

# 同一地点における地震動応答スペクトルのばらつき 一地震規模と震源距離がそれぞれ等しい強震記録ペアの分析--

池浦友則1)、野田静男2)

正会員 鹿島建設(株)技術研究所、上席研究員 博士(工学)
 e-mail:ikeura@kajima.com

2) 正会員 東京電力(株) 原子力技術・品質安全部、建築耐震グループマネージャー e-mail: noda.s@tepco.co.jp

#### 要 約

同一観測条件における地震動の再現性という観点から、マグニチュードと震源距離がそれ ぞれ等しい 2 地震を同一地点で観測した加速度記録ペアをもとに地震動応答スペクトル の自然対数についてばらつきの標準偏差を調べた。検討にあたっては、観測地震動におけ るスペクトル振幅のばらつきを、観測方向成分によるばらつきと地震によるばらつきの2 種類のばらつきの和であらわされるものと仮定し、これらを独立な確率要素とする' random effects model' (Brillinger and Preisler, 1984)を用いて周期毎にばらつきの標準 偏差を求めた。東北地方南部太平洋側〜関東南部の12地点における275組の加速度記録 ペア(M=3.6~6.7、X=16~198km)を用いた解析によれば、観測方向成分によるばらつき、 地震によるばらつき、全体のばらつきの標準偏差は短周期領域でそれぞれ 0.23, 0.43, 0.49 であった。しかしながら、震源地が異なるかあるいは深さが 20km 以上違う 17 のデータ ペアを除いて再評価したところ、観測方向成分によるばらつきの標準偏差は変わらず地震 によるばらつきと全体のばらつきの標準偏差のみそれぞれ 0.38.0.44 となった。 震源地を 限定することにより全体のばらつきの標準偏差が 0.05 程度減少したことになる。また、 これらの結果を中村・八代(2000)が評価した震央からの方位によるばらつきの標準偏差と 比較して、地震によるばらつきの標準偏差を破壊伝播方向によるばらつきの標準偏差と方 位によらない震源放射のばらつきの標準偏差に分解したところ、両者は短周期領域でそれ ぞれ 0.20, 0.32 と見積もられた。短周期地震動については震源における地震波励起特性の 違いがばらつきの最大要因となっているものと考えられる。

キーワード: 地震, 強震動, 応答スペクトル, ばらつき

#### 1.はじめに

同じ地点で観測される2つの地震で地震規模や震源からの距離がほぼ等しいにも関わらず地震動の 振幅に違いが認められることはそれほど珍しいことではない。このような違いは、地震動振幅の距離 減衰式を評価する際に平均値まわりのデータのばらつきとなって現れ、強震動予測を行なう際の予測 誤差を決める要因となる。このため、地震動振幅のばらつきがどのような要因で生じ、どの程度の大きさを持っているかを把握しておくことは、誤差の小さな距離減衰式を構築する上で重要であり、また、一般に強震動予測の精度を考える際にも役立つものと期待される。

地震動振幅の距離減衰式の検討ではしばしば回帰モデルの標準誤差でデータのばらつきが定量化されてきた。最大加速度振幅(PGA)の距離減衰式については、例えば、安中他(1987)<sup>11</sup>がマグニチュード M、震源距離X、震源深さHを説明変数とする距離減衰式で対数標準偏差(以下すべて自然対数)で 0.5 程度、Fukushima and Tanaka(1990)<sup>20</sup>がMとXを説明変数とする距離減衰式でやはり 0.5 程度の 標準偏差を得ている。また、応答スペクトルの距離減衰式については、安中他(1997)<sup>30</sup>がM,X,Hに よる回帰式をもとに周期 0.04~4sの帯域において標準偏差 0.5~0.7 程度の結果を得ており、高橋他 (1998)<sup>40</sup>もM,Xによる回帰式で周期 0.02~5sの帯域において標準偏差 0.53 との結果を得ている [Nishimura et al.(2001)<sup>50</sup>]。さらに、Youngs et al.(1995)<sup>60</sup>はPGAの距離減衰式をもとに地震規模依存 性を考慮したばらつきの検討を行っており、また、最近では翠川・大竹(2003)<sup>70</sup>もPGAとPGVについて 距離減衰式からの残差をもとに距離依存性や地震規模依存性といった観点でばらつきの要因分析を試 みている。

ただし、このような距離減衰式の回帰モデルにおける標準誤差は距離減衰式における地震規模依存 性(M依存性)や距離減衰特性(X依存性)およびサイト特性等のモデル化に起因する誤差とデータ 自体のばらつきによる誤差とを分離することが難しく、最終的に得られたばらつきがどのような要因 で決まっているかを定量的に解釈することは必ずしも容易でない。また、これらの距離減衰式を用い て評価されたばらつきは、一定の距離減衰式を不特定多数の地震や地点に適用した場合の誤差を含ん でいるため、地震や地点を特定して地震動の再現性を考えた場合のばらつきとは必ずしも一致しない。 仮に、震源や地点を特定し、その観測記録をもとにして十分にキャリブレートした距離減衰式を用い るならば、予測結果のばらつきは地震動の再現性という意味でのばらつきに限られ、その予測誤差は 不特定多数の地震・地点に対して得られる距離減衰式のばらつきを下回るものと考えられる。

これに対して、距離減衰式を仮定せずにほぼ同じ条件で観測された地震動記録から直接的に地震動のばらつきを調べようとする検討もこれまでに幾つか試みられている。例えば、McCann and Boore(1983)®は1971年San Fernando地震の際に観測された強震記録をもとにPGAのばらつきを検討しており、震源距離がほぼ一定で1km程度の範囲内でもPGAにはファクターで1.3倍程度のばらつきがあるとしている。また、Abrahamson(1988)®はSMART1 アレーの強震記録をもとに同時に観測されたPGAのばらつきを検討し、その標準偏差について地震規模に依存した経験式を提案している。さらに、Douglas and Smit(2001)<sup>10</sup>は地域や期間を特定せずに地震規模と震源距離がほぼ等しいという条件でデータセットを分割し、各々のデータセット毎にPGAのばらつきの標準偏差を評価した。

これらの検討では、震源と伝播経路に関しては確かに同一と見なせる条件のもとで直接的にばらつ きの標準偏差を評価しているが、複数の異なる観測地点を一まとめにして扱っているため、得られた 標準偏差にはサイトファクターの違いの影響も含まれている。しかしながら、これらで議論されてい る PGA のような高周波数領域の地震動特性は、とりわけ局所的な地盤条件あるいは観測条件に左右さ れ易い。このため、高周波地震動のばらつきを定量化する際には個々のサイト特性の違いまで考慮す ることが必要であろう。

このようなサイト特性の違いを避ける方法として、同一地点で観測された2地震の記録を用いる方 法がある。例えば、中村・八代(2000, 2002)<sup>11),12</sup>は、同一地点で観測されたほぼ同一規模・同一位置の 2地震によるデータをもとに、観測地点のサイトファクターをキャンセルする方法を適用して震源の 破壊伝播方向の違いに起因するばらつきを評価した。観測地点・地震規模・震源距離について同一条 件で観測される地震動のばらつきを考えるには、さらに震源における地震波の励起特性の違いによる 影響も考えなければならないが、そのためには同一観測地点・同一地震規模・同一震源距離のデータ で地震動の違いを調べる必要がある。 本研究では、同一地点で観測されたマグニチュードと震源距離がそれぞれ等しい強震記録のペアを 用いて観測される地震動にどの程度の違いがあるかを調べ、同一地点においてマグニチュードと震源 距離が同一の地震で観測される地震動の再現性という意味でのばらつきを明らかにすることを試みた。

## 2. データ

1979 年から 2002 年までの電力共通研究による強震観測[Yasiro et al.(1998)<sup>13)</sup>]で得られた記録のう ち表 1 に示す地点の記録を対象として、震源深さH $\leq$ 60km,  $\Delta \leq$ 200kmの地震でMの差が 0.0, Xの 差が 5%以内のデータのペアを観測地点毎に検索した。

なお、Mについては、精度が 0.1 なのでその半分の 0.05 程度の量子化誤差がある。これによる振幅 の誤差は既往の距離減衰式[例えば高橋他(1998)4]のマグニチュード係数を考えた場合、短周期側で 10<sup>0.46×0.05</sup>=1.054 倍に相当し、長周期側ではさらに大きい。この誤差を幾何減衰効果(1/X)によってX の誤差に換算すると 5%程度となる。したがって、Xの差が 5%以内の地震を検索すれば、Mに比べて 十分な精度で、長周期側の地震動振幅への影響も含めて震源距離の点で条件が同一といえるペア地震 を選定することができると考えた。

検索によって得られた記録のペア数を表1に示す。表中でPairsの欄の()は検索されたペアのうち、 海溝沿いの地震と内陸地震というように震源地が大きく離れた2つの地震あるいは震源深さが20km 以上異なる2つの地震からなるペア(震源地が異なるペア)の数を意味する。最終的に選定されたペ アの総数は275 であるが地点によるペア数の違いは大きい。最多はSZJ(修善寺)の71 ペア、次が TMK(富岡)の66ペア、HMY(東松山)の57ペアである。

No.	Site	N.L.(deg)	E.L.(deg)	Depth	Vs(m/s)	Pairs
1	TMK	37.383	141.086	GL-100m	0.70	66(2)
2	IDG	37.408	141.000	GL	2.00	21(2)
3	HKD	37.375	140.928	GL	2.70	7(3)
4	KDG	37.186	140.875	GL-10m	2.20	3(0)
5	IWK	37.156	140.919	GL-21m	2.28	25(1)
6	OAR	36.333	140.600	GL-14m	1.00	11(1)
7	OGW	36.017	139.283	GL-10m	0.75	2(0)
8	HMY	36.000	139.383	GL-58m	2.10	57(6)
9	CHS	35.847	140.983	GL-18m	1.40	5(1)
10	TTY	34.950	139.900	GL-38m	0.60	4(0)
11	TTA	34.983	139.850	GL	0.50	3(0)
12	SZJ	34.967	138.967	GL-36m	0.65	71(1)
					total	275(17)

表1 解析記録の観測地点

観測地点毎の震央分布を図1に示す。図ではペアを構成している地震どうしを直線でつないでおり、 上記で震源地が異なると判断したペアを青い直線で示している。TMKのペアの多くは前面海域の福島 県沖によるものであり、HMYでは茨城県南西部の地震、また、SZJでは伊豆半島東方沖の地震が多い。

これらの観測記録のマグニチュード(M)-震源距離(X)の分布と震源深さ(H)-震央距離( $\Delta$ )の分布を図 2 に示す。SZJ のデータとその他の観測点のデータ区別し、さらに各々の中で震源地が同一のデータ ペアと、震源地が異なるデータペアを区別している。図から分かるように SZJ のデータペアはその他 の地点とは異なる領域に分布しており、ごく一部を除きM $\leq$ 5.0, X $\leq$ 40km, H $\leq$ 20km,  $\Delta \leq$ 30km の 範囲のものである。

なお、ここで対象とする記録の観測点はいずれも Vs=500m/s 以上の比較的硬い地盤であり、また観 測記録の最大加速度がいずれも 40Gal 未満であるため地盤の非線形化の影響は無視できる。



図1 ペア地震の震央分布



図1ペア地震の震央分布(続き)



3. 解析

#### 3.1 水平2 成分間の違い

まず、上記で検索された観測記録でNS成分とEW成分の応答スペクトル(h=5%)をもとに、同時に 観測された水平2成分間にどの程度の違いが現れるかという点に注目して成分による違いを調べた。 検討に際して、応答スペクトルのデータは個々の記録毎に長周期雑音の影響を受けない長周期側の信 頼限界周期を判断し、短周期側の成分のみを用いることとした。解析周期とデータペアの数の関係を 図3に示す。データペア数は長周期になるほど少なくなり、周期2s付近では275ペアの約半分となる。



解析では、各観測記録毎に NS 成分と EW 成分の加速度応答スペクトル(h=5%)  $S_{NS}(T)$ ,  $S_{EW}(T)$  から自然対数の平均応答スペクトル ln S(T) を求め、それに対する両成分の偏差 ln  $V_{NS}(T)$ , ln  $V_{EW}(T)$  を水平2成分間の違いのサンプルとした。なお、本検討はすべて応答スペクトルについて自然対数を とった上での検討である。また、振幅の変数は特に断らない限り周期Tの関数であるが、以降では簡単化のため(T) を省略して表記する。

$$\ln S = (\ln S_{NS} + \ln S_{EW})/2 \tag{1}$$

$$\ln V_{NS} = \ln S_{NS} - \ln S \; ; \; \ln V_{EW} = \ln S_{EW} - \ln S \tag{2}$$

検討に用いた全 320 記録の  $\ln V_{NS}$ ,  $\ln V_{EW}$ の分布とそれら標準偏差の幅を図4に示す。記録数がペア数×2を下回るのは複数のペアで共通に用いられる地震があるためである。図4によれば、水平2成分による違いは周期 0.1s 以下で約 1.4~1/1.4 倍の範囲に分布するが、長周期側では周期 5s 付近にかけて約 2~1/2 倍の範囲に分布する。また、標準偏差の幅も長周期になるにつれて若干大きくなる周期依存性を示し、周期 0.05s 付近で約 1.17~1/1.17 倍、周期 5s 付近で約 1.25~1/1.25 倍である。



図 4  $\ln V_{NS}$ ,  $\ln V_{EW}$ の分布と標準偏差の幅

#### 3.2 地震間の違い

次に、同一地点で観測されるMとXがほぼ等しい2地震の観測記録をもとに、NS 成分と EW 成分

の平均スペクトルについて2地震間の違いを評価する。その評価にあたっては、2地震の平均スペクトルを $S_1$ ,  $S_2$ とし、次のように各ペア毎に応答スペクトル(h=5%)の対数平均値 ln  $S_H$ を求め、それに対する両地震のスペクトルの偏差 ln  $V_1$ , ln  $V_2$ を2地震間の違いのサンプルとした。

$$\ln S_{H} = (\ln S_{1} + \ln S_{2})/2$$
(3)
$$\ln V_{1} = \ln S_{1} - \ln S_{H} ; \ln V_{2} = \ln S_{2} - \ln S_{H}$$
(4)

(4)式で与えられる  $\ln V_1$ ,  $\ln V_2$  は、同時に観測される NS 成分と EW 成分の成分間の違いの影響は 除かれており、同じ地点において観測された等しいMとXの地震による違いのみを表している。その ため、 $\ln V_1$ ,  $\ln V_2$ の特徴を調べれば距離減衰式のモデルを介さずにMとXの2つの説明変数を拘束し た状態における地震動振幅のばらつきの特徴が把握できる。

全 275 のペアから求めた  $\ln V_1$ ,  $\ln V_2$ の分布とその標準偏差の幅を図 5 に示す。同一の M・Xで観 測された地震動とはいえ、周期によっては約 4~1/4 倍の範囲にばらつく例もある。標準偏差の幅を見 ると、周期 1s 以上の長周期側では周期とともにやや小さくなる傾向であるが、短周期側ではおおむね 1.4~1/1.4 倍でほぼ一定であり、顕著な周期特性は認められない。



#### 3.3 地震によるばらつきと観測成分によるばらつき

上記の解析では、水平2成分間の違いと2地震間の違いのいずれについても、2つのサンプルについて両者の平均値からの偏差について標準偏差を求めた。これらは平均値自体のばらつきの効果を含んでいないため、同一地点・同一M・Xで観測される地震動振幅のばらつきを直接的に表す量とはなっていない。そこで、これらの結果から2つのデータ間の平均値のばらつきも考慮して同一地点・同一M・Xの条件で観測される地震動振幅のばらつきの標準偏差を評価する。

まず、観測地点・M・Xに固有な平均スペクトル $\mu$ があるものとして、マグニチュードM、震源距離Xの地震の際に同一地点で観測された地震動のスペクトル $S_{ik}$ (*i*は観測した2つの地震*i*=1,2、*k*は水平2成分*k*=1,2(NS成分とEW成分)を示す)が $\mu$ と、 $\mu$ からのばらつき $\varepsilon_{ik}$ の和により次のように表されるものとする。

$$\ln S_{ik} = \mu + \varepsilon_{ik} \qquad (i = 1, 2; k = 1, 2) \tag{5}$$

ここで、 $\varepsilon_{ik}$ は、同一の観測地点・M・Xであるにも関わらず、i地震の際にk成分のスペクトル振幅に生じるばらつきである。 $\varepsilon_{ik}$ の起源を考えてみると、震源から放出される地震波の励起特性の違いや伝播経路の減衰性の違いが NS 成分と EW 成分の違いに寄与することは考え難い。このため $\varepsilon_{ik}$ の中には地震に依存したばらつきと観測成分に依存したばらつきがあると考えられる。そこで、さらに $\varepsilon_{ik}$ を地震によるばらつき $e_i$ と観測成分によるばらつき $c_{ik}$ の和で表すことにする。

$$\mathcal{E}_{ik} = e_i + c_{ik} \qquad (i=1,2; k=1,2)$$
(6)

なお、 $e_i$ ,  $c_{ik}$ ,  $\varepsilon_{ik}$ は、PGAのばらつきを議論したAbrahamson(1988)<sup>9</sup>にならい、平均値 0 の正規 分布に従う確率量として扱うものとする。また、(5), (6)式のような地震動振幅のばらつきのモデル化 はBrillinger and Preisler(1984)<sup>14</sup>によってPGAの回帰式のばらつきの分析にも用いられており、 'random effect model'と呼ばれる。

以上の条件のもとで、同時に観測された水平2成分の平均値からのk成分の偏差を $u_k$ とし、 $c_{ik}$ どうしの無相関性を仮定すると、観測成分によるばらつき $c_{ik}$ の標準偏差 $\sigma_c$ は $u_k$ の標準偏差 $\sigma_u$ によって次のように表される。

$$\sigma_c^2 = 2\sigma_u^2 \tag{7}$$

また、2地震間の違いに関しても、水平2成分の平均値をサンプルとして2地震間の平均からの偏 差 $v_i$ を求め、その標準偏差 $\sigma_v$ を導いて、地震によるばらつき $e_i$ どうしの無相関性、および $e_i$ と $c_{ik}$ との無相関性を仮定すると、地震によるばらつき $e_i$ の標準偏差 $\sigma_e$ は $\sigma_v$ と $\sigma_u$ によって次式により表される。

$$\sigma_e^2 = 2\sigma_v^2 - \sigma_u^2 \tag{8}$$

以上の結果、 $\varepsilon_{ik}$ の標準偏差 $\sigma$ は次のように評価される。

$$\sigma^2 = \sigma_e^2 + \sigma_c^2 \tag{9}$$

上記のパラメタのうち、 $\sigma_u \operatorname{lln} V_{NS}$ ,  $\operatorname{ln} V_{EW}$ の標準偏差であり、一方また、 $\sigma_v \operatorname{ln} V_1$ ,  $\operatorname{ln} V_2$ の標準偏差である。したがって、これらの結果を用いることにより、観測成分によるばらつきの標準偏差 $\sigma_e$ が得られ、両者を合わせた地震動のばらつきの標準偏差 $\sigma$ が得られることとなる。

なお、上述の誘導では単純化のため $c_{ik}$  どうしの無相関性の仮定を置いた。しかしながら、現実には 長周期領域ほど Radiation Pattern の効果が明瞭に認められるようになり、必ずしもランダムではな い。このため $c_{ik}$  どうしの無相関性の仮定は長周期側ではやや無理があるかも知れない。仮に $c_{ik}$  どう しに正の相関があるとすれば、上記のモデル化ではその誤差が $e_i$ に転嫁され、 $\sigma_e$ がやや大きめ、 $\sigma_c$ が やや小さめに決まる。

さて、上記で検索された全てのデータペアを用いて(7)~(9)式により評価した $\sigma$ ,  $\sigma_e$ ,  $\sigma_c$ を図 6 に 示す。なお、本検討の結果は周期 2 秒付近から長周期側は長周期信頼限界の関係でデータが急減して いるため短周期側に比べると信頼性は低い。

この結果によれば、観測成分によるばらつきの標準偏差 $\sigma_c$ は短周期側で 0.23 前後、周期 2s 付近で 0.30 前後であり、長周期になるにつれて徐々に大きくなる周期特性を示す。一方、地震によるばらつ きの標準偏差 $\sigma_e$ は短周期側では 0.42 前後であるが、周期 0.2s で 0.5 前後まで上昇し、さらに長周期 側では周期 5s にかけて低下してゆく。長周期になるにつれてばらつきが小さくなる傾向は気象庁マグ

ニチュードが周期 4~5s 程度で決定されていることを考えると不自然ではない。また $\sigma_c \ge \sigma_e$ を比較 すると、周期 1s 以上の帯域では $\sigma_c$ が $\sigma_e$ を上回るが、周期約 0.2s 以下の短周期側では $\sigma_c$ が $\sigma_e$ の半 分程度であり、短周期領域では観測成分によるばらつきが相対的に小さく、全体のばらつきが地震に よるばらつきにおおむね支配されることがわかる。



図 6 全 275 ペアから評価した標準偏差  $\sigma$ ,  $\sigma_e$ ,  $\sigma_c$ 

## 3.4 同一震源地のデータにおけるばらつき

上記でばらつきの標準偏差を評価する際に用いたデータペアの中には、震源地が異なる2地震から なるペアも含まれている。そのようなペアのうち、例えば、地殻内地震とプレート境界沿いの地震と いった全く震源地が異なるようなペアでは、MとXがそれぞれ等しいとはいえ、地震波の励起特性の 違いや速度構造やQ値構造の違いによって2地震間でスペクトル振幅が大きく異なることがある。図 7ではHMYにおける山梨県東部の深さH=30kmの地震(1988/9/5, M5.6, X=72.5km)と茨城県南西部 の深さH=55kmの地震(1989/2/19, M5.6, X=72.6km)の観測記録をもとに加速度波形と擬似速度応答 スペクトル(h=5%)をそれぞれ比較している。この例では、地震規模と震源距離がそれぞれ等しいにも 関わらず、短周期領域の振幅には5~10倍程度の違いが見られる。

このような違いの原因としては、震源地の違いに起因して波動伝播経路の減衰性が違うこと、および震源深さの違いに起因して地震波の励起特性が違うことの2つが考えられる。そこで、MとXがそれぞれ等しいだけでなく、震源地が同一であり深さの差が20km以内の258ペアに限定し、改めて $\sigma$ ,  $\sigma_e$ ,  $\sigma_c$ を評価し直した。その結果を275ペアによる結果と比較して図8に示す。これによれば、 $\sigma_c$ は275ペアの場合と258ペアの場合でほとんど変化がないが、 $\sigma_e$ は258ペアの方が周期0.5s以下の帯域で短周期になるほど顕著に減少している。また、この結果、両者の和で表される全体のばらつき $\sigma$ も周期0.05s以下では0.4~0.45程度まで減少しており、同一震源地のデータペアに限ることにより特に短周期領域のばらつきが小さくなることが分かる。

#### 3.5 地点毎のばらつき

以上では、12 地点すべてを対象にして地震動スペクトルのばらつきの標準偏差を検討してきたが、 地点毎に評価されるばらつきの標準偏差にはどのような特徴があるだろうか。データペアの数が比較 的多く安定した結果が得られる TMK と SZJ においてそれぞれ同一震源地のデータペアから求めた $\sigma$ ,  $\sigma_e$ ,  $\sigma_c$ を図 9 に示す。TMK では福島県沖のプレート境界沿いに発生した M=4.0~5.8 の地震による



図 7 マグニチュードと震源距離がそれぞれ等しいが、震源地が異なる観測記録ペア の加速度波形と擬似速度応答スペクトル(h=5%)の例

66 ペア、一方、SZJ では伊豆半島東方沖で発生した M=3.5~5.7の海洋地殻内の地震による 71 ペア が対象となっている。図 9 で TMK の結果と SZJ の結果を比較すると、まず $\sigma_e$ は大きさと周期特性の いずれについても両地点で比較的よく似た結果となっている。また、 $\sigma_e$ についても、長周期側では両 地点の違いが顕著に現れるが、周期 0.1s 以下の短周期側ではおおむね同様の振幅特性であり、その結果、全体のばらつきの標準偏差 $\sigma$ も短周期側では両地点でほぼ一致している。

#### 4. 考察と議論

#### 4.1 ばらつきの要因

本研究ではMとXがそれぞれ等しい地震動スペクトル間のばらつきを観測成分によるばらつきと地



震によるばらつきの和で表して各々の標準偏差を評価した。これらのばらつきがどのような要因によ りもたらされているかを改めて考えてみよう。もともと同一地点、同一M・Xという一定の条件の地 震動振幅を考えているにもかかわらず、それらが「ばらつく」というからには、より詳細にみた場合 に何か条件が異なるからに違いない。ここでは、そういった観点でばらつきの要因を図 10 のように考 えた。



図 10 地震動のばらつきの要因

まず、観測成分によるばらつきの要因としては、Radiation Pattern による観測方位間の違い、地盤 応答の異方性による違い、および地震波の発生・伝播における不規則な散乱波の効果によるランダム な違いが考えられる。

このうち、Radiation Patternによる違いは、その効果が周波数 1~3Hz程度以下の低周波数領域に 限られるという観測事実[例えばLiu and Helmberger(1985)<sup>15</sup>]を考えると、専ら長周期側のみに影響 を及ぼす要因といえる。今回評価されている $\sigma_c$ が周期と共に増加する傾向を示すのはその影響を反映 しているためかもしれない。

また、地盤応答の異方性による違いについては地盤の不整形性に起因する影響が第一に思いつくが、

平行成層でモデル化できるような比較的単純な地盤であっても地震波の入射条件(例えば入射角)に よって SH 波と SV 波の応答特性の違いが現れることが考えられる。

最後の不規則な散乱波による違いは、上記の2つの要因が確定論的に扱えるのに対し、専ら確率論 的にしか扱い得ないという点でやや異質である。また、伝播経路の途中で生成される散乱波に起因す ることから厳密には後述する伝播経路の違いに含まれるのかも知れない。しかしながら、現実にその 違いによる影響が端的に把握できるのは今回の場合、水平2成分間の違いであるため、ここでは観測 成分によるばらつきの要因として扱うことにした。

地震によるばらつきの要因については波動伝播経路の違いと震源特性の違いが考えられる。前者の 波動伝播経路の違いは伝播経路における速度構造やQ値構造の違いを考えたものである。特にQ値構 造については深さ依存性が考えられるため、伝播距離が同じでも深い震源からの鉛直方向の伝播経路 と浅い震源からの水平方向の伝播経路では減衰効果に顕著な違いが生じると考えられる。

一方、後者の震源特性の違いについては、震源の励起特性の違い、震源メカニズムの違い、破壊伝 播方向の違いを考えた。震源の励起特性の違いというのは応力降下量の違いに起因するような震源に おける地震波の励起特性の違いを意図したものであり、震源スペクトルの違いと言い換えても良いか もしれない。同一規模の地震でも応力降下量によって震源スペクトルの短周期レベルが顕著に変化す ることは良く知られている。

また、震源メカニズムの違いは Radiation Pattern の効果を通じて観測点の方向に向かって放射される地震波の強弱に影響を与える。同じ応力場で異なるメカニズムの地震が発生することは考えにくいのだが、大地震の後の余震が必ずしも本震と同じメカニズムのものばかりではないことを考えると、ばらつきの一因になっている可能性は十分にある。ただし、先に述べたように Radiation Pattern の効果は短周期領域では不明瞭になるので、震源メカニズムの違いはやはり長周期側のばらつきに影響する要因として考えることになろう。

最後の破壊伝播方向の違いは、震源位置が同じでも破壊伝播方向が変わればディレクティビィティ 効果[例えば、小山(1986)<sup>16</sup>]に違いが生じるため、地震動のばらつきの要因になると考えたものである。 実際に、中村・八代(2000)<sup>11)</sup>や干場(2001)<sup>17</sup>はK-NETデータをもとに今回検討しているような比較的 小さな地震でも短周期領域で顕著なディレクティビティ効果が現れることを指摘している。

以下では、上記の要因のうち、成分によるばらつきに影響を与える要因、伝播経路の違いの影響、 および震源の励起特性の違いと破壊伝播方向の違いの影響について、主に短周期地震動に注目した議 論を試みることにする。

#### 4.2 成分によるばらつき

成分によるばらつきとして取り上げた3つの要因のうち、Radiation Patternによる違いと地盤応答 の異方性による違いの影響は、ある程度はシミュレーションによって調べることができるが、現実に は観測地点の地盤条件や地震波の入射条件に応じて地点毎・地震毎に変化し、そのうえ最後の不規則 な散乱波による効果も重なるため、これらを分離して定量化することは難しい。しかしながら、これ らを合わせたばらつきの効果である $\sigma_c$ は特に周期 0.1s程度から短周期の領域では地点によらず安定 している可能性がある。実際に、先に指摘したように十分な数のサンプルがあるTMKとSZJでは $\sigma_c$ が ほぼ一致しており、またこれらは全地点のデータから求めた $\sigma_c$ ともよく対応している。さらに、図 8 によれば、水平2成分の最大加速度に関するばらつきの標準偏差を表す周期 0.02 秒の $\sigma_c$ は 0.24 であ るが、この値はYoungs et al.(1995)<sup>6</sup>が本検討とほぼ同規模の地震(3.8 ≤ M ≤ 5.0)のPGAから見積もっ た観測成分によるばらつきの標準偏差 0.22 にも対応している。このため、不整形性等によって地盤応 答の異方性が顕著な地点でなければ、観測成分によるばらつきの標準偏差は短周期領域で 0.22~0.24 前後の値をとることが考えられる。

#### 4.3 伝播経路の違いの影響

次に、波動伝播経路の違いについては震源位置の違いを手がかりにしてより詳細な検討が可能であ る。図1に示したペア地震の震央分布からわかるように、同一震源地に限ったとはいえ海溝沿いの地 震群では震源位置が 50km 以上離れているペアも含まれており、厳密には波動伝播経路の違いが残さ れている。また、そういったペアでは観測地点に対する地震波の入射方位も異なるので地盤応答の異 方性があれば観測成分による違いが大きくなる可能性がある。そこで、実際に震源間距離

(Source-to-Source Distance: ssd)が小さい地震ペアに絞り込みながら、上記と同様に $\sigma_c$ 、 $\sigma_e$ 、 $\sigma$ の評価を繰り返してみた。



図 11 震源間距離の条件を考慮したばらつきの評価結果

震源間距離が 50km 以内、20km 以内、10km 以内、5km 以内のデータペアに限定してばらつきを 評価した結果を図 11 に示す。図 11(1)は解析に用いることができたペア数の周期に対する分布である。 50km 以内、20km 以内、10km 以内、5km 以内の条件に対してそれぞれ 239、196、162、104 個の ペアが使用できた。ただし、いずれの場合も周期 1s 以上の長周期帯域では有効なペアが激減するので 結果の信頼性に注意が必要である。図 11(2)に観測成分によるばらつきの標準偏差 $\sigma_e$ 、図 11(3)に地震 によるばらつきの標準偏差 $\sigma_e$ 、図 11(4)にトータルのばらつきの標準偏差 $\sigma$ を示した。なお、これら の図では比較のために同一震源地として検討した 258 ペアによる結果も示した。

図 11(2)では震源間距離が 5km 以内のケースで $\sigma_c$ がわずかに小さくなる周期帯域も見られるが大局的には震源間距離の条件にかかわらず同程度の結果であり、震源位置が近づいて観測点に対する入射方位の違いが小さくなっても成分によるばらつきの程度はそれほど変わらないと言えそうである。一方、図 11(3)の地震によるばらつきの標準偏差 $\sigma_e$ については、周期 0.3s~周期 2s では震源間距離の条件によらず 258 ペアによる結果とほぼ一致し、その短周期側と長周期側で震源間距離が小さいペアに限定することにより低下する傾向が見られる。このうち長周期側はデータが少なく周期による変動も大きいので定量的な議論は難しいが、短周期側については 100 ペア以上のデータによる結果であることから定量的な議論が可能である。これによれば、 $\sigma_e$ は震源間距離が 5km 以内のペアに限定すると周期約 0.3s 以下の短周期帯域で 0.05 程度低下するものの、震源間距離が 10km 以内、20km 以内、50km 以内のペアによる評価結果は 258 ペアによる結果をわずかに下回るだけでそれほど変わらない。また、図 11(4)に示した全体のばらつきの標準偏差 $\sigma$ も、震源間距離の条件に対する変化の特徴は、図 11(3)の $\sigma_e$ と同様である。

波動伝播経路における減衰特性が震源から観測地点に至る経路の平均的な特性で決まることを考えると、伝播経路特性の違いがあるとすれば震源間距離が大きいペアを除くほど $\sigma_e$ が顕著に減少することが期待される。しかしながら、震源間距離が50km以内、20km以内、10km以内の結果でさほど変化がなかったということは、同じ震源地の中で震源位置の違いが50km程度の範囲では伝播経路特性に大きな違いがないことを示唆するものと考えられる。一方、震源間距離が5km以内まで絞り込んだ段階で顕著に $\sigma_e$ が低下したことは、上記のように波動伝播経路の減衰特性が経路の平均特性で決まることを考えると伝播経路の違いによって解釈するのは難しいように思われる。むしろ、震源位置が近づくことによって地震発生の場としての条件が似かよってくるため震源の励起特性や震源メカニズムの違いが減少することを反映しており、その相関距離が10kmよりは短く5km程度であったことを示唆しているのかも知れない。この点については福島県沖あるいは伊豆半島東方沖といったように密集する地震群を対象として直接的に震源特性を調べ、その空間的な相関性を調べる検討が考えられるが、機会を改めて試みることとしたい。

## 4.4 震源の励起特性の違いと破壊伝播方向の違いの影響

図 $6 \sigma_e$ は震源地が異なるペアも含めて評価されているため伝播経路の違いと震源特性の違いが作用していることになるが、図 $8 \sigma_e$ では、上記で議論したように顕著な伝播経路の違いの影響は排除されていると考えられる。そこで図 $8 \sigma_e$ をもとに、定量的な議論がし易い短周期領域に注目して、震源特性の違いの影響について考えてみることにする。

震源特性の違いとしては、上記で述べたように震源の励起特性の違い、震源メカニズムの違い、破壊伝播方向の違いがあるが、このうち震源メカニズムの違いは主に長周期帯域のばらつきに寄与する要因であるため、短周期成分のばらつきには大きな影響を及ぼさないと考えられる。そこで、地震によるばらつきが主に震源の励起特性の違いと破壊伝播方向の違いの影響で決まると仮定し、これらの寄与によるばらつきの標準偏差をそれぞれ $\sigma_s \ge \sigma_p$ とすると、地震によるばらつきの標準偏差 $\sigma_e$ は次式のように表される。

$$\sigma_e^2 = \sigma_s^2 + \sigma_D^2 \tag{10}$$

このうち $\sigma_D$ の大きさに関しては、中村・八代(2000)<sup>11)</sup>がK-NETの記録を用いて方位による違いと観

測成分による違いの2つの要因によるばらつきの標準偏差を周期 $T = 0.02 \sim 1$ sの範囲で定量的に評価している。これを $\sigma_{NY}$ として本検討の結果に組み合わせると次のように $\sigma_e$ を $\sigma_D$ と $\sigma_s$ に分離することができる。

$$\sigma_D^2 = \sigma_{NY}^2 - \sigma_c^2 \tag{11}$$
$$\sigma_c^2 = \sigma^2 - \sigma_{NY}^2 \tag{12}$$

本検討における図 8 の  $\sigma$  と  $\sigma_c$  を用いて(11)式と(12)式により  $\sigma_D$  と  $\sigma_S$  を評価した結果を図 10 に示 す。図中には参考のために  $\sigma$ ,  $\sigma_c$  および中村・八代(2000)<sup>11)</sup>による  $\sigma_{NY}$  も示した。ばらつきの要因を 考えると  $\sigma_c < \sigma_{NY} < \sigma$  でなければならないが、中村・八代(2000)<sup>11)</sup>の結果は一応これを満足している。



図 10 地震動応答スペクトルのばらつきの分解

図 10 によれば、周期 0.1s 以下の帯域では $\sigma_D$ は 0.15~0.2 前後であるが、 $\sigma_S$ は 0.3~0.35 程度であり、 $\sigma_S$ の方が $\sigma_D$ に比べて大きい。なお、PGA に相当する周期 0.02s では、 $\sigma_S$ が約 0.35、 $\sigma_D$ が 0.19、 $\sigma_c$ が 0.24 前後であり、短周期領域では震源の励起特性のばらつきが地震動のばらつき全体の中で最大の要因となっていることがわかる。

ただし、この結果を定量的に扱う上では、本研究と中村・八代(2000)<sup>9)</sup>では用いたデータが全く異なる点に注意しなければならない。中村・八代(2000)<sup>9)</sup>は震源からの方位による違いが明らかになるように震央を取り囲んで同心円状のデータ群を用いているため、彼らが評価した方位によるばらつきは現実の地震観測の条件からするとやや大きい可能性がある。その場合、図 10 の $\sigma_s$ はやや小さめに見積もった結果ということになるが、それでも他の要因の影響を上回ったということは、やはり震源における地震波の励起特性の違いが短周期地震動のばらつきを生み出す支配的な要因となっていることを示唆する結果といえるだろう。

震源からの励起特性に起因するばらつきについては、同一震源地における地震の震源スペクトルの スケーリングのばらつきとして定量的に調べることも考えられる。具体的には、スペクトルインバー ジョン解析などによって個々の地震の震源スペクトルを評価し、解析精度に注意して相互に比較すれ ば検討が可能かも知れない。今回の結果を定量的に裏付けるためには、そういった方法で別の角度か ら検証することが必要であり、今後の課題であると考えている。

なお、本研究ではもともと大地震・大振幅のデータが少ないため、ばらつきの地震規模依存性につ

いては踏み込んだ検討を行っていない。しかしながら、PGAのばらつきについては地震規模依存性あ るいは振幅依存性があるとされ、大地震・大振幅の地震動におけるばらつきは小地震・小振幅のそれ に比べて有意に小さくなることが指摘されている[Youngs et al.(1995)<sup>6</sup>, 翠川・大竹(2003)<sup>7</sup>, Abrahamson(1988)<sup>9</sup>, Douglas and Smit(2001)<sup>10</sup>]。この点については今回の結果がもっぱらM3.5~M 6.0 程度の地震によるデータに基づいていることに注意することが必要である。

#### 5. まとめ

東北地方~南関東の太平洋側で観測されたデータのうち、同一地点で観測されたマグニチュードM と震源距離Xがそれぞれ等しい強震記録のペア(M=3.6~6.7, X=16~198km)を用い、同一条件のも とで観測される地震動のばらつきの標準偏差 $\sigma$ を観測成分によるばらつきの標準偏差 $\sigma_c$ と地震によ るばらつきの標準偏差 $\sigma_e$ に分けて評価した。また、その結果をばらつきを与える要因との関係で解釈 し、 $\sigma_e$ を震源における地震波の励起特性の違いによるばらつきの標準偏差 $\sigma_s$ と破壊伝播方向による ばらつきの標準偏差 $\sigma_D$ に分解することを試みた。結果を以下にまとめる。

- 1)  $\sigma_c$ は周期 0.05s 程度以下の短周期側で 0.22 前後、周期 2s 付近で 0.34 前後であり、長周期になるにつれて大きくなる周期特性を示した。この結果は、データペアの多い地点で個別に調べた場合でもほぼ同様であった。
- 2) 一方、 $\sigma_e$ は、震源位置の違いを考慮しない場合には、周期 1s 以下で 0.4~0.5 程度であったが、 震源地が同一で深さの違いが 20km 以内のデータペアに限った場合には短周期側で顕著に減少す る傾向を示し、周期 0.1s 程度以下の周期帯域における減少幅は 0.05 程度であった。
- 3)また、 $\sigma_c \geq \sigma_e$ の寄与で決まる $\sigma$ も、同一震源地のペアに限ることによって短周期側で顕著に減少し、周期 0.05s 程度以下では 0.40~0.45 程度であった。このことは、震源地を特定することが 短周期地震動のばらつきを低減させる上で有効であることを意味する。
- 4) 中村・八代(2000)<sup>11)</sup>の結果を用いて本研究で得られた $\sigma_e$ を分解したところ、周期 0.1s以下の短周 期領域では $\sigma_S$ が 0.30~0.35、 $\sigma_D$ が 0.15~0.20 であった。同じ周期帯域で $\sigma_c$ が 0.22~0.24 程 度であることから、震源地・観測点・マグニチュード・震源距離を特定した場合の短周期地震動 では、震源における地震波の励起特性の違いがばらつきの最大要因になっていると考えられる。

地震動のばらつきは、従来はデータの乏しさのために分析的に扱われず、もっぱら距離減衰式の誤 差としてしかとらえられていなかった。しかしながら、近年では全国的に稠密な強震観測網が整備さ れた結果、データの蓄積が飛躍的に進んでおり、ばらつきを与える要因との関係でより定量的に扱う ことが可能となりつつある。今回試みた分析はその際の有効な手段になるものと考えられる。

#### 謝 辞

地震動の directivity に起因するばらつきについての東電設計(株)中村亮一氏との議論は大変有意 義でした。また、本稿をまとめるにあたり鹿島建設(株)技術研究所の石田寛氏に助言をいただきま した。さらに、3名の査読者からの査読意見は本稿の不備を改善する上で役立ちました。記して感謝 いたします。なお、本研究は電力共通研究によるものです。関係各位に感謝します。

#### 参考文献

1) 安中正・山谷敦・桃林治彦・野沢是之, 1987, 関東および周辺地域の地震観測記録を用いた基盤に おける最大加速度推定式の検討, 第 19 回地震工学研究発表会講演論文集, 土木学会耐震工学委員会, 129-132. 2) Fukushima, Y. and T. Tanaka, 1990, A new attenuation relation for peak horizontal acceleration of strong earthquake ground motion in Japan, Bull. Seism. Soc. Am., 80, 757-783.

3) 安中正・山崎文雄・片平冬樹, 1997, 気象庁 87 型強震計記録を用いた最大地動及び応答スペクトル 推定式の提案, 第24回地震工学研究発表会講演論文集, 161-164.

4) 高橋克也・武村雅之・藤堂正喜・渡辺孝英・野田静男, 1998, 様々な岩盤上での強震動応答スペクトルの予測式, 第10回日本地震工学シンポジウム, 547-552.

5) Nishimura, I., S. Noda, K. Takahashi, M. Takemura, S. Ohno, M. Tohdo, and T. Watanabe, 2001, Response spectra for design purpose of stiff structures on rock sites, Transactions of SMiRT 16, 1133.

6) Youngs, R. R., N. Abrahamson, F. I. Makdisi, and, K. Sadigh, 1995, Magnitude-dependent variance of peak ground acceleration, Bull. Seism. Soc. Am., 85, 1161-1176.

7) 翠川三郎・大竹雄, 2003, 地震動強さの距離減衰式にみられるバラツキに関する基礎的分析, 日本地 震工学会論文集, 3, 59-70.

8) McCann, Jr, M. W., and D. M. Boore, 1983, Variability in ground motions: root mean square acceleration and peak acceleration for the 1971 San Fernando, California, earthquake, Bull. Seism. Soc. Am., 73, 615-632.

9) Abrahamson, N. A., 1988, Statistical properties of peak ground accelerations recorded by the SMART 1 array, Bull. Seism. Soc. Am., 78, 26-41.

10) Douglas, J., and P. M. Smit, 2001, How accurate can strong ground motion attenuation relations be?, Bull. Seism. Soc. Am., 91, 1917-1923.

11) 中村亮一・八代和彦, 2000, 観測記録に見られる短周期地震動の方位依存性 -ほぼ同一の位置・ 規模の2地震のスペクトル振幅比-,日本地震学会講演予稿集, 2000 年秋季大会, B11.

12) 中村亮一・八代和彦, 2002, 観測記録に見られる短周期地震動の方位依存性, -ほぼ同一の位置・ 規模の2地震のスペクトル振幅比-, 第11回日本地震工学シンポジウム, 157-162.

13) Yasiro, K., S. Noda, K. Takahashi and S. Omote, 1998, Strong motion earthquake instrument array in and on hard stratum in the Kanto and Southern Tohoku areas of Japan, The Effects of Surface Geology on Seismic Motion, Balkema, 271-278.

14) Brillinger, D. R., and H. K. Preisler, 1984, An exploratory analysis of the Joyner-Boore attenuation data, Bull. Seism. Soc. Am., 74, 1441-1450.

15) Liu, H. L., and D. V. Helmberger, 1985, The 23:19 after-shock of the 15 October 1979 Imperial Valley earthquake : More evidence for an asperity, Bull. Seism. Soc. Am., 75, 689-708.

16) 小山順二, 1987, 短周期地震波の方位依存性, 地震 2, 40, 397-404.

**17)** 干場充之, 2001, 震源・パス・サイトを Convolution 表現した時の振幅のバラツキ(その2),地 球惑星科学関連学会合同大会, Sp-006.

(受理:2004年8月10日)

(掲載決定:2005年6月21日)

# Variation of Strong Motion Response Spectra Observed at the Same Site — Analysis on Data from Pair Events of the Same Magnitudes and the Same Hypocentral Distances —

# IKEURA Tomonori<sup>1)</sup> and NODA Shizuo<sup>2)</sup>

Member, Supervisory Research Eng., Kajima Technical Research Institute, Dr. Eng.
 Member, Group Manager, Tokyo Electric Power Company

#### Abstract

Amplitude variations of the strong-motion response-spectra are evaluated using 275 pairs of acceleration records observed at the strong-motion sites in the South Tohoku and the Kanto regions. Each pair of records consists of those observed at the same site due to the different two events of which magnitudes and hypocentral distances are almost the same. In the analysis, the amplitude variation (AV) is assumed to be summation of two types of variations: componentdependent variation (CDV) and event-dependent variation (EDV). To evaluate these variations separately, random effects model with the two statistical elements is applied. The analysis using above all pairs of data gives the logarithmic standard deviations (LSD) of 0.23, 0.43 and 0.49 for CDV, EDV and AV, respectively, in the short period range. LSDs for EDV and AV decrease to 0.38 and 0.44, respectively, when the data pairs from the sources in the different epicentral areas are excluded. This indicates that the strong motions from different epicentral regions show relatively large amplitude differences even if their magnitudes and distances are almost the same. Combining our results with the amplitude variations estimated by Nakamura and Yasiro(2000) enables to resolve EDV into the variation due to source radiations(SRV) and the variation due to rupture directivities(RDV). In the short period range, LSDs for EDV and SRV are evaluated as 0.32 and 0.20, suggesting that variation of the seismic source radiations such as stress-drop differences is more significant than that of rupture directivities.

Keywords: Earthquake, Strong Motion, Response Spectra, Amplitude Variation