地震動位相を模擬するための 非整数レヴィフライト確率過程の構成

佐藤 忠信1

¹正会員 京都大学名誉教授 (〒606-8501京都市左京区吉田本町) E-mail:satotdnbseu@yahoo.co.jp

地震動位相を確率過程として模擬するための数理を展開する.まず,確率過程のランダム性が独立同分 布で生成される乱数列の無相関性に基づくものとし、媒介変数に関して連続で分散を有する独立同分布の 確率過程は正規分布で規定され、最も単純な場合には、ウイナー過程になることを明示する.さらに、差 分過程の分散が媒介変数間隔のベキ乗則に従い、確率特性が正規分布となる場合には、確率過程は非整数 ブラウン運動過程となるが、地震動位相の模擬には使用できないことを示す.最後に、地震動位相差分の 確率特性が非ガウス性を有することを誘導し、地震動位相が円振動数に関して微分不可能な過程となるこ とを明確にする.非整数レヴィフライト運動と名付ける確率過程を構築し、地震動位相過程を模擬する. それらを用いて模擬した設計応答スペクトル準拠の加速度時系列を示す.

Key Words : randomness, Wiener process, power law, fractal, fractional Brownian motion, non-Gaussian, fractional Levy-flight motion, Respose spectrum compatible earthquek motions

1. まえがき

地震動は断層破壊過程に基づいて発震される震源時間 関数が地殻や観測点近傍の表層地盤を透過した後に観測 される時刻歴であるので,地震動は震源時間関数と,伝 播経路の影響を表現する,P波・S波・表面波・表層地 盤近傍の非線形波動伝播特性などから構成される,波動 伝達時間関数との合成積となる.合成積をフーリエ変換 するすることにより求まる地震動のフーリエ位相は,合 成積の基になっている各種時間関数を規定するフーリエ 位相の線形和として求めることができる.また,地震動 位相は地震波動の主エネルギー到達時間や継続時間,さ らには波形の全体的形状を規定するので,地震動位相を モデル化することの重要性は広く認識されている.

現段階では、地震動生成の各種物理過程を確定論的に 決定することは困難であるので、各種物理過程に内在す る不確定性を総合的に評価して、確率論的な観点から、 地震動フーリエ位相を確率過程としてモデル化するため の努力^{1)〜3}を継続してきた。発表してきた内容は、単純 なものから複雑なものへと進化しているが、系統的に記 述したものではなかった。本研究では、これまで行って きた研究内容を再整理し、位相過程を、円振動数に関し て連続性を保持しながら、フラクタル特性と非ガウス確 率特性とを分離できる確率過程としてモデル化する.

第2章では,確率過程の基本的概念を解説する.確率 過程のランダム性が過程を規定する確率密度関数から独 立(同)分布で生成される乱数列の無相関性に起因するものとし、それから導かれる幾つかの基本概念を解説する.

第3章では、地震動位相が、円振動数に関して、区分 的連続関数で相関性を有することを明示し、その模擬法 として非整数ブラウン運動過程の適用可能性を議論する. しかし、位相差分過程の確率特性が正規分布とはならな いので、位相を、円振動数に関して区分的連続で相関性 を有し、かつ非ガウス性を有する確率率過程としてモデ ル化しなけらばならないことを明らかにする.

第4章では、地震動位相差分が有しているベキ乗則と 非ガウス確率特性とを、相乗積の形式で表現した上で、 非整数レヴィフライト運動過程と名付ける、新しい確率 過程を定義し、その模擬アルゴリズムを構築する.

2. 確率過程の基本的性質

(1) 確率過程の概念

確率過程は一般性を失うことなく、「有限な実数値区間(確率過程の定義領域)上に定義されたランダム性を有する標本過程の集合」と定義される. 説明を簡単にするため、確率変数を大文字でYと表し、その実現値を小文字でyと表現したとき、完備な実数値である媒介変数 ω の関数として $Y(\omega)$ と表現すれば、それは確率過程となる. この場合、実現値は媒介変数の関数となり $y(\omega)$ と表され、それは標本過程と呼ばれる. 記号{}で集合を

表現するものとすれば,確率過程は $Y(\omega) = \{y(\omega)\}$ と記述される.注意しておかなければならないのは,集合の要素である $y(\omega)$ が, ω の関数である以外に, ω を固定すると $y(\omega)$ も完備な実数値として定義されるので,標本過程が無限(非加算)個存在することである.

媒介変数の区分的連続関数として標本過程が定義され ている場合には、媒介変数を適切な離散間隔で離散化す れば、標本過程を離散過程として取り扱うことが可能で ある.また、確率過程では、それが定義される領域以外 に、過程のランダム性を定義する確率分布特性が必要に なる.したがって、個々の標本過程を規定する確率特性 が把握できれば、確率過程が明確に定義できる.

問題は、「標本過程の一つから決定された確率特性を 標本過程の集合(確率過程)の確率特性とすることができ るのか?」と言う点である.これは、確率過程にエルゴ ード仮説の成立することを認めればよい.さらに、各標 本過程に"定常性"を仮定できれば、一つの標本過程の 全離散点上で定義される離散値数列からその確率特性を 抽出し、それを確率過程(標本過程の集合)の確率特性と することが可能となる.物理現象にエルゴード仮説の成 立することを証明することは極めて困難であるが、この 仮説を採用すると、現象の確率特性が極めてうまく説明 できることに疑問を抱く研究者は少ないのが現状である. したがって、証明が必要な「仮定」と言う言葉を避け 「仮説」と言う言葉が一般的に使われている.標本過程 の"定常性"の成立条件は、本章(4)節で議論する.

(2) 標本過程のランダム性

標本過程のランダム性は、過程を規定する確率密度関 数から独立(同)分布で生成した乱数列の無相関性に基づ いているものとする. 媒介変数に関して相関性を有する 場合には、相関マトリックスを介して、独立同分布の乱 数列から標本過程が構成されるものとする.相関マトリ クスの次元が大きくなると、この方法論は現実的でなく なので、過程の確率特性が正規分布で規定されている場 合であっても、非整数ブラウン運動過程%のような標本 過程の模擬法が必要になる。また、近代確率過程論で広 く用いられている確率微分方程式の解りとして定義され る標本過程は、標準正規分布から独立同分布で生成され た乱数列で規定されるウイナー増分過程®を用いて構成 されているので、標本過程のランダム性に対するこの概 念は普遍的なものである.標本過程が非ガウス性を示す 場合にも、過程のランダム性は同じ概念に基づくものと する。問題は、相関特性を評価する方法論である。

a) 独立同分布の乱数列で構成される標本過程

まず、平均値ゼロで分散 σ^2 を有する任意の確率密度 関数 $p(0, \sigma^2, Z)$ から独立同分布で生成した乱数列 $\{Z_j\}$ を 用いて標本過程を定義し、そのランダム性から誘導され る特性を議論する. このために, 媒介変数を微小離散間 隔 $d_0\omega$ で離散化した離散点 $\{\omega_j\}, \omega_j = j \cdot d_0\omega$ を考える. この離散点上で離散化された, 離散標本過程 $y_j = y(\omega_j)$ を考える.まず, 乱数列の特性を明確にする目的 で, 次式で離散標本過程を規定した場合を考察する.

$$y_i = Z_i$$

(1)

この場合には、標本過程のランダム性は乱数列の無相関 性により直接規定される.さらに、ω_j点における、次 式で与えられる、離散標本過程の後退差分を考える.

$$d_0 y_j = Z_j - Z_{j-1}$$
 (2)
 $Z_j \ge Z_{j-1}$ は $p(0, \sigma^2, Z)$ から独立に生成した乱数であり互
いに無相関であるので、 $d_0 \omega \to 0$ の極限において、
 $d_0 y_j = 0$ が満たされない、したがって、独立同分布の
乱数列を用いて媒介変数に関して連続な標本過程を構成
できないことが分かる.

b) 媒介変数に関し連続条件を満たせる標本過程

式(1)の形式で標本過程を定義すると,媒介変数に関 する標本過程の連続性が満たされなくなる.ここでは, ランダム性を保持し、媒介変数に関して連続な標本過程 が満たすべき条件を明確にする.そのために,差分標本 過程 d_0y_j が,確率密度関数 $p(0,\sigma^2,Z)$ から独立同分布で 生成した乱数列 $\{Z_j\}$ で表現できる,次式の場合を考える. $d_0y_j = Z_j$ (3) 重要なのは式(1)と(3)の違いである.式(1)では標本過程

重要なのは式(1)と(3)の違いである。式(1)では標本過程 そのものが乱数列であったのに対して、式(3)は差分標 本過程が乱数列になっている点である。この場合、 $d_0y_iの分散\sigma^2_{dov}$ は次式で与えられる。

$$a_{d_0 \gamma}^2 = \sigma^2 \tag{4}$$

 $y(\omega)$ が媒介変数の連続関数である場合を考えると、 $d_0y_j \delta k$ 個トバシにk個ずつ足し込んだ離散媒介変数間 隔が $\Delta \omega = kd_0 \omega$ となるような、差分間隔の大きな差分 標本過程は次式で与えられなければならない.

$$\Delta y_j = \sum_{l=1}^{\kappa} d_0 y_{k(j-1)+l}$$
 (5)

この場合、 Z_j が確率密度関数 $p(0, \sigma^2, Z)$ から独立同分布 で生成した乱数であることを考慮すれば、 Δy_j の分散 $\sigma_{\Delta v}^2$ は次式で与えられる.

$$\sigma_{\Delta \gamma}^2 = k \sigma_{d_0 \gamma}^2 = k \sigma^2 \tag{6}$$

さらに、中心極限定理からkの値が大きくなれば、 Δy_j の確率密度関数は正規分布に収束することになる. ここで問題になるのは、媒介変数は連続な実数値であるので、 $d_0\omega$ はいくらでも小さく取れることである. そこで、 $d_0\omega \varepsilon 1/K$ 倍にした、さらに小さな微小離散媒介変数間隔 $d_K\omega = d_0\omega/K \varepsilon$ 考えてみる. この場合でも、 $d_K\omega$ 間隔で求めた差分標本過程 $d_K y$ の分散は $\sigma^2_{d_K y} = \sigma^2$ であるから、式(6)は次式のように書き変えられる.

$$\sigma_{\Delta y}^2 = kK\sigma_{d_Ky}^2 = kK\sigma^2 \tag{7}$$

式(6)と(7)を比較することにより、微小離散媒介変数間

隔の取り方が異なると、 $\Delta \omega$ 間隔での差分標本過程の分 散値が異なることが分かる. さらに、媒介変数は連続な 実数値であるので実数値の完備性からKの値はいくらで も大きく取ることができるので、 $\sigma_{\Delta y}^2$ が媒介変数の至る 所で無限大に発散することになる. これから差分標本過 程を直接乱数列とする過程は連続な標本過程のモデルと して成立しないことが分かる.

この矛盾を無くすためには、 $\sigma_{\Delta y}^2$ が媒介変数 ω に関して連続となる条件を導入すればよい.すなわち、任意の離散媒介変数間隔 $\Delta \omega$ に対して、 $\Delta \omega \rightarrow 0$ の極限で、 $\sigma_{\Delta y}^2 \rightarrow 0$ となるように分散の表現を修正する必要がある.この条件は、標準偏差 $\sigma_{\Delta y}$ が次式の関係を満たしており、

$$\sigma_{\Delta \gamma} = a(\Delta \omega)\sigma_0 \tag{8}$$

 $\Delta \omega \to 0$ のときに、 $a(\Delta \omega) \to 0$ となればよい. σ_0 は適当 な定数である.式(8)は任意の離散媒介変数間隔に対 して成立しなければならないので、次式の成立する ことも要求する.

 $\sigma_{d_0y} = a(d_0\omega)\sigma_0$ (9) 式(6)の左辺を式(8)で置き換え,式(9)の関係を式(6)の右 辺に代入すれば,次式が得られる.

 $a^{2}(\Delta\omega)\sigma_{0}^{2} = ka^{2}(d_{0}\omega)\sigma_{0}^{2}$ (10) $\Delta\omega = kd_{0}\omega$ であったから,式(10)より関数a()の拘束 条件として次式が得られる.

 $a^{2}(kd_{0}\omega) = ka^{2}(d_{0}\omega)$ (11) $d_{0}\omega$ は任意に選べるので,式(11)の関係を満たすことの

できる一番単純な関数形式は、次式で与えられる.

 $a(d_0\omega) = \sqrt{d_0\omega}$ (12) この場合には、当然であるが次式の関係も成立する.

$$a(\Delta\omega) = \sqrt{\Delta\omega} \tag{13}$$

したがて、 $\sigma_{\Delta y}^2 = \Delta \omega \sigma_0^2$ と表現できる.一方、中心極限 定理から、差分標本過程を規定する確率密度関数は確率 密度関数 $p(0, \sigma^2, Z)$ がどのようなものであれ、分散 $\sigma_{\Delta y}^2$ を有する正規分布とならなければならない.この結果、 Δy_j の確率密度関数は次式で表現されることになる.

$$p(\Delta y_j) = \frac{1}{2\pi\sqrt{\Delta\omega}\sigma_0} \exp\left\{-\frac{(\Delta y_j)^2}{2\Delta\omega\sigma_0^2}\right\}$$
(14)

この場合,離散化された標本過程 $\{\Delta y_j\}$ は,標準正規確 率密度関数N(0,1)から独立同分布で生成した乱数列を $\{X_j\}$ とすれば,次式で与えられる.

$$\Delta y_i = \sqrt{\Delta \omega} \sigma_0 X_i \tag{15}$$

これは,差分標本過程がウイナー増分(ブラウンノイズ) 過程としてモデル化されなければならず,標本過程がウ イナー過程⁸となるこを意味している.式(15)から標本過 程y(ω)の離散平均勾配過程が次式で定義できる.

$$\frac{\Delta y_j}{\Delta \omega} = \frac{\sigma_0}{\sqrt{\Delta \omega}} X_j \tag{16}$$

これは $\Delta \omega \to 0$ の極限で標本過程の媒介変数に対する微係数が無限大に発散することを意味している. すなわち,

標本過程が微分不可能な過程となっていることを意味しているが、ウイナー過程が微分不可能な確率過程⁸として定義されることからも容易に理解できる.

なお、 $\Delta \omega \rightarrow 0 \circ \Delta y_j \rightarrow 0 \circ \delta a$ から、独立同分布の 乱数列を用いて媒介変数に関して連続な標本過程を模擬 するなら、ウイナー過程とするのが最も簡便で合理的で あることが分かる.この場合の離散差分標本過程の確率 特性は次式のように表現される.

$$\Delta y_i \sim \sqrt{\Delta \omega} \sigma_0 N(0,1) \tag{17}$$

ここで述べたことは、物理現象を確率過程としてモデ ル化する際の、かなり厳しい拘束条件となる.それは、 媒介変数に関して連続な物理過程を計測し、それを有限 個の成分からなる数値列として離散化すると、数値的分 散値は必ず求まるので、物理過程を規定する確率密度関 数は、分散を有する分布関数としてモデル化するのが合 理的に見えるためである.さらに、独立同分布の仮説が 成立するとして、物理過程を確率過程として模擬しよう とすると、中心極限定理の要請から標本過程の確率密度 関数の最も単純な形式が式(14)で表現されるので、物理 過程が少なくともウイナー過程として表現されなければ ならなくなるためである.

(3) 媒介変数に関して相関性を有する標本過程

ここでは、フラクタル特性 0 や長期記憶特性 10 を有している物理過程において、普遍的に観察されている現象を議論する。それは、差分標本過程 Δy_{j} の分散値 $\sigma_{\Delta y}^{2}$ が $\Delta \omega$ のベキ乗則に従い、次式で表現される場合である。

$$\sigma_{\Lambda\nu}^2 = \sigma_H^2 (\Delta\omega)^{2H} \tag{18}$$

まず,式(18)から誘導される標本過程の相関特性を議 論する.そのため, $\Delta \omega = \omega_t - \omega_s$, $\Delta y = y_t - y_s$ とお いて,式(18)を書き直すと次式を得る.

 $E[(y_t - y_s)^2] = \sigma_H^2(\omega_t - \omega_s)^{2H}$ (19) 一般性を失うことなく、 $\omega_s = 0$ で $y_s = 0$ と置いてもよ いので、次式が成立すると考えても良い.

$$E[y_t^2] = \sigma_H^2 \omega_t^{2H} \tag{20}$$

一方, $y_t \ge y_s$ の自己共分散を $\gamma(y_t, y_s)$ とすれば,

 $E[(y_t - y_s)^2] = E[y_t^2] + E[y_s^2] - 2\gamma(y_t, y_s)$ であるから、次式を得る.

 $\gamma(y_t, y_s) = \frac{\sigma_H^2}{2} \{ \omega_t^{2H} + \omega_s^{2H} - (\omega_t - \omega_s)^{2H} \}$ (21) この結果から,標本過程 $y(\omega)$ は相関性を有すること, $y(\omega)$ の自己共分散が円振動数間隔のみの関数でないので, $y(\omega)$ は定常過程でないことが判明する.標本過程 の差分に関する自己共分散を計算してみる. $\Delta y_t = y_{t+1} - y_t \ge \Delta y_{t+k} = y_{t+k+1} - y_{t+k} \ge \mathbb{E}$ き, $\Delta y_t \ge \Delta y_{t+k}$ の自己共分散を $\gamma_{\Delta y}(\Delta y_t, \Delta y_{t+k})$ とすれば

$$\gamma_{\Delta y}(\Delta y_{t}, \Delta y_{t+k}) = Cov(\Delta y_{t}, \Delta y_{t+k})$$

= $E[(y_{t+1} - y_{t})(y_{t+k+1} - y_{t+k})]$
= $\gamma(y_{t+1}, y_{t+k+1}) - \gamma(y_{t+1}, y_{t+k})$
 $-\gamma(y_{t}, y_{t+k+1}) + \gamma(y_{t}, y_{t+k})$
(22)

となるので、式(21)の関係を代入すれば、次式を得る.

$$\gamma_{\Delta y} = \frac{\theta_H}{2} \{ \omega_{k+1}^{2H} - 2\omega_k^{2H} + \omega_{k-1}^{2H} \} =$$

$$\frac{1}{2} \sigma_H^2 \Delta \omega^{2H} \{ |k+1|^{2H} - 2|k|^{2H} + |k-1|^{2H} \}$$
(23)

これから、ベキ乗則に従う差分標本過程は媒介変数に 対して相関性を有するが、定常過程であることが分かる. なお、 $\rho_{\Delta y}(\omega_k) = \gamma_{\Delta y}(\omega_k)/\sigma_H^2 \Delta \omega^{2H}$ で定義される差分 標本過程に関する自己共分散関数は離散媒介変数点を規 定するステップ数kのみの関数になり、 $\Delta \omega$ に無関係に なる.これから、ベキ乗則に従う標本過程はフラクタル な自己アフィン相似過程 %になっていることが判明する. この場合に、差分標本過程 Δy_j の確率特性が正規分布に 従うものとすれば、それは次式で定義される.

$$p(\Delta y_j) = \frac{1}{2\pi (\Delta \omega)^H \sigma_H} \exp\left\{-\frac{\left(\Delta y_j\right)^2}{2(\Delta \omega)^{2H} \sigma_H^2}\right\}$$
(24)

なお、 $\Delta y_j = y - y_j$ とし、 $\Delta \omega = \omega - \omega_j$ と書き直して、 $y_j \equiv 0, \omega_j \equiv 0$ としても一般性を失うことは無いので、 式(24)は次式のように書き変えられる.

$$p(\mathbf{y}) = \frac{1}{2\pi\omega^H \sigma_H} \exp\left\{-\frac{(\mathbf{y})^2}{2\omega^{2H} \sigma_H^2}\right\}$$
(25)

この確率密度関数に従う確率過程は、Mandelbrot^{III}によりその理論が体系づけられ、非整数ブラウン運動過程と 名付けられ、その標本過程yは次式で表現されている.

$$y(\omega) - y(0) = c \int_{-\infty}^{\omega} K(\omega, \tau) d\zeta(\tau)$$
 (26)

ここに、y(0)はyの初期条件であり、cは等号を成立させるための係数、 $d\zeta(\tau)$ は円振動数 τ におけるウイナー増分過程で、標準正規乱数 Z_{τ} を用いて、次式のように定義される積分関数である

 $d\zeta(\tau) = \sqrt{d\tau}\sigma_w Z_\tau$ $Z_\tau \sim N(0,1)$ (27) なお, $K(\omega, \tau)$ は積分核で次式で定義される関数である.

$$K(\omega,\tau) = \begin{cases} (\omega-\tau)^{H-1/2} - (-\tau)^{H-1/2} & (\tau < 0) \\ (\omega-\tau)^{H-1/2} & (0 \le \tau \le t) \end{cases}$$

したがって、差分標本過程を改めて $\Delta y_j = y(\omega_j) - y(\omega_j - \Delta \omega)$ と定義しなおせば、次式を得る.

$$\Delta y_{j} = c \int_{-\infty}^{\omega} K(\omega, \tau) d\zeta(\tau)$$

-c
$$\int_{-\infty}^{\omega - \Delta \omega} K(\omega - \Delta \omega, \tau) d\zeta(\tau)$$
 (28)

式(28)で $\Delta \omega \rightarrow 0$ とすれば、 $\Delta y_j \rightarrow 0$ となるので、非整数 ブラウン運動過程でモデル化される標本過程も円振動数 に関する連続関数になっていることが分かる.

非整数ブラウン運動過程として模擬した差分標本過程 の特性を把握するために,式(28)を離散化すると,次式 が得られる¹²⁾.

$$\Delta y_j = a(\Delta \omega)^H \sigma_w \sum_{l=-\infty}^{J} B_{jl} Z_l$$
⁽²⁹⁾

ここに、 $\{Z_l\}\sim N(0,1)$ であり、 B_{jl} は次式で表現される. $B_{jl} = \{(j+1-l)^{H-1/2} - (j-l)^{H-1/2}\}$ (30)

式(29)と(30)を誘導するのに、 $\omega_j = j \cdot \Delta \omega, \tau_l = l \cdot \Delta \omega = \omega_l, \psi_j = \psi(\omega_j), K_{jl} = K(\omega_j - \tau_l)$ の関係と、 $d\zeta(\tau)$ の近似として次式を用いた。

 $\Delta \zeta_l = \sqrt{\Delta \omega} \sigma_w Z_l \quad Z_l \sim N(0,1) \quad (31)$ さらに, $K_{j+1 j} = K(\omega_j + \Delta \omega - \omega_j) = (\Delta \omega)^{H-1/2}$ や次式 の関係も考慮する必要がある.

$$K_{j+1 l} - K_{jl} = K(\omega_j + \Delta\omega - \tau_l) - K(\omega_j - \tau_l)$$

= $B_{il}(\Delta\omega)^{H-1/2}$ (32)

なお、 $\{Z_l\}$ は標準正規分布関数から独立同分布で生成した乱数であるので、次式が成立する.

$$E[Z_k Z_l] = \begin{cases} 1 & k = l \\ 0 & k \neq l \end{cases}$$
(33)
したがって、式(29)から次式が得られる.
$$E[\Delta y_j^2] = a^2 (\Delta \omega)^{2H} \sigma_w^2 \sum_{l=1}^{j} B_{jl}^2$$
(34)

 $I=-\infty$ 式(34)に現れる B_{jl}^2 のlに対する無限和は収束することが 保障^{III}されている.したがって、非整数ブラウン運動過 程として模擬された差分標本過程の分散が離散媒介変数 間隔のベキ乗則に従うことが明確になる.また、式(29) から明らかになるように、差分標本過程は標準正規乱数 列の重み付き和として表現されているので、そのランダ ム性が保証されること、 Δy_j の確率密度関数が正規分布 になることも一目瞭然である.媒介変数に対して連続な 標本過程は差分標本過程を足し合わせることによって求 められるので、 y_j の確率密度関数も正規分布になる.

(4) 確率微分方程式に基づく標本過程

標本過程を相関性を有する過程とするためには、確率 微分方程式による表現を用いることもできる[¬]. 簡単の ために、線形確率微分方程式を用いて、標本過程y(ω) を書き下せば、次式となる.

 $dy = \{a_1(y,\zeta)\}d\omega + \{b_1(y,\zeta)\}d\zeta$ (35) ここに、 $a_1(y,\zeta) \ge b_1(y,\zeta)$ は微分方程式の係数関数であ り、両者の最も簡単な表現は、 $a_1(y,\zeta) = c_1(\omega)y + c_2(\omega) \ge b_1(y,\zeta) = \sigma_1(\omega)y + \sigma_2(\omega)$ であり、 $c_1, c_2, \sigma_1, \sigma_2$ は微分方程式の係数であり媒介変数の関数として定義さ れ、 $d\zeta$ は式(27)で定義されたウイナー増分過程である. この場合、平均過程 $\mu_y \ge$ 分散過程 σ_y^2 は次式となる.

 $d\mu_y = \left\{ \left\{ c_1(\omega)\mu_y + c_2(\omega) \right\} d\omega \right\}$

 $d\sigma_y^2 = \{\sigma_1^2(\omega)\sigma_y^2 + 2(c_2(\omega) + \sigma_1(\omega)\sigma_2(\omega))\mu_y\}d\omega$ これらの式から、標本過程に相関性の有ることは明確で

あり,観測して求められる標本過程y(ω)を基に,確率 微分方程式の係数を同定できる可能性¹³も見えてくる.

いま,オイラー近似^かを用いて,線形確率微分方程式 を漸化式の形式に書き直せば,次式を得る.

 $y_{i+1} = y_i + a_1(y_i, \zeta_i)\Delta\omega + b_1(y_i, \zeta_i)\Delta\zeta_i$ (36) ここに、Δζiは式(31)の形式で表されるウイナー増分 過程である.式(36)を用いて、標本過程の初期条件を $y_1 = y_0$ と置き, $j = 1, 2, \dots, N - 1$ と置いて, 順次, 標 本過程をy_Nまで求めれば、標本過程が決定される.標 本過程を決定する確率微分方程式の式(36)による近似解 は、Δωを十分小さくしておけば、確率1で収束するこ とが保障 ⁷されているので、初期乱数値を変えることに より、多数の標本関数を生成すれば、確率過程Y(ω) = $\{y(\omega)\}$ が定義できる. 差分標本過程は $\Delta y_i = y_{i+1} - y_i$ と表されるので、 $\Delta \omega \rightarrow 0$ のときに、式(36)から $\Delta y_i \rightarrow 0$ となり、標本過程y(ω)の円振動数に関する連続性は保 証される. 一方Δy_iの駆動項はウイナー増分過程である ので、そのランダム性は保証されるが、Δy_iの確率密度 関数は正規分布になならない. それは,式(36)の漸化式 から分かるように、 Δy_i には $1 \leq l \leq j$ にわたる全ての Δζ,が入れ子の状態で包含されているからである.

そこで、最も単純な場合として、 $c_0 \ge \sigma_0 \varepsilon$ 定数として、 $a_1(y,\zeta) = c_0 \phi \ge b_1(y,\zeta) = \sigma_0 \phi$ とおいた場合について、確率密度関数を計算してみる.この場合、確率微分方程式の解は幾何ブラウン運動 ^のとなり、次式で与えられる.

 $y(\omega) = y(0)\exp((c_0 - 0.5\sigma_0^2)\omega + \sigma_0\sqrt{\omega}Z_\omega)$ (37) ここに、y(0)は $y(\omega)$ の初期値であり、厳密な表記は媒 介変数 ω の初期値 ω_0 を用いて、 $y(\omega_0)$ とするべきであ るが、 $\omega_0 = 0$ としたものである. Z_ω は媒介変数 ω にお いて標準正規確率密度関数N(0,1)より独立同分布で 生成された乱数値である. なお $\sqrt{\omega}$ の平方根内の厳密 な表記は媒介変数 ω の初期値 ω_0 を用いて、 $\omega - \omega_0$ と するべきものであるが、 $\omega_0 = 0$ と簡略化している. Z_ω が標準正規確率密度関数に従う確率変数であること、 ならびに、式(37)の関係を用いて、確率変数の変換を行 えば、yの確率密度関数p(y)は次式で与えられる.

$$p(y) = \frac{y_0}{\sqrt{2\pi\omega\sigma_0 y}}$$
$$\cdot \exp\left(-\frac{1}{2\omega\sigma_0^2} \left\{\log\left(\frac{y}{y_0}\right) - (c_0 - 0.5\sigma_0^2)\omega\right\}^2\right)$$
(38)

これから,最も単純な確率微分方程式の解として得られる確率過程の確率密度関数であっても,ガウス系の確率密度関数では表現できないことが分かる.

3. 位相過程の基本的数理特性

(1) 位相を確率過程としてモデル化する動機

観測されている地震動の加速度時間関数をf(t)とする. 各種地震動データベースとして提供されている加速度記 録は,時間tに関してリーマン積分可能であることが前 提となっている.この場合,f(t)のフーリエ変換の積分 計算は可能で,次式で与えられる.

$$F(\omega) = R + iI = \int_{-\infty}^{\infty} f(t) e^{-i\omega t} dt \qquad (39)$$

ここに、ωは円振動数であり、第2章での媒介変数に相当するものである. *RとIはフーリエ変換の実数部と虚数部であり、次式で定義される*.

$$R(\omega) = \int_{-\infty}^{\infty} f(t) \cos(\omega t) dt$$

$$I(\omega) = \int_{-\infty}^{\infty} f(t) \sin(\omega t) dt$$
(40)

ここで, *f*(*t*)が震源関数*s*(*t*)とグリーン関数*g*(*t*)の合成 積として次式のように表現できるものとする.

$$f(t) = g(t) * s(t) \tag{41}$$

ここに、記号*は合成積を表す.式(41)の両辺をフーリ エ変換すると、次式を得る.

$$F(\omega) = G(\omega)S(\omega)$$

ここに、 $F(\omega) \ge G(\omega)$ ならびに $S(\omega)$ は各々時間関数 $f(t) \ge g(t)$ ならびにs(t)のフーリエ変換である.それら は次式で表現できる.

$$F(\omega) = A(\omega)\exp(i\phi(\omega)),$$
$$G(\omega) = A_{-}(\omega)\exp(i\phi_{-}(\omega))$$

$$\mathbf{U}(\omega) = \mathbf{A}_g(\omega) \exp\left(i\psi_g(\omega)\right),$$

$$S(\omega) = A_s(\omega) \exp(i\phi_s(\omega))$$

ここに, $A(\omega), A_g(\omega), A_s(\omega) と \phi(\omega), \phi_g(\omega), \phi_s(\omega)$ は 各々フーリエ振幅と位相である.この関係を用いれば, フーリエ振幅に関して次式の関係が得られる.

$$A(\omega) = A_g(\omega)A_s(\omega)$$

一方,フーリエ位相に関しては次式が得られる.
 $\phi(\omega) = \phi_g(\omega) + \phi_s(\omega)$

 $\phi(\omega) = \phi_g(\omega) + \phi_s(\omega)$ (42) さらに、グリーン関数のフーリエ変換 $G(\omega)$ が、複数の 波動伝達関数のフーリエ変換関数の積として分解可能で あるとすれば、 $G(\omega) = G_1 \cdot G_2 \cdots G_N$ と表現できるので、 $G_l(\omega) = A_l(\omega) \exp(i\phi_l(\omega))$ とすれば、次式の表現を得 ることができる.

$$A_g(\omega) = A_1(\omega) \cdot A_2(\omega) \cdots A_N(\omega)$$

 $\phi_g(\omega) = \phi_1(\omega) + \phi_2(\omega) + \dots + \phi_N(\omega)$

したがって、地震動位相は複数の波動伝播過程に包含されている位相過程の線形和として分解可能になる.

これから、観測記録の位相過程を用いて、波動伝播過 程の物理特性を把握できる可能性が見えてくるが、物理 過程の不確定性により、震源過程や伝播過程が確定論的 に決定できなくとも、地震動位相過程全体を対象として、 その確率特性を明確にすることにより、位相過程全体を 確率過程としてモデル化できる可能性も見えてくる.

(2) 位相過程は円振動数に関する区分的連続関数

式(40)から,時間関数f(t)がリーマン積分可能であれ ば, $R(\omega)$ と $I(\omega)$ が円振動数 ω の連続関数になることは 明白である.一方,地震動加速度記録のフーリエ振幅 $A(\omega)$ と位相 $\phi(\omega)$ は次式で定義される.

$$A(\omega) = \sqrt{R^2 + I^2}$$
(43)
$$\phi(\omega) = \texttt{G}\texttt{A}(F) = \texttt{G}\texttt{G}(R + iI)$$
(44)

これから、フーリエ振幅は円振動数の連続関数になることは明かであるが、式(44)から求まる位相は主値である [$-\pi,\pi$]内の値しか求まらない.したがって、見かけ上、 π ごとに不連続性が発生し、円振動数に関して連続な位相を求めるには、アンラップ操作が必要になる.このためには、円振動数 ω において複素数Fが乗っているRiman面の枚数を正確に求める必要がある.この煩雑さを避けるため、位相増分 $d\phi(\omega)$ の計算を次式で行い、

$$d\phi(\omega) = \frac{RdI - IdR}{R^2 + I^2} \tag{45}$$

 $d\phi(\omega)$ を ω に関して積分することによって、 $\phi(\omega)$ を求 める方法論を提案¹⁹した.この場合、フーリエ振幅が恒 等的にゼロになる円振動数点では、位相増分が無限大に 発散し、位相はその点で不連続になる.したがって、フ ーリエ振幅の値が恒等的にゼロになる円振動数点を含め て、式(45)で定義される、位相増分を積分して求められ る位相 $\phi(\omega)$ は円振動数に関する区分的連続関数と扱う ことが可能になる.フーリエ振幅が恒等的にゼロになる 現象はめったに発生しない現象であることを、典型的な 地震動加速度記録で検証した⁵上で、基本的には、位相 過程が円振動数の連続過程であるとして、それを次式の ように線形遅れ部とそこからの変動部に分解した.

 $\phi(\omega) = -\omega t_0 + \psi(\omega) \tag{46}$

ここに、 $-\omega t_0$ は線形位相遅れ部、 $\psi(\omega)$ はそこからの変動部である.当然であるが、変動部の位相 $\psi(\omega)$ も基本的には円振動数の連続関数として取り扱うことが可能である.

以下本論文では、位相を確率過程として取り扱うため に必要となる情報を総括するが、そのためには、 $\phi(\omega)$ の確率特性を議論する必要がある. ωt_0 は円振動数の線 形関数であるから、位相変動部 $\psi(\omega)$ の確率特性を評価 することは位相 $\phi(\omega)$ の確率特性を評価することと同等 になる.そこで本論文の議論では、特に断らない限り、 位相変動部である $\psi(\omega)$ を位相と呼び、その確率特性を 議論する.

(3) 位相過程のフラクタル性

この節では、地震動位相が円振動数に関して相関性を 有する過程であり、フラクタル特性を有していることを 解説する.



図-1 標準化位相差分Δψ/(Δω)^Hの(m = 0,1,2,…,9,12,16,20)
 に対する確率密度関数を描描したもの.m値と各曲線に
 色との対応は凡例に記入.m値が大きくなると,裾野部
 での確率密度値が大きくなるが,いずれも尖り度が大きく,左右対称で,裾野の厚い分布特性を示している.褐
 色点線はN(0,1)であり,標準化位相差分の確率密度関数
 は正規分布では近似できないことが明白である.

位相差分過程 $\{\Delta \psi_j\}$ の分散 $\sigma_{\Delta \psi}^2$ と離散円振動数間隔 $\Delta \omega$ の間には次式の関係の有ることが、確認4されている.

 $E[(\Delta\psi)^2] = \sigma_{\Delta\psi}^2 = \sigma_H^2(\Delta\omega)^{2H}$ (47) ここに、 σ_H は分散強度を規定するパラメータで、Hは ハースト指数%14と名付けられるれるパラメータであり, 0.5 < H < 1の範囲の値になることが、わが国で観測さ れてきた加速度時刻歴を対象として、マグニチュードが 5-8、震央距離が数キロから2百数十キロに渡る多数の記 録で確認15されている.これから、位相差分過程では離 散円振動数間隔に関してベキ乗則の成立することが分か る. したがって, 第2章におけるyをψに置き換えれば, 式(18)から式(23)の議論は、地震動位相に対してもそのま ま成立し、位相差分過程の自己共分散関数が離散円振動 数点を規定するステップ数のみの関数になり,離散円振 動数間隔Δωとは無関係となる.これは、位相差分過程 が定常過程であることを示しているのみならず、位相の 円振動数に対するフラクタル特性(円振動数に対する局 所的変動と大局的変動が相似になる特性)が、位相差分 の形式で評価できることを示している. この事実から, 位相過程は、相関性を有するフラクタル過程%としてモ デル化されなければならないことが分かる.

(4) 位相の確率過程を規定する確率密度関数

式(47)に基づけば、位相差分の分散の表現形式を通し

て、その確率特性が見えてくるが、分散は確率密度関数 の2次モーメントとして定義されるものであり、確率密 度関数の情報が全て把握できるわけではないので、その 確率密度関数を直接評価しておくことが必要になる.

微小円振動数間隔を $d_0\omega = 2\pi/dt/2^{29}$ とし、式(45)で 定義される位相増分の近似値 $d_0\phi$ を求め、それを足し合 わせて $\phi(\omega)$ を計算し、 $\Delta \omega = 2^m d_0 \omega$ として、式(46)か ら $\psi(\omega)$ を求め、差分間隔の大きな位相差分を $\Delta \psi_j =$ $\psi(\omega_j) - \psi(\omega_j - \Delta \omega)$ で計算し、位相差分 $\Delta \psi_j \varepsilon (\Delta \omega)^H$ で標準化した{ Y_m } = { $\Delta \psi_j / (\Delta \omega)^H$ }の確率密度関数を描 画すると、m値のかなり広い範囲に渡って確率密度関数 が、次式のように表現できることが判明³している.

$$\{Y_m\} = \left\{\frac{\Delta \psi_j}{(\Delta \omega)^H}\right\} \sim p(Y_m, \Delta \omega)$$
(48)

その一例を図-1に示す. Y_m は確率変数で標準化位相差 分である.これは1993年北海道南西沖地震(M=7.8)の際に 寿都町新栄で観測されたEW成分¹⁰(離散時間間隔0.02秒) を用いて, Y_m の確率密度関数を $m = 0,1,2, \cdots,9,12,16$, 20に対して同時に描画したものである.凡例に示され ている各色実線が,m値に対応している.m値が大きく なるにつれて,確率密度関数の尖り度が減少し,分布特 性が扁平になるが,いずれの確率密度関数も確率変数の 広い範囲に渡って裾野の厚い分布特性を示している.分 布関数のピーク近傍を近似している正規分布N(0,1)が 褐色点線で表現されているが,各色で識別された確率密 度関数は褐色点線から大きく乖離しており,標準化位相 差分の確率密度関数が正規確率密度関数で近似できない ことが明らかである.

式(48)は、 $\{\Delta \psi_j\}$ ~ $(\Delta \omega)^H p(Y_m, \Delta \omega)$ と書き直せるので、 $\Delta \omega \rightarrow 0$ の極限では、確率密度関数 $p(Y_m, \Delta \omega)$ がどのよ うなものであっても、 $\{\Delta \psi_j\} \rightarrow \{0\}$ となるので、位相の 連続性は保持されている.なお、 $p(Y_m, \Delta \omega)$ が分散 $\sigma_0^2(\Delta \omega)$ を有する確率密度関数であれば、 $d_0\psi_l$ の分散は $\sigma_{d\psi}^2 = (d_0\omega)^{2H}\sigma_0^2(d_0\omega)$ と表される.また、 $\psi(\omega)$ はω の区分連続関数であるので、 $d_0\psi_l$ をk個トバシにk個づ つ足し合わせた差分間隔の大きな位相差分 $\Delta \psi_j$ を計算す ると、それは式(5)と同じように、次式で表現できる.

$$\Delta \psi_j = \sum_{l=1}^{n} d\psi_{k(j-1)+l} \qquad (j = 1, 2, \cdots, M) \quad (49)$$

今、 $d_0\psi_n \ge d_0\psi_m \sin \neq m$ のときに、互いに独立であ ると仮定できるならば、 $\Delta\psi_j$ の分散 $\sigma^2_{\Delta\psi}$ は、中心極限定 理と式(49)から、 $\sigma^2_{\Delta\psi} = k\sigma^2_{d\psi} = k(d_0\omega)^{2H}\sigma^2_0(d_0\omega)$ と表 現でき、かつ、kの値が大きくなれば、 $\Delta\psi_j$ の確率密度 関数($\Delta\omega$)^H $p(Y, \Delta\omega)$ は正規分布に漸近する. $\Delta\omega$ が一定 に値に固定されていると、 $\Delta\omega = kd_0\omega$ における $d_0\omega$ い くらでも小さく取ることができるから、kはいくらでも 大きく取ることができる. これは、 $p(Y_m, \Delta\omega)$ が常に正



図-2 標準化位相差分の確率密度関数(図-1)から,レヴィフラ イト確率密度関数のパラメータを同定し,解析解を描画 したもの. $\alpha = 1.50$ と式(51)で与えられる γ_m を用いて $\Delta \psi / (\Delta \omega)^H = s(\alpha, \gamma_m, Y)$ を描画した. m値と各曲線の 色との対応は図-1の凡例に同じ

規分布になることを要請している. さらに,式(48)から, $\sigma_{\Delta\psi}^2 = (\Delta\omega)^{2H} \sigma_0^2 (\Delta\omega) = k^{2H} (d_0 \omega)^{2H} \sigma_0^2 (\Delta\omega)$ でなけれ ばならないので,中心極限定理から求められる分散とは 一致しない. これら両者が一致するためには, $k^{2H-1} \sigma_0^2 (kd_0 \omega) = \sigma_0^2 (d_0 \omega)$ となる,非常に特殊な条件 が満たされなければならない.したがって,分散を有す る任意の確率密度関数から独立同分布で生成された乱数 列を用いて,位相差分過程{ $d_0\psi_j$ }を模擬することので きないことが分かる.

一方,図-1から明かなように, $p(Y_m, \Delta)$ は正規分布で は表現できない非ガウス性の分布特性に支配されている. したがって,位相過程を模擬するには, $p(Y_m, \Delta)$ を非ガ ウス系の確率密度関数として表現した上で,式(48)を満 たすような確率過程が構成されなければならない.

(5) 位相過程の相関性と確率特性の分離表現

中心極限定理の拘束に縛られず,非ガウス系の確率過 程を構成するためには, $p(Y_m, \Delta \omega)$ が分散を有しない確 率密度関数であればよい.この条件を満たす確率密度関 数は多数ある¹⁷が,用いる確率密度関数から独立同分布 で生成される乱数列の和からなる確率変数の確率特性 (確率密度関数の再生成)が議論できないと, $p(Y_m, \Delta \omega)$ から生成された独立同分布の乱数列を用いて確率過程を 構成することが困難になる.この要請に応えられる非ガ ウス系の確率密度関数の一つとして,レヴィフライト確 率密度関数¹⁸⁾があるので,式(48)をレヴィフライト確率 密度関数*s*(α,γ,Y)を用いて次式のように書き直す.

$$\Delta \psi_i \sim (\Delta \omega)^H s(\alpha, \gamma, Y_m) \tag{50}$$

ここに, αとγは平均値ゼロで原点対称のレヴィフライト確率密度関数(付録Aを参照)を規定するパラメータで, Ymは分布関数を規定する確率変数である.

式(50)の特徴は、位相差分の数理特性が、ベキ乗則と 確率密度関数の項とに分離して表現されている点にある. これまでの研究成果⁴に基づけば、寿都記録を用いた場 合には、最小2乗法で決定した式(47)のベキ乗則の係数と して、 $H = 0.8085 \ge \sigma_H = 8.658$ が与えられている.

また,確率密度関数を規定するパラメータである*α*と γ を,全ての*m*に対して同定すると,*α*は離散円振動数 間隔 $\Delta \omega = 2^m d_0 \omega$ によらず一定値 $\alpha = 1.50$ となるが, γ は $\Delta \omega = 2^m d_0 \omega$ の関数となる.*m*の異なる曲線群に対 して, $\gamma_m = \gamma(\Delta \omega) = \gamma(2^m d_0 \omega)$ と置いて,図-1を用い て,*m* = 0,1,2,…,9,12,16,20の13曲線群に対して γ_m を 同定すると,*m*値の順に,次式を得る.

$$\begin{split} \gamma_m &= \{0.75, 0.90, 1.00, 1.10, 1.25, 1.45, 1.70, \\ & 1.95, 2.20, 2.40, 2.55, 2.90, 3.25\} \end{split} \tag{51}$$

 $\alpha = 1.50 \ge \gamma_m$ を用いて,式(50)を次式の表現に書き直したうえで,確率密度関数群を描画したのが**図-2**である.

 $Y_m = \Delta \psi_i / (\Delta \omega)^H \sim s(1.50, \gamma_m, Y_m)$ (52)

4. 位相の微分不可能性に関する議論

ここでは、地震動位相が円振動数に関して、微分可能 な過程であるかどうかの議論を展開する。野津は位相が 円振動数に関して微分可能な関数であるとの議論を展開 しているが、この議論には飛躍がある。その点を以下に 解説する。野津は、地震動を継続時間*T*の時間関数*f*(*t*) として、そのフーリエ変換*F*(ω)を次式で与えている。

$$F(\omega) = \int_{-\infty}^{\infty} f(t) e^{-i\omega t} dt = \int_{0}^{T} f(t) e^{-i\omega t} dt$$
$$F(\omega) = A(\omega)e^{i\phi(\omega)}$$

ここに、 $A(\omega)$ と $\phi(\omega)$ はフーリエ振幅と位相である。

野津論文の最大の問題点は、上式の両辺を形式的にω で微分できるとして、無条件に次式が成立していると考 えている点にある。

$$\frac{dF(\omega)}{d\omega} = \int_0^T (-it)f(t) \,\mathrm{e}^{-i\omega t} dt$$

野津論文では、この式の右辺の積分値が ω の連続関数と して計算できるので、 $dF(\omega)/d\omega$ は ω の連続関数になり、 振幅 $A(\omega)$ が ω の連続関数で微分可能な関数なら、「位 相 $\phi(\omega)$ は ω の連続関数で微分可能な関数となる」と結 論付けている。 しかし、*F*(ω)がωで微分不可能な関数のときは、上 式の演算の成立しないことは、右辺がωの連続関数にな るのに、左辺がωの不連続(微分不可能)な関数であるの で、一目瞭然である。本章では、「地震動の位相は円振 動数に関して微分可能かどうかは簡単に結論付けること はできないので、奥の深い議論が必要である。」との立 場に立って、位相の微分可能性を議論する。

(1) 位相の微分不可能性と位相差分過程のベキ乗則

まず,式(52)から,位相平均勾配 $\Delta \psi / \Delta \omega$ の表現として, 次式を得る.

 $\Delta \psi_j / \Delta \omega \sim (\Delta \omega)^{H-1} s(1.50, \gamma_m, Y_m)$ (53) H = 0.8085であったから、式(53)から、 $s(1.5, \gamma_m, Y_m)$ の 形式にによらず、 $\Delta \omega \rightarrow 0$ の極限で、位相平均勾配の発 散することが分かる.したがって、式(46)から、 $\Delta \omega \rightarrow$ 0の極限で群遅延時間 $d\phi/d\omega$ が ω の至る所で発散する. これから位相過程は円振動数 ω に関して連続であるが、 その微係数が ω の至る所で不連続になることが分かる.

なお、レヴィフライト確率密度関数は、分散の定義で きない分布関数(付録A参照)であるので、位相差分の分 散が離散円振動数間隔のベキ乗則に従うという、式(47) のような関係式を、式(50)から直接誘導することはでき ない.しかし、レヴィフライト確率密度関数では裾野を 少しでも切り落とせば、必ず分散値が求まることが明ら かになっている^{19,20)}.さらに、観測された地震動から求 められる位相差分は有限の数値データ列から構成される 離散標本過程であり、切り落としが行われた数値データ 列と考えることができる.この数値データ列の最小値と 最大値を $\Delta\eta_{min}$ と $\Delta\eta_{max}$ と置き、位相差分の切り落とし 値とする.この値に対応する Y_m の最小値と最大値を ζ_{min} と ζ_{max} と置けば、分散の定義できないレヴィフラ イ確率密度関数であっても、次式で定義される積分値 σ_m^2 は有限値として求めることが可能である.

$$\sigma_m^2 = \int_{\zeta_{min}}^{\varsigma_{max}} Y_m^2 s(1.50, \gamma_m, Y_m) dY_m$$
(54)

この値を用いれば式(50), (52)と(54)から次式が得られる

$$E\left[\left(\Delta\psi_{j}\right)^{2}\right] = \sigma_{\Delta\psi}^{2} = (\Delta\omega)^{2H}\sigma_{m}^{2}$$
(55)

 $\sigma_{\Delta\psi}^2$ の値は、離散数値列として与えられる $\{\Delta\psi_j\}$ から、 直接計算可能である.したがって、m = 0,1,2,...,9,12, 16,20に対して計算される $\sigma_{\Delta\psi}^2$ を用いれば、式(55)を用 いて σ_m 値を逆算でき、m値の順に、次式を得る.

 $\sigma_m = \{3.683, 4.025, 4.800, 5.472, 6.212, 6.967, \\ 7.672, 8.258, 9.130, 10, 02, 12, 71, 12, 00, 8, 502\}$ (56)

7.672,8.358,9.130,10.03,12.71,13.00,8.502} これらの値は、式(47)の係数を最小二乗法によって決め た $\sigma_H = 8.658$ には一致せず、かなり広範囲にばらつい ている.これは、 $Y_m = \{\Delta \psi_j / (\Delta \omega)^H\}$ の確率密度関数が レヴィフライト分布に従い、分散の定義できないことに 起因している.式(54)で $\zeta_{min} \rightarrow -\infty \geq \zeta_{max} \rightarrow \infty$ とすれ ば、 σ_m^2 は無限大に発散するので、 σ_m^2 の値が $\zeta_{min} \geq \zeta_{max}$ の値に大きく依存するためである. 当然であるが, $\{\Delta \psi_j\}$ はサンプル離散標本過程の一つである $\{d_0\psi_l\}$ の成 分を足し合わせて求められており, m値により, $\Delta \eta_{min}$ と $\Delta \eta_{max}$ の値が異なるので, $\zeta_{min} \geq \zeta_{max}$ の値が変動し, σ_m 値が異なることになる. 注意してほしいのは, 式(55) の表現が, 位相差分過程の離散円振動数間隔に関する, ベキ乗則の成立することを保証していることである.

(2) 群遅延時間で評価する位相の微分不可能性

式(52)では確率密度関数 $s(1.50, \gamma_m, Y_m)$ のパラメータ γ に相当する γ_m が、 $\Delta \omega$ 値が大きくなるとともに、式(51)のように増加する。この増加の割合と $\Delta \omega$ 値の変化との関係を図-3に示した。横軸は $\Delta \omega/d_0 \omega = 2^m (m = 0, 1, 2, \dots, 9, 12, 16, 20)$ の値であり、縦軸は γ_m/γ_0 の比である。両軸とも底10の対数値で表示している。〇印が観測記録から計算される値である。〇印のデータ特性は2つのグループに分けられる。最初の9点である $m = 0, 1, 2, \dots, 8$ に属するグループと、後半の4点であるm = 9, 12, 16, 20にに属するグループである。それぞれ、赤色と青色の回帰直線でグループ分けができている。赤色の回帰曲線から、次式が得られる

$$\frac{\gamma_m}{\gamma_0} = \left(\frac{\Delta\omega}{d_0\omega}\right)^{H_r} \tag{57}$$

ここに、 $H_r = 0.191441$ である。一方、付録Aの式(a3)より、s(1.50,1,Y)を満たす確率変数を Z_s とすれば、次式のような確率変数の変換が成立する。

$$Y_0 = \frac{d_0 \psi}{(d_0 \omega)^H} = \gamma_0 Z_s, Y_m = \frac{\Delta \psi}{(\Delta \omega)^H} = \gamma_m Z_s \quad (58)$$

式(57)と(58)から次式が得られる。

$$\frac{d_0\psi}{(d_0\omega)^{H+H_r}} = \frac{\Delta\psi}{(\Delta\omega)^{H+H_r}}$$
(59)

なお、寿都記録に対しては、次式が成立する。

 $H + H_r = 0.8085 + 0.1914 \cong 1$ (60) 1993 年釧路沖地震の際に釧路気象台で観測された加速度 記録の NS 成分にも同様な関係式の成立することに着目 し、m値が0~9の範囲($\Delta \omega$ がゼロより大きいかなり広範 囲)にわたって、次式の成立することを数種の観測記録 で確認した²。

$$X = \frac{\Delta \psi}{\Delta \omega} \sim s(\alpha_0, \gamma_0, X) \tag{61}$$

図4はそれを寿都記録で再確認したものである。この図 は、 $\Delta \omega$ のゼロ近傍では、 $\Delta \omega > 0$ のかなり広範囲に渡り、 $\Delta \psi / \Delta \omega$ の確率測度がレヴィフライト分布関数で測れる ことを意味している。一方、レヴィフライ確率密度関数 の分散は存在しないので、式(61)から、位相平均勾配の 分散が定義できないことも分かる。これは、 $\Delta \omega \rightarrow 0$ の 極限として定義される ψ の微係数が分散値で測ると存在 できないこと、すなわち、位相の微係数(群遅延時間)を 分散値で測ると、存在できないことを意味している。 ここで問題になるのは、媒介変数に関して連続な物理現



図-3 標準化位差分 $\Delta \psi / (\Delta \omega)^H$ の確率密度関数を規定するレヴィフライト分布関数のパラメータ比 γ_m / γ_0 と離散円振動数比 $\Delta \omega / d_0 \omega$ との関係。赤線の勾配は $H_r = 0.191441$ となる。



図4 位相平均勾配の確率密度関数。 $d_0\omega = 2\pi/dt/2^{29}$ 間隔で の位相差分 $d_0\psi$ を計算し、それを足し合わせて ψ を求め、 ω点での差分間隔の大きな位相差分を $\Delta \psi = \psi(\omega) - \psi(\omega - \Delta \omega)$ として、 $\Delta \omega = 2^m d_0 \omega$ (m = 0,1,2,...,9)の 場合に対して、 $\Delta \psi / \Delta \omega$ を灰色細実線で描画した。全て が重なっており、褐色一点鎖線のレヴィフライト分布関 数s(1.5,10.5, Y)で統一的に表現できている。

象を観測し、サンプリングすると、そのデータ量は必ず 有限量となるので、数値的に分散値を計算することが可 能になる点である。すなわち、有限量のデータを用いて、 その確率特性を分散の存在しない確率密度関数として評 価できるのかと言う点に集約される。一般に、有限量の 観測データしか得られないときに、データそのものから 分散値が発散することを証明することは困難である。一 方、物理や工学現象の確率密度関数をモデル化する場合、 そのサポートが無限大になる分布関数(正規分布や対数 正規分布のサポートは無限大)を用いることは良く行わ れている。この場合、分布関数のサポートが無限である ことを意識して、データ収集を行うことはほとんど行わ れていない。普通は、有限区間上で収集されたデータか ら確率密度関数をなんらかの形式(ヒストグラムが多い) で推定し、設定された分布関数との一致度を、有限区間 のデータで、検証しているだけである。データ収集の区 間(サポート)は大きければ大きいほど良心的であるが、 それを決める合理的方法は提案されていない。

ここでは、位相平均勾配を確率変数とし、それをXと 表現すると、Xを計算するΔω値がゼロの近傍で、X ∈ [-3000,3000]となるような広範囲のサポート上で、X がレヴィフライト分布関数で表現されることを確認して いる。一方、Xの確率密度値は、107のオーダまでレヴ ィフライト分布関数で表現できていた。この確率密度値 をヒストグラムとして表現できるためには、1億回に数 回しか発生しない現象が捉えられていることになる。ち なみに、X の確率密度関数がレヴィフライト分布関数 s(1.5,10.5, X)で完全に表現できているものとすれば、X の絶対値が3000より大きくなる確率は6.86×10-62に なる。統計的検定の概念によれば、レヴィフライト分布 に従うデータの場合、この確率で、|X| > 3000 になる 可能性が棄却されることになる。しかし、XE [-3000,3000]上では、Xの確率密度関数が、m= 0,1,2,…,9の範囲では、Δω値によらず、s(1.5,10.5,X) と表現できていたので、|X| > 3000の部分でXが s(1.5,10.5,X)から外れるため、Xの確率密度関数がレヴ ィフライト分布s(1.5,10.5,X)に従わなくなる確率が 6.9×10⁻⁶²であると言い換えることも可能である。こ れらのことを勘案すると、図4のみから、位相平均勾配 の確率尺度が、Δω値がゼロ近傍では、レヴィフライト 分布関数でs(1.5,10.5, X)で計測できると考えて良い。

無限のサポートを有し、分散の定義できない確率密度 関数を用いて、サンプルデータの確率密度関数を推定す る場合には、確率密度関数の一致度のみでなく、そのサ ポートが無限大になることににも十分な注意を払って置 くことが肝要⁹である。

5. 非ガウス確率過程の模擬アルゴリズム

第2章(4)節で議論した,非整数ブラウン運動の差分過 程を考えると,その分散特性が離散円振動数間隔のベキ 乗則に従うことが,式(34)から明らかになるので,式(26) で定義された、非整数ブラウン運動過程で位相過程が模 擬できそうであるが、問題は、位相が円振動数の奇関数 であり、原点逆対称の確率過程として次式の関係を満た さなければならないことである.

 $\phi(\omega) = -\phi(-\omega)$ (62) 当然であるが、 $\psi(\omega) = -\psi(-\omega)$ も満たされていなけれ ばならない.したがって、 $\psi(\omega)$ の定義域は $[0,\infty)$ でな ければならない.この範囲の位相が決まると、 $(-\infty,0)$ の範囲の位相は自動的に決まることになる.一方、式 (26)の定義域は $(-\infty,\omega]$ であるので、当然のことである が、 $\psi(\omega) = y(\omega)$ として位相過程を模擬すると、 $\psi(\omega) = -\psi(-\omega)$ の関係は満たされないことになる.非 整数ブラウン運動過程を用いて位相を模擬する場合には、 こうした問題点を解消する必要性がある.そこで、式 (57)の条件を満たす非整数ブラウン運動過程を修正非整 数ブラウン運動過程と命名²¹⁾し、地震動位相を模擬した.

また,第3章(7)節で解説した,地震動の位相平均勾配 が従う非ガウス確率特性に基づいて,位相を非ガウス確 率過程として模擬するする最初の試み³⁾を行った.しか し,確率密度関数が単峰性の場合に限定されていたので, 多峰性の場合にも準用できるように,アルゴリズムを修 正した⁴⁾.けれども,位相差分が有している円振動数依 存性を陽な形式で包含したアルゴリズムにはなっていな かった.そこで,第3章(4)と(5)節で展開した,離散円振 動数間隔に関するベキ乗則と非ガウス確率特性との分離 表現を満たせる位相差分過程を,非整数レヴィフライト 運動過程と命名し,その模擬法を以下に展開する.

非ガウス系の確率過程を構成するためには、設定した 非ガウス系の確率密度関数から独立同分布で生成した乱 数列から構成される確率過程が、媒介変数(円振動数)の 連続関数になり、さらにその増分を足し合わせて求まる 確率変数の確率密度関数が、設定した確率密度関数に収 束する(再生成の保証される)ような確率過程が必要にな る.この条件を満たす非ガウス系の確率密度関数として、 レヴィフライト分布関数^{18,19,20)}を採用し、ウイナー増分 過程と同様な性質を持つ確率過程を構成し、それをレヴ ィフライトノイズ過程と名付けた³.まず、その内容を 概説する

(1) レヴィフライトノイズ過程の概説

円振動数 ω において,標準レヴィフライト確率密度関数 $s(\alpha, 1, Z)$ から独立同分布で生成された乱数を Z_{ω} とすれば,円振動数に関して連続なレヴィフライトノイズ過程 $d\zeta(\omega)$ は次式で定義される.

$$d\zeta(\omega) = (d\omega)^{\frac{1}{\alpha}} \gamma_b Z_\omega \tag{63}$$

ここに、 γ_b レヴィフライトノイズ過程の振幅を規定するパラメータで、その決定法は後ほど解説する.いま、 $d\zeta(\omega)$ を微小離散円振動数間隔 $d_0\omega$ で近似したものを

 $d_0\zeta(\omega_l) = d_0\zeta_l$ とすれば、式(58)は次式で近似できる. $d_0\zeta_l = (d_0\omega)^{\frac{1}{\alpha}}\gamma_b Z_l$ (64)

ここに、 Z_l は $s(\alpha, 1, Z)$ から独立同分布で生成された乱 数値である.なお、 $d_0\zeta_l \varepsilon k$ 個トバシにk個ずつ足し合 わせ、離散円振動数間隔が $\Delta \omega = k d_0 \omega \delta z$ なる、離散間 隔の大きなレヴィフライトノイズ過程 $\Delta \zeta_j$ は次式で与え られる.

$$\Delta \zeta_j = \sum_{l=1}^{k} (d\omega)^{\frac{1}{\alpha}} \gamma_b Z_{k(j-1)+l}$$
(65)

付録Aの式(a3)から、 $\Delta \zeta_j = \gamma_{\Delta \zeta} Z_j$ と表現でき、 $\gamma_{\Delta \zeta}$ は式 (a5)を用いて、次式のように決定できる.

 $\gamma_{\Delta\zeta}^{\alpha} = k ((d_0 \omega)^{1/\alpha} \gamma_b)^{\alpha} = k d_0 \omega \gamma_b^{\alpha} = \Delta \omega \gamma_b^{\alpha}$ (66) したがって、次式が得られる.

$$\Delta \zeta_i = (\Delta \omega)^{\frac{1}{\alpha}} \gamma_b Z_j \tag{67}$$

式(59)と(62)は同じ形式であるので,式(58)で定義された, レヴィフライトノイズ過程はフラクタル性を有し,かつ 再生性の有る確率過程となっている.

(2) 非整数レヴィフライト運動過程の構成と位相の模擬

位相過程は、式(57)の拘束条件を満たさなければなら ない.また、位相差分が有する離散円振動数依存性と確 率密度関数の特性は、式(50)で定義されるので、数理特 性が式(50)に従い、式(57)の拘束条件満たように、式(25) から(29)で展開した非整数ブラウン運動過程のアルゴリ ズムを修正し、非整数レヴィフライト運動過程と名付け る新しい確率過程を定義し、位相過程を模擬する.まず、 位相過程は円振動数 ω を中心にして、2つの関数の和か ら構成されるものと考える.それらは、円振動数ゼロか ら ω までの貢献関数 $\psi_1(\omega)$ と円振動数 ∞ から ω までの貢 献関数 $\psi_2(\omega)$ であり、次式となる.

 $\psi(\omega) = \psi_1(\omega) + \psi_2(\omega)$ (68) 両関数は、Lebesgue-Stieltjes積分で、次式で表現される.

$$\psi_1(\omega) = c \int_0^\omega K_1(\omega - \tau) \, d\zeta(\tau) \tag{69}$$

$$\psi_2(\omega) = c \int_{\omega}^{\infty} K_2(\tau - \omega) \, d\zeta(\tau) \tag{70}$$

ここに、cは次元を合わせるための定数、 $d\zeta(\tau)$ は式(58) で定義されたレヴィフライトノイズ過程である. $K_1(\omega - \tau) \ge K_2(\tau - \omega)$ は積分核で次式で与えられる.

$$K_{1}(\omega - \tau) = (\omega - \tau)^{\beta}$$

$$K_{2}(\tau - \omega) = (\tau - \omega)^{\beta}$$
(71)

$$\beta$$
は次式で定義される定数である.
 $\beta = H - 1/\alpha$

 $\beta = H - 1/\alpha$ (72) 注意してほしいのは、式(25)から(29)で展開した非整数ブ ラウン運動過程の場合には、 $\alpha = 2$ となっていたので、 すでに発表済みの修正非整数ブラウン運動過程のアルゴ リズム¹⁹も、 $\alpha = 2$ と置き、 $d\zeta(\tau)$ をブラウンノイズ(ウ イナー増分)過程に置き換えれば、ここで展開するアル ゴリズムが、そのまま修正非整数ブラウン運動過程の構 成アルゴリズム²⁰になることである.なお、H=1と置 いた場合には、すでに発表済みの位相平均勾配の確率密 度関数を用いた位相模擬アルゴリズム^{3,4}に一致する.

式(63)に基づいて、位相差分の計算をする.まず後退 差分の計算を行うが、 $\psi_1(\omega)$ に関しては $_b\Delta\psi_1(\omega) = \psi_1(\omega) - \psi_1(\omega - \Delta\omega)$ で計算できるが、 $\psi_1(\omega)$ に関して は $_b\Delta\psi_2(\omega) = \psi_2(\omega) - \psi_2(\omega + \Delta\omega)$ にならなければな らない.これは、位相の計算基点が $\psi_1(\omega)$ では円振動数 ゼロであり、 $\psi_1(\omega)$ では∞になっているためである.し たがって、後退差分は両者の和として次式となる.

$${}_{b}\Delta\psi(\omega) = \{\psi_{1}(\omega) - \psi_{1}(\omega - \Delta\omega)\} + \{\psi_{2}(\omega) - \psi_{2}(\omega + \Delta\omega)\}$$
(73)

同様な考察に基づけば、前進差分は次式で与えられる.

$$f^{\Delta \psi(\omega)} = \{\psi_1(\omega + \Delta \omega) - \psi_1(\omega)\} + \{\psi_2(\omega - \Delta \omega) - \psi_2(\omega)\}$$
(74)

式(68)と(69)の平均を取ることにより、位相差分Δψ(ω) は次式で計算できる.

$$\Delta\psi(\omega) = \frac{1}{2} \left\{ {}_{b} \Delta\psi(\omega) + {}_{f} \Delta\psi(\omega) \right\}$$
(75)

式(70)の離散表現を誘導するため、円振動数を離散円 振動数間隔 $\Delta \omega$ で離散化し $\omega_j = j \cdot \Delta \omega$ とし、 ω_j 点におけ る位相差分を $\Delta \psi_j = \Delta \psi(\omega_j)$ と表すことにする. この位 相差分を用いて、式(52)で定義されている確率変数 Y_m の 離散点 ω_j における値を $Y_j(\gamma_m)$ と書き直せば、式(52)は次 式のようになる.

 $Y_j(\gamma_m) = \Delta \psi_j / (\Delta \omega)^H \sim s(1.50, \gamma_m, Y_m)$ (76) いま, *n*を正整数として, 次式の重み係数を考えると,

$$a_n = \frac{1}{2} \{ (n+1)^{\beta} - (n-1)^{\beta} \}$$
(77)

式(70)の関係と参考文献2)の第7章における式展開を参照 すれば、式(71)の $Y_j(\gamma_m)$ は次式で模擬できることになる.

$$Y_{j} = c\gamma_{b} \left\{ \sum_{n=1}^{j} a_{n} Z_{j-n} + Z_{j} + \sum_{n=1}^{\infty} a_{n} Z_{j+n} \right\}$$
(78)

ここに、 $\{Z_l\}$ は標準レヴィフライト確率密度関数から独立同分布で生成された乱数列であり、 $c\gamma_b$ は γ_m を用いて、 付録Aに述べた拡張型中心極限定理を用いて、式(76)の ように決定される.以下にその誘導過程を記述する.

式(71)と(73)ならびに付録Aの式(a5)の関係を用いると, 次式の等式が成立しなければならない.

$$\gamma_m^{\alpha} = c^{\alpha} \gamma_b^{\alpha} \left\{ \sum_{n=1}^J a_n^{\alpha} + 1 + \sum_{n=1}^{\infty} a_n^{\alpha} \right\}$$
(79)

式(74)の等式が成立するためには、式(74)の右辺第3項が 有限値に収束しなければならない. その証明は付録Bに 与えられている. 一方、 $\varepsilon = 0.002$ となるような値を設 定し、式(b6)からLの値を決めれば、 $L \leq j$ となるjに関し ては、式(73)は次式のように書き変えられ、 $\Delta \psi_j$ はj点に関して対称で定常な過程として模擬できることになる.

$$\frac{Y_j(\gamma_m)}{c\gamma_b} = \left\{ \sum_{n=1}^{L} a_n Z_{j-n} + Z_j + \sum_{n=1}^{L} a_n Z_{j+n} \right\}$$
(80)

なお, cγbは式(74)の関係から, 次式で与えられる.

$$c\gamma_b = \gamma_m / \left(\sqrt[\alpha]{\left\{ \sum_{n=1}^L a_n^\alpha + 1 + \sum_{n=1}^L a_n^\alpha \right\}} \right) \quad (81)$$

式(75)に基づいて、 $Y_i(\gamma_m)$ が模擬できれば、 $\Delta \psi_i =$ $Y_i(\gamma_m)(\Delta \omega)^H$ として位相差分を計算し、それを足し合わ せてψ(ω)が求まるので、適切な線形位相遅れを足し込 むことにより、式(46)に基づいて地震動位相の標本過程 が計算できることになる. 図-5 は初期乱数を任意に8個 設定して、模擬したψ(ω)を描画したものである.時刻 歴の離散時間間隔が0.02秒であるので、ナイキスト円 振動数である $\omega_N = 50\pi$ までを描画した.また,離散円 振動数間隔を $\Delta \omega = 100\pi/2^{26}$ に設定したので、式(51)で 与えれれている $\gamma_m = 1.25 \ge \alpha = 1.50$ を用いて、 $Y_i(\gamma_m)$ を模擬し $\psi(\omega)$ を求めた.なお、 $\varepsilon = 0.002$ として求め たLの値は、7120146である. 図中にはピンク・緑・水・ 黄・灰・紫・赤・青色の8本の曲線が描かれているが、 それぞれ初期乱数の違いに対応している. なお、ナイキ スト円振動数ωNでの,各曲線の値はゼロになっている が、 $\Delta \psi_i$ を足し込んだ値は自動的にゼロにはならないの で、この影響を線形位相遅れ部に組み込むことにして、 強制的にゼロとした. 褐色の曲線は寿都観測記録から求 まる $\psi(\omega)$ である.この値が ω_N 点でゼロになるのは言う までもない. 観測記録から求まるψ(ω)を含めた9本の曲 線群は位相の不確定性を具現化しているので、かなりば らついている.しかし、当然のことであるが、ピンク・ 緑・水・黄・灰・紫・赤・青色の8本の曲線ならびに褐 色曲線で与えられる $\psi(\omega)$ から、 $\Delta \omega$ 間隔での位相差分 $\Delta \psi$ を計算し、{Y} = { $\Delta \psi / (\Delta \omega)^H$ }と標準化した過程の 確率密度関数は、全てs(1.50,1.25,Y)に一致する.

図-6は図-5に描画した位相変動部にt₀ = 103sとなる 線形位相遅れを足し込み、位相¢(ω)を求め、設計応答 スペクトル準拠の地震動加速度を模擬した結果である。 時刻歴を描画した色の違いは、位相変動部の色に対応し ている。応答スペクトル準拠地震動を模擬するためには、 初期フーリエ振幅スペクトルの設定法やその修正回数な どについての考察が必要になるが、すでに発表済みの成 果²³⁾を利用して、初期フーリエ振幅には寿都記録のフー リエ振幅を用い、フーリエ振幅スペクトルの修正回数は 26回とした.



図-5 標準化位相差分 $Y_j(\gamma_m) = \Delta \psi_j / (\Delta \omega)^H$ を模擬した上で, 位相差分 $\Delta \psi_j を求め$, それを足し込んで求めた位相 $\psi(\omega)$. ピンク・緑・水・黄・灰・紫・赤・青の8色は初 期乱数の違いに対応している. 時刻歴の離散時間間隔が 0.02秒であるので, $\Delta \omega = 100\pi/2^{25}$ とした場合である. 描画はナイキスト円振動数 $\omega_N = 50\pi$ までである. 褐色 線は観測記録から求めた $\psi(\omega)$ である.



図-6 上図の位相変動部ψ(ω)にt₀ = 103sとなる線形位相遅れ 部を足し込んで、式(46)で位相を求め、鉄道標準の設計 応答加速度スペクトルIIに準拠した加速度時刻歴. ピン ク・緑・水・黄・灰・紫・赤・青の8色は図-3の初期乱 数の違いに対応している. 応答スペクトル準拠の地震動 は、フーリエ位相スペクトルを固定し、設定した初期フ ーリエ振幅スペクトルの振幅を補正することによって計 算される。フーリエ振幅スペクトルの補正は、補正され たフーリエ振幅スペクトルと固定されたフーリエ位相ペ クトルから応答スペクトルを再計算し、それが設計用ス ペクトルを適切に近似できるまで行われる。補正回数は 26回である。

7. むすび

本研究は、地震動位相を模擬する目的でこれまでに行ってきた、研究成果を整理し直し数理展開を系統化する とともに、未解決であった問題点の解決法を議論したものである.

最初に、確率過程のランダム性が過程の確率特性を規 定する確率密度関数から、独立同分布で生成される乱数 列の無相関性に起因することに着目し、独立同分布の乱 数列を用いて生成される、媒介変数に関して連続な確率 過程を中心極限定理と連続性の条件のみを用いて展開し、 最も単純な場合には、それがウイナー過程になることを 明確にした.ウイナー過程は、確率特性が正規分布で、 かつ独立同分布の仮定が成立する確率過程として規定さ れている.

次に,位相過程が円振動数の区分的連続関数であり, 円振動数に関して相関性を有していることを明確にした. その上で,その確率特性が正規分布と仮定できる場合に は,非整数ブラウン運動過程を,位相の拘束条件を満た すように,修正することにより,位相過程を模擬できる 可能性のあることを解説した.

最後に、地震動位相差分の確率分布特性が非ガウス系 になることを示し、地震動位相を模擬するためには中心 極限定理に拘束されない確率過程が必要になることを明 確にした.その上で、位相差分過程を規定する確率密度 関数として、分散を有しないレヴィフライト分布関数を 用いると、位相が有している確率特性を合理的に評価で きることを解説した.さらに、位相差分の円振動数に関 する相関性(離散円振動数間隔に対するべキ乗則と同等) と非ガウスウ性の確率特性とを分離して表現できる関係 式を誘導し、それに基づいて非整数レヴィフライト運動 過程と命名した、新しい確率過程の模擬アルゴリズムを 構成し、地震動位相過程を模擬できることを示した.

この結果,位相平均勾配過程の模擬アルゴリズムで必要であった,位相差分過程の円振動数に関する相関性に 起因する,長期記憶に基づく減衰関数の設定が不必要に なり,位相差分の模擬アルゴリズムが単純化された.

謝辞:使用した加速度記録は気象庁のデータベース¹⁰と して公開されているものである.なお研究推進には、科 学研究費補助金(#18K04334)の補助を受けた.併せて謝意 を表す.

付録A レヴィフライト確率密度関数の概説

レヴィフライト(Nolanは安定分布と命名)確率密度関 数^{10,19,20}は,平均値ゼロで原点対称の場合,2つのパラメ ータで定義でき, $s(\alpha, \gamma, X)$ と表わされる. α は確率密度 関数の裾野の厚さを制御するパラメータであり,特性指数と呼ばれ, $0 < \alpha \le 2$ の範囲で定義される. $\gamma > 0$ は確率密度関数の広がりを制御するパラメータであり,規模母数と呼ばれ,Xは確率変数である. $s(\alpha,\gamma,X)$ の陽な表現形式はないが,その特性関数は次式で与えられる.

$$\varphi(2\pi\xi,\alpha,\gamma) = E[\exp(-i2\pi\xi X)]$$

= $\exp(-\gamma^{\alpha}[2\pi\xi]^{\alpha})$ (a1)

 $X \ge 2\pi\xi$ はフーリエ変換に用いられる変数の対であり, E[]は期待値計算を表現する関数である. $s(\alpha, \gamma, X)$ は この特性関数のフーリエ逆変換として次式で定義される.

 $s(\alpha, \gamma, X) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \varphi(2\pi\xi, \alpha, \gamma) e^{i2\pi\xi X} d(2\pi\xi) \quad (a2)$ $X \mathcal{O} \forall \vec{x} - k t [-\infty, \infty] \geq t_{x} \mathcal{Z}.$

なお、 $\gamma = 1$ の場合の $s(\alpha, 1, Z)$ は標準レヴィフライト 確率密度関数と呼ばれ、確率変数Zと、 $s(\alpha, \gamma, X)$ からの 確率変数Xとの間には、次式の変換関係が成立する.

$$X = \gamma Z$$
 (a3)

さらに、 $s(\alpha, \gamma_l, X)$ からの確率変数を X_l としたときに、 $X_l \ge X_j (l \neq j)$ が互いに独立であるとして、次式のよう な重み付き和からなる確率変数 X_w を考える.

$$X_w = \sum_{l=1}^n w_l X_l \tag{a4}$$

この場合,確率変数 X_w の分布特性は再生性を有し,同 じパラメータ α を有するレヴィフライト分布関数に従い, その確率密度関数は $s(\alpha, \gamma_w, X)$ と表現される.なお, γ_w は次式で規定される.

$$\gamma_w^\alpha = \sum_{l=1}^n w_l^\alpha \gamma_l^\alpha \tag{a5}$$

式(α 4)と(α 5)は確率密度関数s(α , γ , X)から独立同分布で 生成された確率変数の和を取り扱うときの中心極限定理 に相当する役割を果たす式に成っている.分散が存在し ないs(α , γ ,X)から生成された乱数列の和を取り扱うと きに重要な役割を果たすので,拡張型中心極限定理²⁰と 位置づけられる.

 $s(\alpha, \gamma, X)$ に分散値が存在しないことは以下のように 証明される. $s(\alpha, \gamma, X)$ の分散は式(al)で与えられる特性 関数を($2\pi\xi$)で2階微分し、-1を乗じた上で $2\pi\xi \rightarrow 0$ と すれば求まる. いま、分散値を σ_X^2 と表せば、そのオー ダーは次式で評価できる.

$$O(\sigma_X^2) = O\left(\lim_{\xi \to 0} (|2\pi\xi|^{\alpha-2})\right)$$
(a6)

分布関数が正規分布に一致する場合を除けば、 α の値は 2未満なので、 $2\pi\xi \rightarrow 0$ の極限で σ_x^2 は ∞ に発散する.

付録B 式(79)の収束性

式(79)の右辺第3項を γ_{Σ}^2 とすれば、それは次式で与えられる.

$$\gamma_{\Sigma}^{\alpha} = \sum_{n=1}^{\infty} a_n^{\alpha} \tag{b1}$$

いま, *n*を十分大きな整数*L*に置き換えれば, 次式の近 似が成立する.

$$a_{L}^{\alpha} = \left\{ \left| \frac{1}{2} \left((L+1)^{\beta} - (L-1)^{\beta} \right) \right| \right\}^{\alpha}$$

$$\cong \left(\beta L^{\beta-1} \right)^{\alpha} = \beta^{\alpha} L^{\alpha H - 1 - \alpha}$$
(b2)

 $\gamma_{\Sigma}^{2} \delta L - 1$ までとL以上の和に分けると、次式を得る.

$$\gamma_{\Sigma}^{\alpha} = \sum_{n=1}^{\infty} a_n^{\alpha} = \sum_{n=1}^{L-1} a_n^{\alpha} + \sum_{n=L}^{\infty} a_n^{\alpha}$$
$$\cong \sum_{n=1}^{L-1} a_n^{\alpha} + \sum_{n=L}^{\infty} \beta^{\alpha} n^{\alpha(H-1)-1}$$
(b3)

式(b3)の最後の第2項は次式で近似される.

$$\sum_{n=L}^{\infty} \beta^{\alpha} n^{\alpha(H-1)-1} = \beta^{\alpha} \int_{L}^{\infty} x^{\alpha(H-1)-1} dx$$

$$= \frac{\beta^{\alpha}}{\alpha(H-1)} L^{\alpha(H-1)} = \varepsilon$$
(a4)

ハート指数Hの値は0.5 < H < 1.0,の範囲にあるので, 式(b3)の最後の式の第2項はゼロに収束する.したがって, 十分大きなLを取れば、 γ_{Σ}^{2} は次式で与えられる.

$$\gamma_{\Sigma}^2 \cong \sum_{n=1}^{L} a_n^2 \tag{b5}$$

この場合, Lの値は十分小さなを設定(例えば0.002)し, 次式に基づいて決定すればよい.

$$\frac{\beta^{\alpha}}{\alpha(1-H)}L^{\alpha(H-1)} = \varepsilon$$
 (b6)

参考文献

- 佐藤忠信:地震動位相差分の確率特性とその数理的解釈, 土木学会論文集 A1(構造・地震工学), Vol.70, No.2, pp.295-305, 2014.
- 佐藤忠信:自己相似仮説から導出される地震動位相の確率特性と地震動振幅の減衰,土木学会論文集 A1(構造・地震工学), Vol.70, No.3, pp.463-473, 2014.
- 佐藤忠信:地震動位相差分の特異な確率特性と確率 過程 - 分散の定義できない群遅延時間のモデル化 - , 土木学会論文集 A1(構造・地震工学), Vol.73, No.2, pp.344-363, 2017.
- 佐藤忠信,室野剛隆:地震動観測記録に見る位相平均勾 配の特異な確率特性とそのモデル化,土木学会論文集 A1(構造・地震工学), Vol.74, No.2, pp.229-240, 2018.
- 5) 佐藤忠信:地震動加速度時刻歴のフーリエ変換に内在す る微分不可能性の本質を探る,土木学会論文集 Al(構造・ 地震工学), Vol,7, No,4(地震工学論文集第 37 巻), pp.I_452-I 463, 2018.

- Biagini, F., Hu, Y., Oksendal, B. and Zhang, T. : Stochastic Clculus for Fractional Brownian Motion and Applications, Probability and Its Applications, Springer-Verlag, London, 2008.
- Mikosch, T. : *Elementary Stochastic Calculus with Finance* in View, World Scientific Publishing Co., 1998.
- 8) Karatzas, I. and Shreve S.E. : *Brownian Motion and Stochastic Calculus*, Springer-Verlag, New York, 1991.
- Kenneth Falconer : Fractal Geometry; Mathematical Foundation and Application, 2nd ed. John Wiley & Sons, Ltd, The Atrium, Southern Gate, Chichester, 2003.
- 10) 松葉育雄:長期記憶過程の統計,自己相似な時系列の理論と方法,共立出版社,2007.
- Mandelbrot, B. B. and Van, J. W. : Fractional Brownian motions, fractional noises and applications, *SIAM Review*, Vol.10 (4), pp.422-437, 1968.
- 佐藤忠信:確率過程として見た地震動位相の不可解性, 土木学会論文集 A1(構造・地震工学), Vo.72,, No.4(地震工 学論文集第 35 巻), pp.I_831-I_841, 2016.
- 13) Zhang, C., Sato, T. and Lu, L. : A phase of earthquake motions based on stochastic differential equation, *KSCE Joournal of Civil Engineering*, Vol.15, No.1, pp.161-166, 2011.
- 14) Hurst, H. E., Black, R.P. and Simaika, Y. M.: Long-term strage: an experimental study, London, Constable, 1965.
- 15) Tanaka, K. & Sato T. : Evaluation of inhomogeneous structures in seismic propagation path in Japan based on the fractal characteristic of observed earthquake motion phase, *Proceedings of 16th WCEE*, Paper No.1420, 2017.
- 16) 国土交通省気象庁,主な地震の強震観測データ, http://www.data.jma.go.jp/svd/eqev/data/kyoshin/jishin/index.html, 2017年8月12日閲覧.
- 四辻哲章:計算機シミュレーションのための確率分布乱 数生成法、プレアデス出版、第2版、2013.
- 18) Nolan, J. P.: Stable Distribution: Models for Heavy Tailed Data, http://academic2.american.edu/~jpnolan/stble/chap1. pdf, 2015 年 11 月 13 日閲覧.
- Mantegna, R. N. and Stanley : An Introduction to Econophysics, Correlations and Complexity in Finace, Cambridge University Prrss, Cambridge, 2000.
- Voit, J. : *The Statistical Mechanics of Finantial Market*, Third Edition, Berlin Heidelberg, Springer-Verlag, p.120p.129, 2010.
- 21) Abdelrahman, A. A., Sato, T., Wan, C. and Wu, Z. : Definition of yield seismic coefficient spectrum for nonlinear seismic design of structural system, *Proceedings of 16th European Conference on Earthquake Engineering*, ID11256, Greece, 2018.
- 22) Gnedenko, B.V. and Kolmogorov, A.N. : *Limit Distribution for Sums of Independent Random Variables*, English translation by K.L. Chung, revised 1968, Addison-Wesley, 1968.
- 23) 佐藤忠信・田中浩平・室野剛隆・西村隆義:地震動 位相の不確定性が構造物の非線形応答特性に及ばす 影響評価,土木学会論文集 A2(応用力学), Vol. 74, No.2 (応用力学論文集 Vol.21), I_213-I_224, 2018.
 (2019.9.10 受付)

FRACTIONAL LEVY-FLIGHT STOCHASTIC PROCESS TO SIMULATE EARTHQUAKE MOTION PHASE

Tadanobu SATO

We discuss several mathematical features of a stochastic process to simulate the earthquake motion phase. First we express that the random nature of the stochastic process is defined by an independent and identically distributed random number property generated from a certain probability density function. If it has the variance we derived that the continuous stochastic process with respect to the circular frequency becomes the Wiener process. Second we derive that the phase process is continuous and correlated process with respect to the circular frequency because the phase difference possesses the power low with respect to the circular frequency being able to simulate phase process by the fractional Brownian motion process. Finally focusing on the power low of the phase difference with respect to the circular frequency interval and the non-Gaussian distribution characteristic of the standardized phase difference, we developed a new stochastic process named as the fractional Levy-flight motion process to simulate the earthquake motion phase.