right\} \end{aligned} \quad (8)$$

$$q(f) = k \left\{ 1 + (f/f_0)^b \right\}^{-1/2}$$

このコヒーレンス関数モデルは 5 つのパラメータ (A, a, k, f_0, b) を含み、条件式 (4) を満たす。解析の結果から、4 つの地震記録の中で震央距離が最も大きい遠地震記録 No. 20 ($\Delta = 79$ km) の震央方向振動成分に対して、モデルパラメータの値が推定された。

(2) Hao¹⁰⁾ の提案モデル

Hao は、SMART-1 アレーのマグニチュードの大きい 2 つの地震記録、No. 24 (1983年6月24日, $M_L = 6.9$), No. 45 (1986年11月14日, $M_L = 7.0$) に基づいて、コヒーレンス関数のモデル化を行った。また、アレーの中心と内側の円上における地点の記録を用い、加速度記録 (NS 成分と上下成分) の S 波部分を解析した。そして、コヒーレンス関数が特に高振動数帯域においてノイズ成分を含み、距離がほぼ等しい複数の地点間コヒーレンス関数を平均するとノイズ成分が減少することを示した¹¹⁾。その結果地点間距離の震央方向成分と震央直交方向成分を 0~100 m, 100~200 m, 200~400 m の 3 グループに分

け、各グループの地点間距離を50 m, 150 m, 300 m で代表させ、それらの組み合わせである9グループに対して、各グループ内で平均したものを最終的なコヒーレンス関数と考えた。

解析の結果 Hao は、コヒーレンス関数を地点間距離の指数関数と地点間距離の平方根の指数関数の積として、空間において非等方の相関構造を持つコヒーレンス関数モデルを提案した。

$$\begin{aligned} \gamma_{ij}(\xi_r, \xi_t, f) &= \exp(-b_r \xi_r - b_t \xi_t) \\ &\times \exp\left[-\left\{a_r(f)\sqrt{\xi_r} + a_t(f)\sqrt{\xi_t}\right\}f^2\right] \quad (9) \\ a_k(f) &= c_k/f + d_k f + e_k; \quad k = r, t \end{aligned}$$

このモデルは8つのパラメータ ($b_r, c_r, d_r, e_r, b_t, c_t, d_t, e_t$) を含んでいる。Hao は、SMART-1 アレーの17観測地震のNS成分に対するモデルパラメータの値を、2段階の線形回帰分析により推定した。これはまず振動数がゼロ付近のコヒーレンス関数に対して b_r, b_t を求め、それから a_r, a_t を求める方法である。

モデルパラメータの数が多ければ、それだけ実際に近いモデルが得られるが、そのため逆にモデルパラメータの推定が非常に難しくなり、それらの推定されたパラメータの評価も難しくなる。実際 Hao のモデルのパラメータの値は地震記録ごとにかなり異なっている。

(3) Abrahamson et al.¹⁴⁾ の提案モデル

SMART-1アレーの観測記録に基づいて、数kmオーダーまでのコヒーレンス関数の解析およびモデル化が行われてきたが、より近距離を対象とした、数10 m オーダーでのコヒーレンス関数の解析も行われている。加速度計が密に配置されたLSSTアレー²¹⁾で観測された地震記録に用いて、Abrahamson et al. はコヒーレンス関数のモデル化を行った。そしてHao¹⁰⁾と同様にS波部分に対するコヒーレンス関数を求め、これを地点間距離0~10 m, 10~20 m, 20~30 m, 30~50 m, 50~70 m, 70~100 mの6グループに分け、各グループ内で平均したものを最終的なコヒーレンス関数とした。

彼らは、0~50 Hzの振動数帯域と5~85 mの地点間距離の範囲に対して、また \tanh^{-1} 変換によりコヒーレンス関数の変動が正規分布で近似できる²²⁾ことに着目して、次式のコヒーレンス関数モデルを提案した。

$$\tanh^{-1}|\gamma_{ij}(\xi, f)| = (a_1 + a_2 \xi) \left[\exp\left\{(b_1 + b_2 \xi)f\right\} + \frac{f^c}{3} \right] + k \quad (10)$$

このモデルは、5つのパラメータ (a_1, a_2, b_1, b_2, c) の他に、ノイズレベル (50 Hz 以上でのコヒーレンス関数の値のメディアン) を表すパラメータ k を含む。これらの

パラメータは、コヒーレンス関数が地盤条件にのみ依存するという仮定により、15の地震記録の水平2成分から求めた全てのコヒーレンス関数に対して一括して推定された。なお、このモデルは地点間距離が5 m 以上に対するものであり、地点間距離がゼロの場合でも1.0にならないことに注意を要する。

Hao や Abrahamson et al. はコヒーレンス関数を地点間距離によって分け、それぞれのグループ内で複数の地点間コヒーレンス関数を平均しているの、各グループのコヒーレンス関数は、ノイズ成分が取り除かれ、平均する以前の値よりも小さめに推定されている。

(4) 地震依存性と地盤依存性

地震動は、震源特性や波線経路、そして局所的な表層地盤の影響を受けている。そのため地震記録から得られるコヒーレンス関数も、地震および地盤条件に影響されるものと考えられる。Abrahamson et al.¹⁴⁾ は、各地震記録を各々1つのサンプルと考え、複数の地震記録に対するコヒーレンス関数を一括して解析し、モデル化した。しかし、地震観測サイトごとに一括回帰により推定されたモデルパラメータからは、地盤条件に対する依存性は考慮できても個々の地震に対する依存性は考慮できない。現状では各サイトにおけるアレー観測記録の数がまだ少ないこともあり、コヒーレンス関数が地震ごとにどのように変わるのかということとはわかっていないが、地盤条件の異なる複数のサイトで観測されたアレー地震記録を用いてコヒーレンス関数の地盤条件による影響が調査されており^{23), 24)}、将来充分な数の地震動アレー観測記録が各観測サイトで得られれば、地震の影響も考慮できるようになると思われる。

コヒーレンス関数モデルの形状を支配する相関距離や相関面積に関係するパラメータの値は、地震あるいは地盤ごとに大きく変動する。またモデルパラメータの値は、ランダムに変動するのではなく地震および地盤に影響されて変化すると考えられる。そこで、コヒーレンス関数の地震および地盤の依存性を考慮するための前段階として、モデルパラメータ固有の変動傾向をみることも必要である。実際モデルパラメータの値は地震ごとに変動するが、この変動を検討しているものはあまりない。

4. コヒーレンス関数の解析方法

千葉アレーの設置地域の表層地盤構造は、ほぼ成層である。ここでは千葉アレー地震動データベース¹⁸⁾とそれ以後にデータベース化を行った地震記録の中で、地下-1 mの15地点で加速度記録が得られている11の地震

表-1 12地震記録の基本情報 (Δ : epicentral distance; h : focal depth; ϵ : maximum pipe strain)

Event	Date	Δ (km)	h (km)	Azimuth (deg)	JMA Magnitude	ϵ ($\times E-6$)	Max. Acceleration at C001 (gal)		
							EW	NS	UD
8510	85. 6. 8	16	64	126.1	4.8	5.5	27.4	29.6	12.6
8519	85.10. 4	28	78	9.0	6.1	18.2	59.2	82.2	23.5
8525	85.11. 6	32	63	158.2	5.0	14.7	75.5	71.6	28.3
8601	86. 2.12	125	44	44.5	6.1	4.3	15.4	14.3	5.2
8602	86. 6.24	105	73	147.7	6.5	15.3	54.0	40.7	21.5
8722	87.12.17	45	58	128.1	6.7	55.6	213.6	327.1	124.8
8816	88. 3.18	42	96	276.3	6.0	18.3	48.4	59.8	15.2
8823	88. 8.12	62	69	200.8	5.3	11.6	46.4	35.2	12.0
9013	90. 8.23	40	50	139.8	5.4	30.5	87.0	79.5	23.9
9014	90. 8.23	40	50	137.5	5.2	13.4	25.5	38.6	16.8
9113	91.11.19	8	81	251.1	4.9	16.2	22.1	25.2	45.8
9202	92. 2. 2	52	93	213.2	5.9	29.7	57.1	86.3	30.8

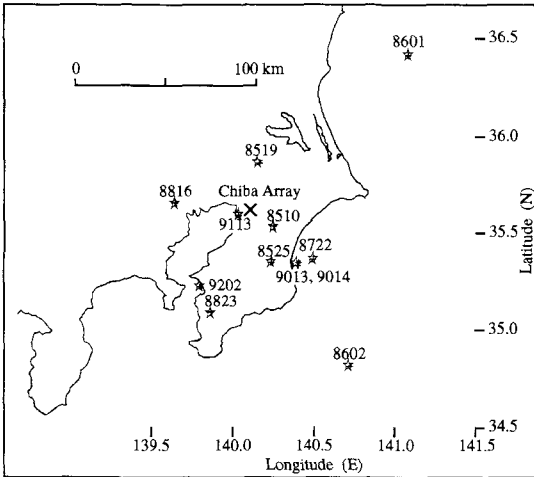


図-1 本研究で用いる地震記録の震央位置

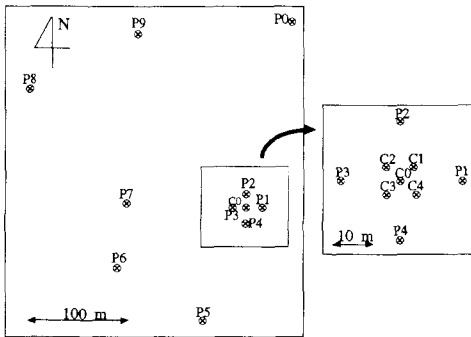


図-2 千葉実験所におけるボーリング孔内に設置された地震計の平面配置

(8510, 8519, 8525, 8601, 8602, 8816, 8823, 9013, 9014, 9113, 9202)と、11地点ではあるがデータベースの中で最大の地動を記録した地震(8722)を用いる(表-1)。図-1に12の地震の震央位置を示し、図-2に千葉アレーにおける地震計の平面配置を示す。

本来、地震記録は複数の位相波から構成される非定常不均質波であるが、本研究では、短い時間ウィンドーと狭い空間を想定して、地震動を定常均質な確率波と

表-2 P波およびS波の時間ウィンドー(単位:秒)

Event	P-window	S-window
8510	0.5~8.0	8.0~18.0
8519	2.0~9.5	11.0~21.0
8525	0.5~8.0	8.0~18.0
8601	0.5~8.0	9.0~19.0
8602	2.0~9.5	17.0~27.0
8722	0.5~8.0	8.0~18.0
8816	2.0~9.5	13.0~23.0
8823	2.0~9.5	11.0~21.0
9013	0.0~7.5	7.5~17.5
9014	0.0~7.5	7.5~17.5
9113	—	9.0~19.0
9202	0.5~8.0	12.0~22.0

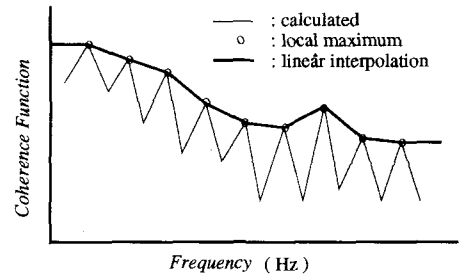


図-3 振動数領域における2地点間のコヒーレンス関数

仮定する。加速度記録の時間ウィンドーとしてP波部分とS波部分を考慮した場合、水平成分の振幅およびコヒーレンス関数は、ともにP波部分よりS波部分で大きくなり、一方上下成分に関しては逆にP波部分で大きくなること知られている¹⁰⁾。そこで、短い時間ウィンドーとして、上下成分ではP波部分を、水平成分ではS波部分を用いる。表-2に解析に用いたP波部分とS波部分の時間帯域(各々7.5秒間と10秒間)を示す。ただし千葉アレー直下型の地震記録9113の初動部分では、コヒーレンス関数が他の記録のものと比較してかなり異なるので、P波部分は考慮しない。また、水平成分の加速度記録は東西と南北方向に対して記録されているが、本解析では震央と震央直交方向に変換したものを用いる。

本研究では、有限の加速度記録から2地点間のコヒーレンス関数を得るために、バンド幅が0.4 HzのParzen

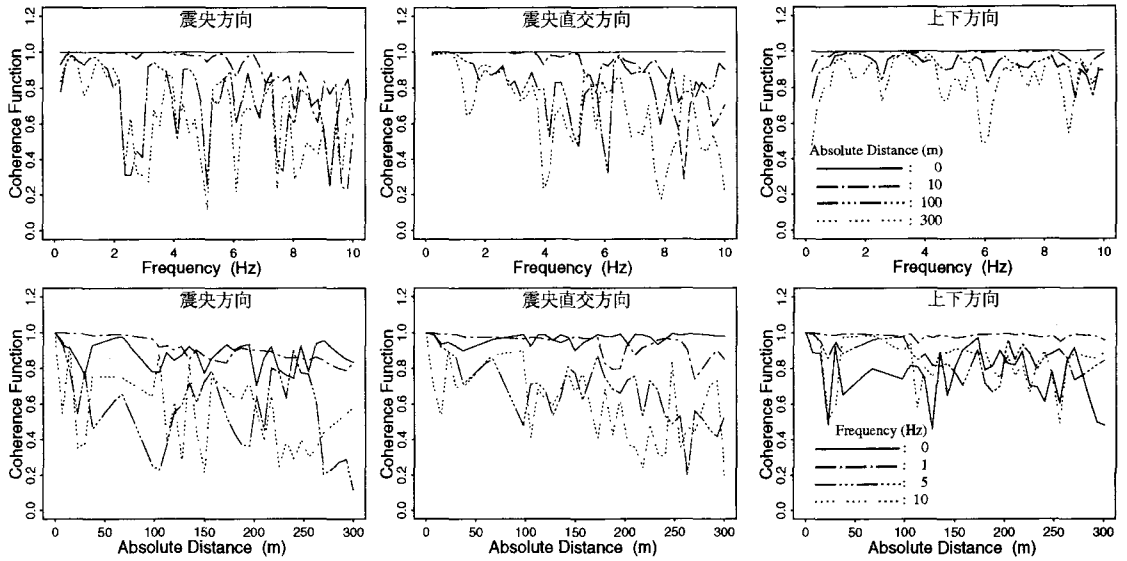


図-4 地震記録 9202 に対するコヒーレンス関数 (上段：振動数，下段：地点間距離)

ウィンドー¹⁹⁾を用いてパワースペクトルの平滑化を行う。ここで加速度記録のサンプリング間隔は0.005秒であり、本来のデータ数に後続のゼロを追加しFFTのデータ数を2048としているので、時間ずれ領域における打ち切り幅が折曲げ点を越えない最小のバンド幅は約0.36 Hzである²⁰⁾。なお平滑化により求めたコヒーレンス関数の値は波形間に時間ずれがあると低下するとの指摘²⁰⁾があり、実際既往の研究⁷⁾では加速度波形の時間ずれを補正して位相を揃えているものもある。しかしながら、千葉アレーでは最大地点間距離で約300 mであり、相互相関関数から求められる時間ずれは、地点間距離の震央方向成分に対してはほぼ線形に変化し最大値でも0.1秒以下になることから、ここでは時間ずれの影響は小さいと考え波形間の位相を揃えていない。

各2地点間のコヒーレンス関数は図-3の細線のように得られ、特定した振動数での値を地点間距離に関して並べ変えて線形補間すると、地点間距離に関するコヒーレンス関数が得られる。例として、最近の比較的大きかった地震記録9202(表-1)から求めたコヒーレンス関数を、振動数と地点間距離とに対して図-4に示す。ただしコヒーレンス関数は、振動数に関しては等間隔で得られるのに対し、地点間距離に関しては等間隔ではない。図-4の3成分のコヒーレンス関数を比較すると、上下成分のものが水平成分のものに比べて大きく、水平2成分では、振動数の増加に対しても地点間距離の増加に対してもほぼ同様に減少している。また地点間距離に関するコヒーレンス関数(5, 10 Hz)をみると、地点間距離が50 mまでの間で急激に減少している。これは波形間の位相差がほとんど無視できる

ような近い2地点間でも、波形自体がかなり異なっていることを意味する。

5. コヒーレンス関数モデル

スペクトルの平滑化により得られたコヒーレンス関数をどのように解釈するかは研究により異なる。図-3の細線および図-4に示すように、スペクトルの平滑化により推定された2地点間のコヒーレンス関数は、スペクトル間の位相差が急変する振動数付近で局所的に減少し、特に地盤の卓越振動数付近では急激な落ち込みを示す²¹⁾。これらの極小値の影響を取り除くために本研究ではKataoka et al.¹²⁾と同様に、この谷になる部分を埋めて極大値の傾向を表す実際のコヒーレンス関数を包括する曲面のモデルを考える。ここで、コヒーレンス関数の局所的な変動に対するパワースペクトルの平滑化バンド幅の広狭の影響についてみると、バンド幅の増加によりコヒーレンス関数の局所的な変動は緩やかになり、その極大値および極小値の数は減って行く。また平滑化バンド幅を大きくとることにより、極大値は小さく極小値は大きくなるため、ここで取り除こうと考えている極小値の影響を含むことになる。

以上のように、ここでは極大値を最終的なコヒーレンス関数と考えることによりコヒーレンス関数モデルを既往の研究のものよりも大きめに推定することになる。しかしながら、比較的狭い平滑化バンド幅(0.4 Hz)により抽出した極大値を用いる方法は、振動数軸上で、より多くの極大値によりコヒーレンス関数を推定

でき、しかも上述の急激な落ち込みの影響をほぼ取り除くことができるという意味において、工学的に妥当な推定値を与えるものと考えられる。

ここで極大値から得られる包括曲面は、振動数と空間2次元の3次元関数であり、図-3に示すように、地点間のコヒーレンス関数の極大値(丸印)を取り出し線形補間し、前述のように、特定の振動数でのコヒーレンス関数(太線)を地表面の2次元空間で線形補間することにより得られる。ただし、コヒーレンス関数は2次元空間では等間隔では得られない。

図-4に示したコヒーレンス関数の減少傾向をみると、振動数に関しては $f=0\text{Hz}$ の値からの単調に減少しているようであるが、地点間距離に関しては50m位を境にそれ以上とそれ以下の2つに分けて考えたほうがより適切と思われる。そこで本研究では、地点間距離に関するコヒーレンス関数の包括曲線を、近距離と遠距離に対応する2つの単調減少関数を用いて表すことにした。

(1) 予備解析

3次元コヒーレンス関数をモデル化するための予備解析として、固定した振動数に対する、等方と非等方の空間相関構造を持つガウス型コヒーレンス関数モデル[後出の式(11),(12)]を用い、パラメータの値の振動数依存性を検討する。前述のように、地点間距離に関してコヒーレンス関数の傾きは約50mを境に異なっている。50m以上のコヒーレンス関数の減少がわかれば、50m以下ではコヒーレンス関数を条件式(4)を満たすように補間できると考え、本節では地点間距離が50m以上のコヒーレンス関数のみを用いて解析する。したがってこの場合は、コヒーレンス関数は地点間距離がゼロでも1にならない。

固定した各振動数に対して、まず、等方空間相関構造を持つガウス型モデルを

$$\gamma_{ij}(\xi; f_0) = \exp\{-a_0 - a_1 \xi^2\} \quad (11)$$

で表す。ここで、 a_0 は地点間距離がゼロにおけるコヒーレンス関数の値であり、また a_1 は式(6)により相関距離の逆数 $1/q_{ij}$ に比例する量で、 ξ に関して $-\infty \sim +\infty$ の区間で積分をすれば $a_1 = \sqrt{\pi} e^{-a_0} / q_{ij}$ が得られる。

既往の研究において、コヒーレンス関数の空間的な等方性を仮定したものとしては、例えばHarada⁹⁾, Loh⁹⁾, Harichandran and Vanmarcke⁷⁾, Loh and Yeh⁸⁾, Kataoka et al.¹²⁾, Abrahamson et al.¹⁴⁾, 高橋ら¹⁶⁾などがある。

次に、非等方空間相関構造を持つガウス型モデルを

$$\gamma_{ij}(\xi_r, \xi_t; f_0) = \exp\left\{-\frac{(b_2^2 \xi_r^2 + \xi_t^2)}{b_1^2}\right\} \quad (12)$$

で表す。ここで、 ξ_r と ξ_t の両座標に関して $-\infty \sim +\infty$ の

区間で上式を積分すれば、式(7)により $b_1 = \sqrt{b_2 \theta_{ij} / \pi}$ となり、 b_1 は相関面積の平方根に比例することがわかる。また b_2 は空間相関構造の異方性を表す量である。

既往の研究においてコヒーレンス関数の空間的な異方性を考慮したものとして、例えばSawada and Kameda⁹⁾, Hao¹⁰⁾, Hao et al.¹¹⁾, Loh and Lin¹³⁾, Lu et al.¹⁵⁾, Yamazaki and Turker¹⁷⁾などがある。

以上示した式(11),(12)のモデルパラメータを、表-2に示す時間帯域から求めたコヒーレンス関数の線形補間値(図-3の太線)に対して振動数ごとに推定する。

図-5(a)は式(11)の等方コヒーレンス関数モデルのパラメータ(a_0, a_1)を表している。この図から、地点間距離がゼロの時のコヒーレンス関数の値を表す a_0 は、3成分に関してともに、振動数の増加とともに大きくなる傾向を示している。また上下成分の a_0 は水平成分のものに比べて小さい。これは近距離において上下成分のコヒーレンス関数が、水平成分のものよりも振動数に依存せず、かつ大きいことを意味する。また a_1 は、地点間距離が50m以上に対するコヒーレンス関数の減少率を表し、上下成分に比べて水平成分はかなりばらついているが、いずれの成分に対しても a_1 は振動数の増加とともに増加する傾向を示している。

図-5(b)は式(12)の非等方コヒーレンス関数モデルのパラメータ(b_1, b_2)を表している。 b_1 は対数目盛を用いて示しており、振動数の増加につれて減少するというほぼ同様の傾向を直交3成分がともに示している。特に低振動数領域においては、水平成分に比べ上下成分のばらつきが大きい。異方性を表す b_2 は、かなりばらついているがその傾向はほぼ一定であり、1に近い値を持つ。 b_2 の平均値は、震央方向0.95、震央直交方向1.08、上下方向1.06である。これらの値は、場合によっては地震波の空間の相関構造を等方と仮定することも可能であることを示す。地震記録8722の b_2 が極端に大きくばらついているが、これはコヒーレンス関数の極大値がうまくひろえていないためであり、この記録に関しては、地点間距離が約150m以上の記録がないことも影響している。

以上の検討結果から、コヒーレンス関数の近距離での減少は振動数が高くなるにつれて大きくなること、相関面積は振動数が高くなるにつれて小さくなること、さらに空間的な異方性を表すパラメータはほぼ一定となることがわかった。次節では本節の地点間距離の場合と同様に、振動数に関しても連続関数としてコヒーレンス関数をモデル化する。

(2) 振動数空間コヒーレンス関数モデル

本研究では、予備解析の結果や既往の研究を参考にし、非等方の空間相関構造を持つ2つのガウス型指数

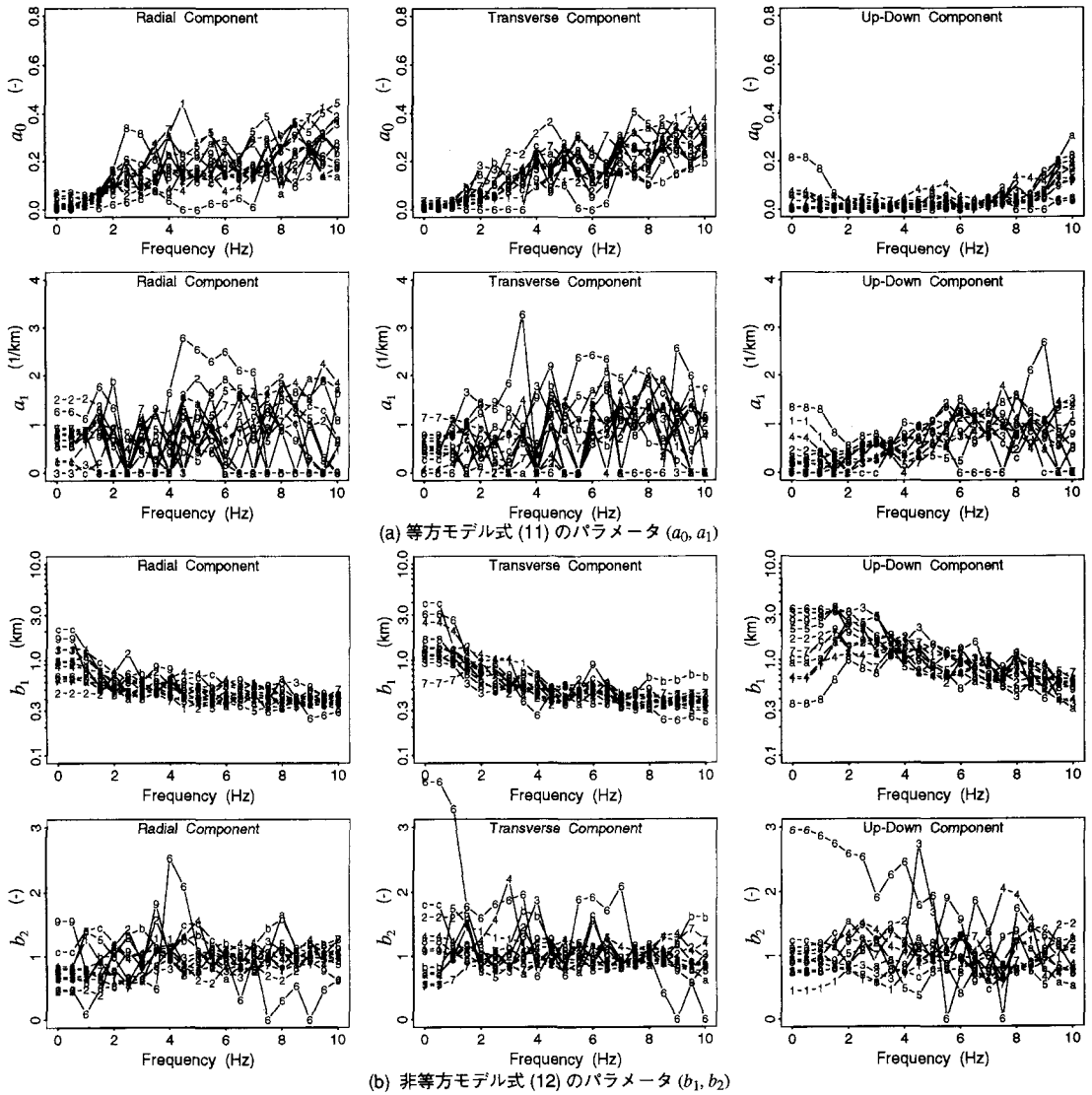


図-5 複数の地震記録に対する距離依存のコヒーレンス関数モデルのパラメータの値 (1: 8510, 2: 8519, 3: 8525, 4: 8601, 5: 8602, 6: 8722, 7: 8816, 8: 8823, 9: 9013, a: 9014, b: 9113, c: 9202)

関数の振動数依存の重み付き和として表される, 次式のコヒーレンス関数モデルを提案する.

$$\gamma_{ij}(\xi_r, \xi_t, f) = e^{-c_0 f} \exp\left(-\frac{f^2 + c_3^2}{c_1^2} \xi^2\right) + \left(1 - e^{-c_0 f}\right) \exp\left(-\frac{f^2}{c_2^2} \xi^2\right) \quad (13)$$

$$\xi^2 = c_4^2 \xi_r^2 + \xi_t^2$$

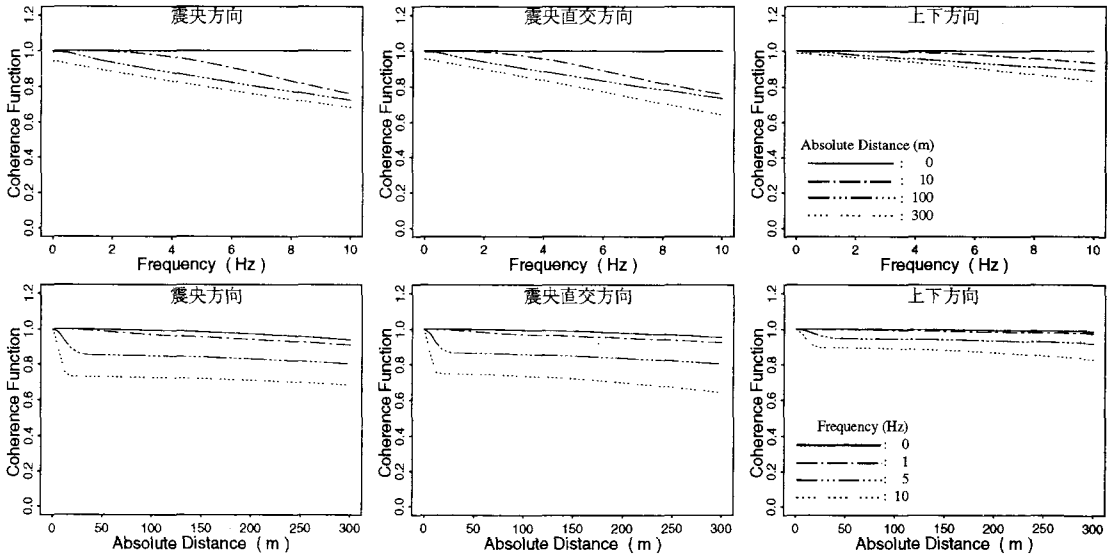
上式のモデルは5つのパラメータ ($c_0 \sim c_4$) を含み, 条件式 (4) を満たす. $c_0 f$ は式 (11) の a_0 に対応し, コヒーレンス関数の近距離での減少を表し, c_0 はその係数である. c_4 は式 (12) の b_2 に対応し, コヒーレンス関数の空

間的な異方性を表す. ただし前節の結果より, c_4 は振動数に依存しないものと仮定した. また, 本提案モデルは, 相関面積の異なる2つのガウス型指数関数の重み付き和となっており, 式 (11) の a_1 と (12) の b_1 を考慮し, 各指数関数の相関面積として, 地点間距離が約 50 m 以上に寄与する $c_1^2 / (f^2 + c_3^2)$ と 50 m 以下に寄与する c_2^2 / f^2 を考えた. なお, 前述の式 (8) のモデルも指数関数の重み付き和である.

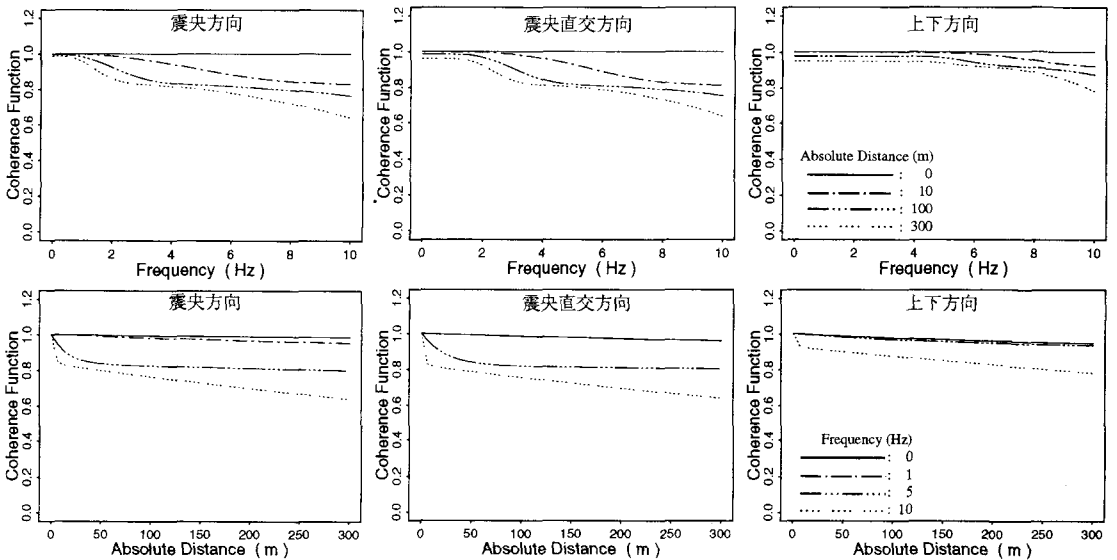
このモデルのパラメータはコヒーレンス関数の極大値 (図-3 の丸印) を用いて推定され, 得られるコヒーレンス関数モデルは, 実際のコヒーレンス関数を包括するような曲面になる. また, パラメータの推定のための

表-3 個々の地震記録に対するコヒーレンス関数モデルの回帰結果と全地震記録に対する回帰結果

記録	振動方向		(a) 本提案モデルのパラメータ					(b) Harichandran and Vanmarcke のパラメータ				
			c_0 (sec)	c_1 (km/s)	c_2 (km/s)	c_3 (Hz)	c_4 (-)	A (-)	a (-)	k (km)	f_0 (Hz)	b (-)
12 地震平均	震央	平均値	0.0302	74.5	0.0824	58.4	1.01	0.179	0.00250	2780	1.42	5.40
		標準偏差	0.0067	67.5	0.0136	41.9	0.16	0.036	0.00123	4830	0.90	1.38
	震央直交	平均値	0.0310	41.2	0.0952	33.6	1.14	0.196	0.00230	1270	1.64	6.25
		標準偏差	0.0049	32.1	0.0226	23.4	0.22	0.032	0.00123	1580	0.94	2.15
11 地震平均	上下	平均値	0.0069	8.9	0.1069	4.8	0.95	0.0813	0.00284	423	5.64	27.5
		標準偏差	0.0059	8.5	0.0297	11.7	0.19	0.0485	0.00125	529	2.38	37.5
12 地震全体	震央		0.0301	40.6	0.0799	44.2	0.95	0.175	0.00290	338	1.18	4.64
	震央直交		0.0302	32.0	0.0879	30.9	1.14	0.187	0.00274	378	1.67	5.69
11 地震全体	上下		0.0070	8.1	0.0986	5.2	0.87	0.0825	0.00244	168	7.11	25.0



(a) 本提案モデル



(b) Harichandran and Vanmarcke モデル

図-6 地震記録 9202 に対するコヒーレンス関数モデル (上段: 振動数, 下段: 地点間距離)

非線形回帰分析には Gauss-Newton 法²⁸⁾を用いており、その解は初期値に依存するが、解の安定性を確認するために収束時の残差のノルム勾配がある程度小さくなるまで初期値を変えて計算を繰り返している。したがって各地震記録に対するコヒーレンス関数モデルのパラメータの値は、かなり安定した値となっている。

本研究では既往のコヒーレンス関数モデルとの比較という意味で、Harichandran and Vanmarcke⁷⁾の提案モデル(以下 H&V モデルと略す)に対してもモデルパラメータの値を推定する。またここでは千葉アレー観測記録に基づき地点間距離は約 300 m、振動数は 10 Hz までを考慮してパラメータを推定していることから、千葉サイトと類似の地震観測サイトであればここでの推定値は参考にできる値であると考えられる。本提案モデルと H&V モデルに対して、表-3 (a), (b) に個々の地震記録のコヒーレンス関数を個別に回帰したパラメータの平均値および標準偏差と、全地震記録のものを一括回帰したパラメータの値を示す。ここで両モデルとも、振動数と地点間距離に関する残差の分布はほぼ同様であり、残差の 2 乗和についても各成分ごとに一長一短があるが、ほぼ類似した値になる。本提案モデルと H&V モデルの一括回帰により求めたパラメータの値は、ともに個別回帰により求めたものの平均値にほぼ等しく、標準偏差の範囲内にある。表-3 より本提案モデルのパラメータについて前述の予備解析の結果と比較する。式 (11) の a_0 に対応する $c_0 f$ は、 $f = 10$ Hz の時、水平成分では約 0.3、上下成分では約 0.1 である(図-5 (a) 参照)。また、式 (12) の b_2 に対応する c_4 は震央、震央直交、上下の各成分に対して、各々約 1.01, 1.14, 0.95 である(図-5 (b) 参照)。したがって前述の予備解析の結果と比較するとよく一致している。ここで図-4 の地震記録 9202 に対するコヒーレンス関数の本提案モデルと H&V モデルを各々図-6 の (a) と (b) に示す。両モデルともに、図-4 のコヒーレンス関数を包括するような傾向を示している。

次に本提案モデルの地震記録ごとの各パラメータの変動係数を図-7 に示す。この図より水平成分に関しては c_1 と c_3 の変動係数が、上下成分に関しては c_3 のみの変動係数が他のパラメータのものに比べて大きく、個々の地震記録に影響されやすいということがわかる。ただし水平成分に関しては、距離の次元を持つパラメータの比 c_1/c_3 に対する変動係数は小さくなっているので、モデル式を多少整理すると、地震記録ごとに変動の大きいパラメータを c_3 のみにすることが可能である。H&V モデルのパラメータに関しては表-3 (b) からわかるように、距離の次元を持つ k が最も変動し、震央方向成分のものは変動係数で約 1.7 である。また上下成分に関しては b も変動が大きい(変動係数は約 1.3)。

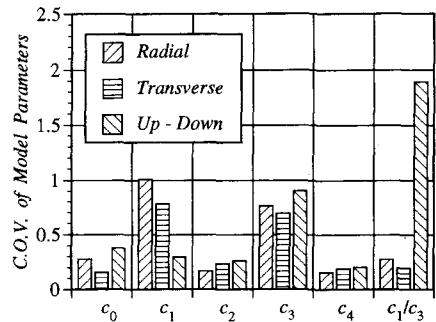


図-7 個々の地震記録から推定した、本提案モデルの各パラメータの変動係数

変動の大きいパラメータが振動数や距離の次元を持つということは、コヒーレンス関数の変動がその次元を持つ変数に依存するからであり、地震動の空間的な相関が振動数および地点間距離によって変わることに対応する。H&V モデルについては式 (8) からわかるように、本提案モデルに関しては次節で示すように、これらの変動の大きいパラメータは、地震動の空間相関の度合を表すスケール(相関距離や相関面積)に含まれるものである。

将来充分な数の地震記録が利用できるようになれば、モデルパラメータの変動を、地震や表層地盤の特性と結び付けることも可能になると思われる。その基礎的考察として本節では、本提案モデルおよび H&V モデルの地震に依存すると考えられる変動の大きいパラメータが 1 つだけであり、それらは振動数あるいは距離の次元を持つことを示した。

(3) 空間相関スケール

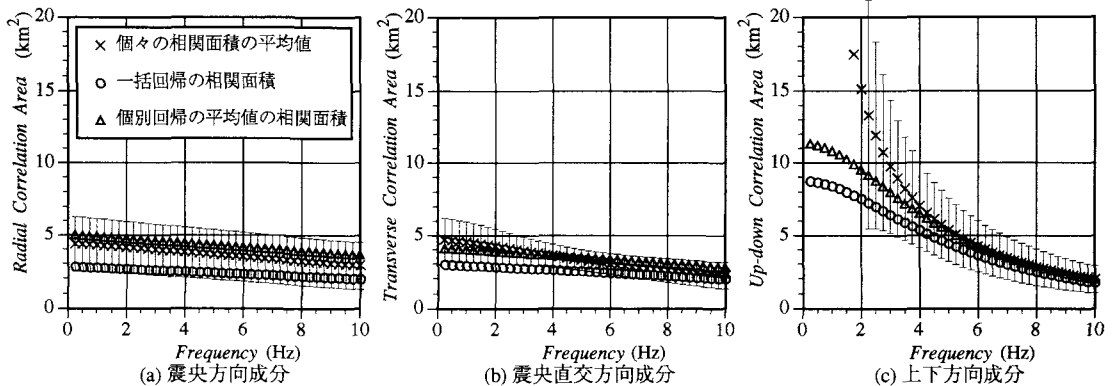
式 (7) の相関面積を、式 (13) の本モデルから、次式のように導くことができる。

$$\theta_{ij}(f) = 4 \int_0^{\infty} \int_0^{\infty} \gamma_{ij}(\xi_r, \xi_t, f) d\xi_r d\xi_t = \frac{\pi}{c_4} \left\{ e^{-c_0 f} \frac{c_1^2}{f^2 + c_3^2} + \left(1 - e^{-c_0 f} \right) \frac{c_2^2}{f^2} \right\} \quad (14)$$

表-3 (a) の本提案モデルのパラメータは、地点間距離が約 300 m までの千葉アレーの観測記録に基づいて推定されたものであるが、ここではこの推定したパラメータの値が 300 m 以上でも成立すると仮定している。また上式の第 2 項は、表-3 (a) の c_2 の値が非常に小さいことより、 $f = 0$ Hz 付近以外で近似的にゼロと考えることができ、最終的に以下の近似式が得られる。

$$\theta_{ij}(f) \approx \frac{\pi}{c_4} \frac{(c_1/c_3)^2}{1 + (f/c_3)^2} e^{-c_0 f} \quad (15)$$

上式の相関面積は、個々の地震記録に最も影響される



図一 8 個別回帰による相関面積の平均値・標準偏差，一括回帰の相関面積，そして個別回帰の平均値による相関面積

パラメータ c_3 を含んでおり，特に上下成分のものに対しては地震ごとにかなりの変動が予想される．図一 8 に，複数の記録を個別に回帰して求めたモデルパラメータによる相関面積の平均値および ± 1 標準偏差の範囲を示す．また，全地震記録を一括回帰して求めたパラメータを用いたものと，個別回帰により求めたパラメータの平均値を用いたものも，重ねて図一 8 に示す．ここで当然ともいえようが，個別回帰によるものに関しては，個々の相関面積の平均値とパラメータの平均値を用いた相関面積はほぼ等しいことがわかる．ただし上下成分の低振動数領域ではずれている．また予備解析の結果と比較すると，個々の地震記録に対する相関面積の平均値は，図一 5 (b) の $h_1 (= \sqrt{b_2 \theta_{ij} / \pi})$ と同様に 3 成分とも振動数の増加により減少している．

図一 8 より，水平 2 成分の相関面積の平均値はほぼ等しく，上下方向のものは平均的にもその減少率も大きい．一方，相関面積の標準偏差は，震央直交方向より震央方向のものの方が多少大きく，上下成分のものが最も大きい．また，一括回帰によるパラメータの値を用いた相関面積は，個別回帰によるものの標準偏差の範囲にはほぼ収まっているが，3 成分ともに個別回帰の平均値よりも小さくなっており，地震動の空間的な相関を低く評価している．

本研究では，コヒーレンス関数が地震記録にも依存することを考慮して，モデルパラメータの値を，複数の地震記録に対する一括回帰を用いた場合と個々の地震記録に対する個別回帰を用いた場合の 2 つの方法により推定した．その結果，パラメータの値に関しては両回帰結果ともほぼ等しいが，相関面積に関しては一括回帰による値は個別回帰のもの平均値より低めの値を示すことがわかった．この統計解析手法の違いによる相関面積の差異は，データ数が少ないことが一番の原因と考えられ，地震記録の数が増えれば小さくなるものと思われる．

6. 台湾・羅東サイトでのコヒーレンス関数

既往の研究との比較のため，台湾・羅東サイトで観測された 2 つの地震記録 A (1986 年 5 月 20 日, $\Delta = 64$ km, $M_L = 6.5$; SMART-1: No. 40, LSST: No. 7) と B (1986 年 11 月 14 日, $\Delta = 43$ km, $M_L = 7.0$; SMART-1: No. 45, LSST: No. 16) から得られたコヒーレンス関数に本提案モデルを適用する．ただし，震央直交方向成分 (S 波部分の 10 秒間, SMART-1: $\Delta t = 0.01$ 秒, LSST: $\Delta t = 0.005$ 秒) のみを用い，SMART-1 アレーに関しては，Hao¹⁰ と同様に中心と内側の円上の加速度記録のみを用いる．

図一 9 に台湾・羅東サイトの地震記録 A および B から求めたコヒーレンス関数を示す．ただし，SMART-1 アレーの地点間距離は最小が約 100 m であるのに対し，LSST アレーの場合は最大が約 100 m である．そこで，この図では SMART-1 アレーと LSST アレーから各々求めたコヒーレンス関数を重ねて示している．図一 9 (a), (b) に示した 2 つの地震記録のコヒーレンス関数を比較すると，上段の振動数に関しては 2 つの地震ともほぼ同様の減少傾向を示しているように見えるが，下段の地点間距離 (5, 10 Hz) に関しては明らかに地震記録 A のほうが大きく減少していることがわかる．

既往の研究の Hao¹⁰ および Abrahamson et al.¹⁴ のモデルを各々図一 10 (a), (b) に示す．ただし，Hao のモデルパラメータは SMART-1 アレーの地震記録 45 の NS 成分に対して推定されたものであり，一方 Abrahamson et al. のモデルパラメータは LSST アレーの 15 の地震に対するものである．図一 9 のコヒーレンス関数と比較すると，Hao および Abrahamson et al. のモデルの振動数と地点間距離に関するコヒーレンス関数の減少傾向は，よくあっていると見える．

既往の研究では，各々のアレー記録に対してモデルパラメータが推定されているが，本提案モデルを適用するに当たっては，両アレー記録から別々に求めたコヒー

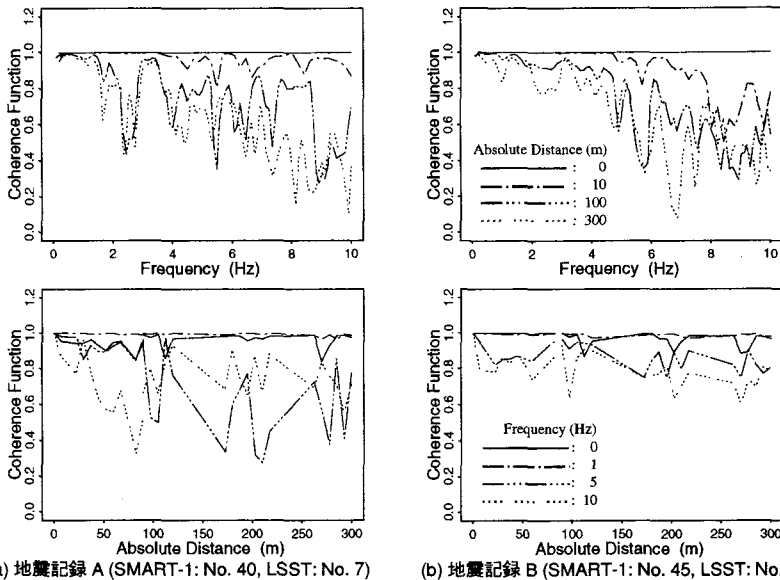


図-9 台湾・羅東の2つの地震記録(震央直交成分)に対するコヒーレンス関数(上段: 振動数, 下段: 地点間距離)

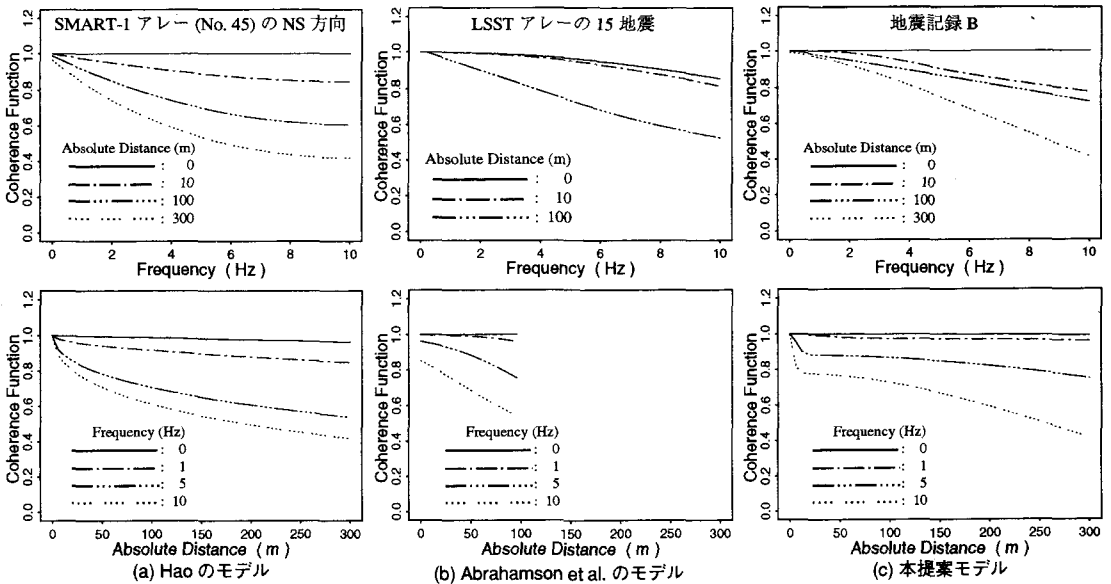


図-10 コヒーレンス関数モデル(上段: 振動数, 下段: 地点間距離)

レンス関数に対して、前述の千葉アレーのものと同様の方法によりモデルパラメータを推定した。地震記録Aに対しては、 $c_0=0.0250$ s, $c_1=44.0$ km/s, $c_2=0.285$ km/s, $c_3=37.7$ Hz, $c_4=1.09$ となり、地震記録Bに対しては、 $c_0=0.0250$ s, $c_1=4.0$ km/s, $c_2=0.0473$ km/s, $c_3=1.1$ Hz, $c_4=1.07$ となった。地震記録Bに対する本提案モデルを図-10(c)に示しており、LSSTアレーの近距離の部分から本提案モデルは近距離におけるコヒーレンス関数の減少傾向をよく表しているといえる。図-6(a)に示す千葉サイトにおけるモデルよりも地震記録Bのモデルは、振動

数および地点間距離の増加につれてコヒーレンス関数の減少が大きくなっている。また図-10(a),(b)のモデルと比較すると、近距離かつ高振動数域で本提案モデルの方が大きい。この違いは前述のコヒーレンス関数の推定方法に依存している。

図-11に千葉アレーの12の地震から求めたモデルパラメータの平均値および標準偏差を基準にした、羅東サイトでの2つの地震に対する値を示す。この図より羅東サイトにおいては、 c_1 と c_3 に加えて c_2 の変動も大きいことが読み取れる。前述のように c_1 と c_3 は、遠距離

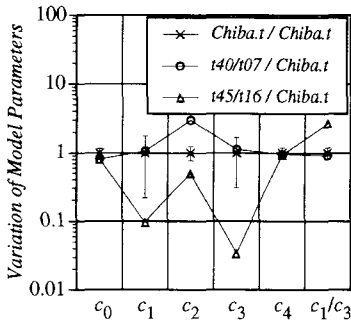


図-11 千葉サイトでのパラメータ(12地震の平均値・標準偏差)を基準にした羅東サイトでのパラメータ(2地震)

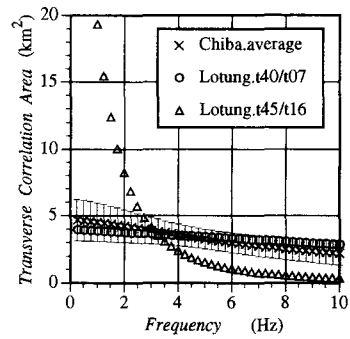


図-12 千葉サイトでの相関面積(12地震の平均値・標準偏差)と羅東サイトでの相関面積(2地震)

でのコヒーレンス関数の減少に関係するパラメータで、一方 c_2 は近距離での減少に関係するものである。本研究では、コヒーレンス関数の極大値に対してモデルパラメータの値を求めており、図-9よりわかるように、地震記録Bに比べて地震記録Aは近距離でのコヒーレンス関数の減少が小さく推定されている。また、地震記録Bに関しては、 c_3 が小さいことから相関面積の振動数依存性が大きいことがわかる。

図-12は、千葉アレーの12地震から求めた相関面積の平均値および標準偏差と、羅東サイトでの2つの地震記録に対する相関面積を示している。この図より、地震記録Aの相関面積は千葉サイトのものとほぼ同様の傾向を示している。また、地震記録Bに対しては、千葉サイトのものと比較して、約3Hzを境に高振動数側で小さいが低振動数側において大きくなっている。これは、震央直交方向成分に関しては地震記録AよりもBから得られるコヒーレンス関数が低振動数領域で1.0に近いことを示しており、図-9(a),(b)に対応していることがわかる。

7. まとめ

千葉アレーの観測記録から求めた振動数と地点間距離に関するコヒーレンス関数に対する視察、および固定した振動数に対する距離依存コヒーレンス関数モデルを用いた予備解析に基づいて、非等方空間相関構造を持つ2つのガウス型指数関数の重み付き和で表される、新たなコヒーレンス関数モデルを提案した。水平成分に関してはS波部分(12地震)、上下成分に関してはP波部分(11地震)から得られるコヒーレンス関数の極大値を用いて、本提案モデルおよびHarichandran and Vanmarckeの提案モデルのパラメータの値を推定した。また、推定したモデルパラメータの値および相関面積に関して、個別回帰により求めたものの平均値と標準

偏差、そして一括回帰により求めた値を比較考察した。以下に得られた結果をまとめる。

1. 提案したコヒーレンス関数モデルのパラメータの値は地震記録ごとに変動し、特に振動数あるいは時間の次元を含むパラメータの変動が大きい。
2. 本コヒーレンス関数モデルから導かれる相関面積は変動係数の大きいパラメータを含むため、地震記録ごとに大きく変動し、水平成分のものに比べて上下成分のものが振動数依存性が強い。
3. 複数の地震記録に対して一括回帰で求めたパラメータの値は、個々の記録から個別に回帰して求めたパラメータの平均値にほぼ等しい。しかし、相関面積を求めてみると、一括回帰のものは、個別回帰の平均値よりも小さくなった。

最後に、台湾・羅東サイトでの地震記録に対して本提案モデルを適用し、千葉サイトにおけるモデルパラメータの値および相関面積と比較考察した。

なお、本研究は文部省科学研究費補助金(特別研究員奨励費; 受付番号2827)により行われたものである。

参考文献

- 1) Katayama, T.: Use of Dense Array Data in the Determination of Engineering Properties of Strong Motions, *Structural Safety*, Vol. 10, pp. 27~51, 1991.
- 2) 川上英二, 佐藤靖彦: 地盤の相対変位・ひずみの推定結果に及ぼす地震波形の変形の影響, 土木学会論文報告集, No. 337, pp. 37~46, 1983.
- 3) Luco, J. E. and H. L. Wong: Response of a Rigid Foundation to a Spatially Random Ground Motion, *Earthquake Eng. Struct. Dyn.*, Vol. 14, pp. 891-908, 1986.
- 4) 星谷 勝, 石井 清, 栗田博昭: 空間・時間分布特性を有する地震動シミュレーション, 土木学会論文集, No. 386/1-8, pp. 359~367, 1987.
- 5) Harada, T.: Probabilistic Modeling of Spatial Variation of Strong Earthquake Ground Displacements, *Proceedings of 8th*

- World Conference on Earthquake Engineering*, Vol. II, pp. 605~612, 1984.
- 6) Loh, C. H.: Analysis of the Spatial Variation of Seismic Waves and Ground Movements from SMART-1 Array Data, *Earthquake Eng. Struct. Dyn.*, Vol. 13, pp. 561~581, 1985.
 - 7) Harichandran, R. S. and E. H. Vanmarcke: Stochastic Variation of Earthquake Ground Motion in Space and Time, *Journal of Engineering Mechanics Division, Proc. ASCE*, Vol. 112, No. 2, pp. 154~174, 1986.
 - 8) Loh, C. H. and Y. T. Yeh: Spatial Variation and Stochastic Modelling of Seismic Differential Ground Movement, *Earthquake Eng. Struct. Dyn.*, Vol. 16, pp. 583~596, 1988.
 - 9) Sawada, T. and H. Kameda: Modeling of Nonstationary Cross Spectrum for Multivariate Earthquake Motions by Multifilter Technique, *Proceedings of 9th World Conference on Earthquake Engineering*, Vol. II, pp. 795~800, 1988.
 - 10) Hao, H.: Effects of Spatial Variation of Ground Motions on Large Multiply-Supported Structures, *Report No. UCB/EERC-89/06, Earthquake Engineering Research Center, University of California, Berkeley*, 1989.
 - 11) Hao, H., C. S. Oliveria and J. Penzien: Multiple-Station Ground Motion Processing and Simulation Based on SMART-1 Array Data, *Nuclear Engineering and Design*, Vol. 111, pp. 293~310, 1989.
 - 12) Kataoka, N., H. Morishita and A. Mita: Spatial Variation of Seismic Ground Motion at Lotung Soil-Structure Interaction Experiment Site, *Proceedings of the 8th Japan Earthquake Engineering Symposium*, Vol. 1, pp. 607~612, 1990.
 - 13) Loh, C. H. and S. G. Lin: Directionality and Simulation in Spatial Variation of Seismic Waves, *Eng. Struct.*, Vol. 12, pp. 134~143, 1990.
 - 14) Abrahamson, N. A., J. F. Schneider and J. C. Stepp: Empirical Spatial Coherency Functions for Application to Soil-Structure Interaction Analyses, *Earthquake Spectra*, Vol. 7, No. 1, pp. 1~27, 1991.
 - 15) Lu, L., T. Annaka, M. Shimada and M. Fujitani: Analysis and Modeling of Spatial Coherence of Earthquake Ground Motions, *Proceedings of 4th U.S. National Conference on Earthquake Engineering*, Vol. III, pp. 199~208, 1994.
 - 16) 高橋伸一, 渋谷純一, 柴田明德: 観測記録に基づく地震動の空間変動特性に関する研究, 東北大学工学部災害制御研究センター, 地震工学研究報告, No. 2, 1994.
 - 17) Yamazaki, F. and T. Turker: Spatial Variation of Seismic Ground Motion Modeled by FK Spectrum, *J. Struct. Mech. Earthquake Eng., JSCE*, No. 489 / 1-27, pp. 83~86, 1994.
 - 18) Katayama, T., F. Yamazaki, S. Nagata, L. Lu and T. Turker: A Strong Motion Database for the Chiba Seismometer Array and its Engineering Analysis, *Earthquake Eng. Struct. Dyn.*, Vol. 19, pp. 1089~1106, 1990.
 - 19) 日野幹雄: スペクトル解析, 朝倉書店, 1977.
 - 20) Vanmarcke, E.: *Random Fields: Analysis and Synthesis*, MIT Press, Cambridge, MA, 1983.
 - 21) Tang, Y. K., H. T. Tang, R. P. Kassawara and J. C. Stepp: Validation of Soil-Structure Interaction Methods Using Earthquake Data in Lotung, Taiwan, *Proceedings of 9th World Conference on Earthquake Engineering*, Vol. VIII, pp. 321~326, 1988.
 - 22) Brillinger, D. R.: *Time Series: Data Analysis and Theory*, Expanded Edition, Holden-Day, San Francisco, 1981.
 - 23) Somerville, P. G., J. P. McLaren, M. K. Sen and D. V. Helmberger: Influence of Site Conditions on the Spatial Incoherence of Ground Motions, *Structural Safety*, Vol. 10, pp. 1~13, 1991.
 - 24) Schneider, J. F., N. A. Abrahamson and J. C. Stepp: The Spatial Variation of Earthquake Ground Motion and Effects of Local Site Conditions, *Proceedings of 10th World Conference on Earthquake Engineering*, Vol. 2, pp. 967~972, 1992.
 - 25) 大崎順彦: 新・地震動のスペクトル解析入門, 鹿島出版会, 1994.
 - 26) 川上英二, 佐藤靖彦: コヒーレンスの性質および算定方法に関する一考察, 構造工学論文集, Vol. 32A, pp. 749~762, 1986.
 - 27) Lu, L., F. Yamazaki and T. Katayama: Soil Amplification Based on the Chiba Array Database, *Proceedings of the 8th Japan Earthquake Engineering Symposium*, Vol. 1, pp. 511~516, 1990.
 - 28) Statistical Sciences, Inc.: *S-PLUS*, Reference Manual, 1991.

(1994. 8. 10 受付)

SPATIAL CORRELATION OF EARTHQUAKE GROUND MOTION BASED ON DENSE ARRAY RECORDS

Hirokazu NAKAMURA and Fumio YAMAZAKI

The spatial correlation of earthquake ground motion is examined in terms of the coherence function based on twelve earthquake events observed at the Chiba array. Considering a preliminary analysis and previous works about the coherence function, a Gaussian coherence function model is suggested for space-time earthquake ground motion assuming its limited portion to be homogeneous and stationary. A nonlinear regression analysis is conducted for estimating parameters of the coherence function model, and the average and variance are evaluated for the regression coefficients obtained from each event. The frequency-dependent correlation scale derived from the model is discussed. Finally, application of the coherence function model to the records observed at the site in Lotung, Taiwan, is also carried out.