

地震回数 の 予測 の 試み*

干場 充之**・伊藤 秀美**・横田 崇**

Prediction of the Number of Earthquakes

Mitsuyuki Hoshihara, Hidemi Ito and Takashi Yokota
Meteorological Research Institute

A new statistical model is presented which describes the time evolution of seismic activities of swarm nature. The model is given in terms of a system of conditional probabilities

$$P(X(t)=n, Y(t) \in A | \mathcal{F}_t) \quad (t=0, 1, 2, 3, \dots, n=0, 1, 2, 3, \dots)$$

Here $X(t)$ represents the number of earthquakes on time t , $Y(t)$ is a vector quantity (e. g. magnitude, mechanism etc.) and the \mathcal{F}_t is the information acquired before time t . P is assumed to depend on two parameters λ, α whose values are determined when \mathcal{F}_t is known:

$$P(X(t)=n, Y(t) \in A | \mathcal{F}_t) = q(n, A; \lambda, \alpha)$$

The simplest case is discussed in detail; Only $X(t)$ is treated and the Poisson distribution is assumed for q

$$P(X(t)=n | \mathcal{F}_t) = q(n; \lambda) = e^{-\lambda} \cdot \lambda^n / n!$$

together with

$$\lambda = \mu_0 + \sum_{s=1}^K a(s) \cdot X(t-s).$$

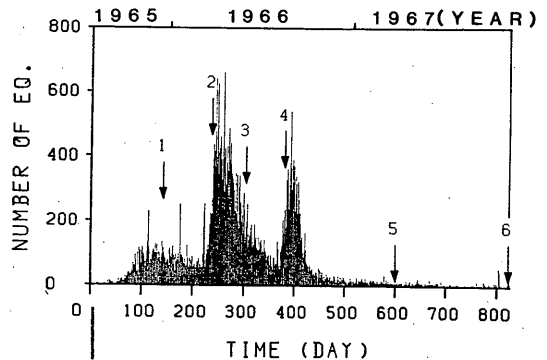
This model is applied to prediction of seismic activities. The quality of the prediction is examined in case of the Matsushiro Swarm Earthquake (1965-1967).

§ 1.はじめに

群発的地震活動において、今後の推移、特に、1) 活動の程度 2) 活発化及び収束の時期を予測することは興味ある問題である。例えば、松代群発地震活動 (Fig. 1, 気象庁 (1968)) の 1, 2, 3, 4, 5 の時点で、こうした予測を行うことは大きな意味があると思われる。大地震の発生予測ばかりでなく、このような群発的な地震の予測も地震予知の基本的な問題の1つである。

松代群発地震の例でわかる通り、実際の地震活動は ①地震回数の少ない時期と多い時期 ②回数の増大期と減少期が混在している。地震数を予測するためには、これらの群発地震活動の特徴を全体的に記述できるモデルが必要である。

地震回数 の 予測 に向けたモデル化の研究は、筆者らの知る限りにおいては少ない。関連するものとし



1st day: 1 Aug. '65

Fig. 1 Daily frequency of the Matsushiro Swarm Earthquake felt at the Seismological Observatory of JMA. Dates are counted from August 1, 1965. Seismic activities are predicted on the time 1, 2, ..., 6 indicated by arrows.

* Received January 30, 1989.

** 気象研究所 地震火山研究部

て、次のような研究がある。田中(1961)は群発地震の発生時間間隔が独立で同分布に従うとして、いわゆる更新過程によるモデル化を行った。この方法は田中(1961)が示したように全体の特徴を大づかみにするという点で優れているが、詳細な情報を抽出するには適さず拡張性にも乏しいという欠点がある。例えば群発活動が2つ重なりあって各々が更新過程で記述されても、両者を合わせたものは一般には更新過程では記述されない。このため、もっと広いクラスの確率過程を導入する必要がある。大内(1979)は確率微分方程式による記述を提案し、非線形マルコフ過程の場合を詳しく調べた。大内・高橋(1981)、横田ら(1984)はこの方向へ研究を更に推し進めた。これらの方法は効果的であるが、上記の特徴①②を十分に記述しえてはいないと思われる。そこでここでは特徴①②を同時に記述する新しい方法として、“条件付き確率分布の系”による試みを提案する。さらに、松代群発地震群で、その地震活動の予測を試み、群発地震活動の推移の予測の実用化に向けての問題点を明らかにしたい。

§ 2. 方 法

§ 2.1 模型の設定

将来の利用を考えて一般的に定式化しておく。X(t)を非負整数値、Y(t)をd次元のベクトル値をとる確率過程とする。ここで時刻パラメータtは非負整数値t=0, 1, 2, ...をとるものとする。Xとしては地震回数、Yとしてはマグニチュード、震源の広がりその他を想定すればよい。さて両者を合わせた過程Z(t)=(X(t), Y(t))の時間発展の統計法則を規定しよう。F_tをZの時刻tより前の値を知ることにより得られる情報とする。Xの分布を特徴づけるパラメータλ(t)を非負値(整数とは限らない)、Yの分布を特徴づけるパラメータαをd次元のベクトル値確率過程とし、それは情報F_{t-1}を知ればその値が決まるものであるとする。*) F_{t-1}を知ったときにZ(t)の条件付き確率P(X(t)=n, Y(t)∈A | F_{t-1}) (nは非負整数、AはR^dのボレル部分集合)がパラメータλ(t), α(t)に依存する分布

$$P(X(t)=n, Y(t) \in A | \mathcal{F}_{t-1}) = q(n, A; \lambda, \alpha) \quad (2.1)$$

で与えられるとする。X(t+1)は非負整数値を取るの
でその周辺分布はパラメータλ(t)のポアソン分布

$$q(n, R^d; \lambda, \alpha) = \frac{\lambda(t)^n e^{-\lambda(t)}}{n!} \quad (2.2)$$

をもつと仮定するのは自然であろう。非負整数上でのみ意味を持つ関数(いわゆる数論的関数)はよく知られているように、Poisson-Charlier 多項式で展開されるが、(2.2)はその展開初項で打ち切った近似に相当する。

λ(t)とα(t)はZ(s) (s=t-1, t-2, ...)の関数

$$\begin{aligned} \lambda(t) &= \lambda(Z(t-1), Z(t-2), \dots), \\ \alpha(t) &= \alpha(Z(t-1), Z(t-2), \dots) \end{aligned} \quad (2.3)$$

と考えてよいので、(2.1)の右辺をq(n, A; Z(s), s≤t-1)と書くことにする。

ここで後で必要になるいくつかの量を定義しておく。

時刻 t=T₀, T₀+1...T₁ で、X(t)が非負整数値x(T₀), x(T₀+1)...x(T₁), Y(t)がdy(T₀), dy(T₀+1), ...dy(T₁)の値をとる確率F[T₀, T₁]([T₀, T₁] 上の尤度とよぼう)は

$$\begin{aligned} F[T_0, T_1] &\equiv P(X(t)=x(t), Y(t) \in dy(t), \\ &T_0 \leq t \leq T_1) \\ &= \prod_{t=T_0}^{T_1} q(x(t), dy(t); z(s), s \leq t-1) \end{aligned} \quad (2.4)$$

で与えられる。このことは次のようにして確かめられる。E[·]を期待値、E[· | F_t]をF_tのもとでの条件付き期待値、またI_AをAのindicator(条件Aが成り立つとき1、そうでないとき0)とする。記号を簡略にするためにdz(t)=(x(t), dy(t))として、(X(t)=x(t), Y(t)∈dy(t))をZ(t)∈dz(t)と書くことにする。

$$\begin{aligned} F[T_0, T_1] &= E \left[\prod_{t=T_0}^{T_1} I_{Z(t) \in dz(t)} \right] \\ &= E \left[\prod_{t=T_0}^{T_1-1} I_{Z(t) \in dz(t)} \right] \times \end{aligned}$$

* 数学的に述べると次のようになる。確率空間(Ω, F, P)と時間と共に増大するFの部分σ-field F_tを考える。各t毎にX(t), Y(t), λ(t), α(t)はF_t可測である。またF_tとして、(X(s), Y(s), s≤t)から生成されるσ-fieldをとる。

$$\begin{aligned}
 & E[I_{Z(T_1) \in dz(T_1)} | \mathcal{F}_{T_1-1}]] \\
 &= E[\prod_{t=T_0}^{T_1-1} I_{Z(t) \in dz(t)} \times \\
 & \quad q(dz(T_1); Z(s), s \leq T_1-1)] \\
 &= E[\prod_{t=T_0}^{T_1-1} I_{Z(t) \in dz(t)} \times \\
 & \quad q(dz(T_1); z(s), s \leq T_1-1)] \\
 &= q(dz(T_1); z(s), s \leq T_1-1) \times \\
 & \quad E[\prod_{t=T_0}^{T_1-1} I_{Z(t) \in dz(t)}]
 \end{aligned}$$

ここで

$$z(s) = (x(s), y(s)) \quad (2.5)$$

である。この議論を繰り返せば(2.4)がでる。

さて§1で提起した問題は次のランダムな時間 τ_M , $\bar{\tau}$, $\underline{\tau}$ を導入することにより明確に定式化される。整数値 \bar{x} , \underline{x} と時刻 T_1 が与えられているとしよう。 $Z(T_1) = z$ とし、 T_1+1 から T_2 の区間 ($T_1 < T_2$) で $X(t)$ が、最大値をとる時間(複数個存在するときは最初のもの)を τ_M , 初めて \bar{x} を越える時間を $\bar{\tau}_z$, 初めて \underline{x} より小さくなる時間を $\underline{\tau}_z$ とする。式で書けば

$$\begin{aligned}
 \tau_M &= \min \{ t; X(t) = \\
 & \quad \max_{T_1 \leq s \leq T_2} X(s) \} \quad (2.6)
 \end{aligned}$$

$$\bar{\tau}_z = \min \{ t; X(t) > \bar{x}, T_1 < t \} \quad (2.7)$$

$$\underline{\tau}_z = \min \{ t; X(t) < \underline{x}, T_1 < t \} \quad (2.8)$$

である。このランダムな時間を用いて§1の問題は次の確率を計算することに帰着する。まず活動の程度は

A) 最大値 $X(\tau_M)$ の分布

$$P(X(\tau_M) \leq x) \quad (2.9)$$

で推し量ることができよう。また活発化する時期は

B) 条件 $\bar{\tau}_z \leq T_2$ のもとでの $\bar{\tau}_z$ の期待値 m 及び標準偏差 σ

$$m = E[\bar{\tau}_z | \bar{\tau}_z \leq T_2] \quad (2.10)$$

$$\sigma = E[(\bar{\tau}_z - m)^2 | \bar{\tau}_z \leq T_2]^{1/2} \quad (2.11)$$

から推測されよう。最後に収束については、時刻 T_3 ($< T_2$) としきい値 \underline{x} を定め、 $X(t)$ が T_3 から T_2 の間で常に \underline{x} より小さいとき地震活動が収束したと判定することにする。すなわち

C) 確率

$$P(X(T_3) < \underline{x}, \bar{\tau}_{Z(T_3)} > T_2 - T_3) \quad (2.12)$$

が収束の目安を与える。 $\bar{\tau}_{Z(T_3)}$ は(2.7)による。

さて $T_2 - T_1$ が大きいとき、これらの量を求めるには膨大な計算が必要になる。一例として(2.9)を計算してみよう。

$$T_2 - T_1 = T \text{ として,}$$

$$(2.9) = P(X(T_1+1) \leq x, X(T_1+2) \leq x, \dots$$

$$X(T_2) \leq x)$$

$$= \sum_{x_1=0}^x \int_{R^d} \sum_{x_2=0}^x \int_{R^d} \dots \sum_{x_T=0}^x \int_{R^d}$$

$$\times P(X(T_1+s) = x_s, Y(T_1+s) \in dy_s, s=1, \dots, T)$$

(2.4)を用いて最終的に

$$\begin{aligned}
 (2.9) &= \sum_{x_1=0}^x \int_{R^d} \sum_{x_2=0}^x \int_{R^d} \dots \sum_{x_T=0}^x \int_{R^d} \\
 & \quad \times \prod_{s=1}^T q(x_s, dy_s; z(u), u \leq T_1+s-1)
 \end{aligned}$$

を得る。さて§3で行うように $T_2 - T_1$ が100とすると、100重の和と積分を行うことになるがこれは不可能に近い。現実的にはモンテカルロ法によるシミュレーションが妥当であろう。この方法では見本過程を確率法則(2.1)にしたがって多数発生させ、その実現頻度からA)-C)の確率を近似的に求める。

§ 2.2 模型の適用に際しての若干の物理的考察

地震の発生は基本的には応力場という自由度が無制限の系のダイナミクスで記述される。このダイナ

ミクスを記述するに十分な情報が与えられていれば(原理的な限界まで)予知レベルをあげることが可能になるはずである。しかし現状では例えば地震回数、マグニチュード、震源の広がりなどのごく小数の自由度だけで予測を試みなければならない。このような有限自由度系のダイナミクスは残りの無限個の自由度の影響を受けているので、一般には閉じた形で記述することはできないが、統計力学の教えるところでは、粗視化の操作を施せば確率過程として記述が可能になる。われわれはこの立場にたつて議論を進めることにする。

地震回数 $N(t)$ にどのような粗視化を施せばよいかは、必ずしも明らかでないが、ある数 N_c を基本単位にして記述することにすれば簡単な形

$$X(t) = [N(t)/N_c] \quad (2.13)$$

が利用できる。ここで $[\cdot]$ はガウス記号である。 N_c を粗視化定数と呼ぶことにする。

§ 2.3 具体的手順

この論文では最も簡単な場合すなわち(2.1)で $Y(t)$ を含まず

$$P(X(t)=n | \mathcal{F}_{t-1}) = \frac{\lambda(t)^n e^{-\lambda(t)}}{n!} \quad (2.14)$$

の場合を取り扱う。これはマグニチュードや震源に関する情報が利用できない場合を想定していることになる。また(2.3)で $\lambda(t)$ は $X(s)$ ($s=t-1, t-2, \dots$) の関数であるが § 3 では

$$\lambda(t) = \mu_0 + \sum_{s=1}^K a(s) X(t-s) \quad (2.15)$$

と展開の一次までとりかつ定常性を仮定して議論する。

ここでパラメータの決定手順について述べることにする。各 N_c において時刻 t ($=T_0, T_0+1, \dots, T_1$) での1時間ステップ先の予測誤差 $\Delta \epsilon_{N_c}(t)$ の頻度分布 P_{N_c} を作成する。 $N_c=1$ のときこの分布は、一般には平均からの著しく大きな偏差を持つ $\Delta \epsilon_1(t)$ を含んでおり、 N_c を大きくする粗視化操作でこれらの偏差は小さくなり、揺らぎで説明ができるようになる。しかし粗視化操作で全ての偏差を揺らぎに帰着すべきではなく、著しく大きな偏差 $\Delta \epsilon_1(t)$ はむしろ現在の近似で記述できない部分であると考えるのが物理的に妥当だと思われる。そこでゆらぎによって説

明すべき $\Delta \epsilon_1$ の範囲を $\pm 6 \sigma_1$ (σ_{N_c} は $\Delta \epsilon_{N_c}$ の標準偏差) とし、この範囲の $\Delta \epsilon_1(t)$ がすべて $\pm 3 \sigma_{N_c}$ にはいるまで N_c を大きくし、それが達成される最小の N_c をとる。各 N_c に対して AIC を求め、それを最小にする次数 K と係数 $\mu_0, a(1), \dots, a(K)$ を最適値として採用する。AIC が明確な最小値をとらないときは、AIC の値が横ばいになりはじめたところを採用する。

これらの基準の設定には任意性が伴う。基準の変更に対する結果の安定性は § 4 で議論する。

以上で模型が決定されたので、確率法則(2.1)に従って見本過程を多数発生させ、A) - C) の諸量の近似値を求める。

§ 3. 松代群発地震

松代で観測された日別有感地震回数(以下単に地震回数と呼ぶ)に前節の手法を適用してみる。既に述べたように、過去の情報として、地震回数だけを利用し他の要素を考えないことにする。予測を試みる時点は1965年8月1日から起算し、1. 第142日目、2. 第236日目、3. 第305日目、4. 第381日目、5. 第600日目、6. 第822日目である(Fig. 1参照)。

予測区間の設定は対象とする問題に依存する。ここでは活動の活発化や収束化のやや長期的な傾向をつかむために100日間を予測区間として選ぶ、求める量としては

A) 活動が活発化するかどうかの目安として、予測区間(100日間)内に到達する地震回数の最大値の確率分布

B) 活動が活発化する時間の目安として、ある地震回数(N)を初めて越える日(τ)の平均(m)と標準偏差(σ)、 τ の区間推定を $m \pm \sigma$ とする。ただしここで注意しなければならないのは、予測区間の外で N を越える場合はこの m, σ の計算には含まれない、という点である。また、 τ の分布は正規分布ではないので $m \pm \sigma$ の解釈には注意を要する。

C) 活動が収束するかどうかの目安として、“予測区間の最後の J 日間で地震回が常に1回以下である” 確率

を計算する。以上の量をシミュレーション(1万回)により求めることにする。

§ 3.1 142日目での予測

まず、142日目での予測を行う。群発地震が始まってから増加傾向であった地震回数が、100日目当りから

MATSUSHIRO (142DAY)

NC \ K	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
2	-14245.0	-15339.1	-15380.5	-15389.7	-15391.4	-15389.5	-15406.1	-15427.2	-15425.3	-15423.8
3	-8445.1	-8506.3	-8532.7	-8539.3	-8540.8	-8539.5	-8548.6	-8561.9	-8560.3	-8558.7
4	-5452.3	-5502.5	-5522.1	-5525.3	-5524.3	-5522.4	-5526.6	-5536.4	-5534.5	-5533.3
5	-3778.8	-3819.5	-3834.0	-3838.8	-3837.1	-3835.1	-3838.3	-3845.7	-3843.9	-3841.9
6	-2771.7	-2805.9	-2819.7	-2822.4	-2821.0	-2819.3	-2822.1	-2828.3	-2826.4	

Table 1 AIC of models (2. 14) with (2. 13) and (2. 15) using the data up to the 142th day.

MATSUSHIRO (142DAY)

NC	μ_0	a(1)	a(2)	a(3)	a(4)	a(5)	a(6)	a(7)	a(8)
2	0.67105	0.29220	0.23144	0.10187	0.09873	0.04298	-0.17068	0.17024	0.26864
3	0.43712	0.28172	0.23932	0.08944	0.11622	0.06899	-0.18919	0.16551	0.26475
4	0.33697	0.27289	0.25609	0.12979	0.08523	0.01424	-0.12387	0.13060	0.27015
5	0.25775	0.27379	0.26495	0.10030	0.13362	-0.01355	-0.12184	0.13934	0.26013
6	0.20232	0.26591	0.25983	0.12554	0.14067	0.02663	-0.16642	0.12572	0.26104

Table 2 Estimated parameters when $N_c=2\sim 6$ and $K=8$ using the data up to the 142th day.

横ばいになってきており、今後の地震活動の成行きが注目される時期である。

粗視化係数(N_c)が2から7、次数(K)が1から10までの各モデルのAICの比較をTable 1に示す。斜線部は、パラメータ λ が負になり、 λ が非負値という条件を満たさないモデルなので採用されない。各 N_c 共、AICを最小にしたのは、 K が8のモデルなので、これらのモデルを採用することとし、Table 2には各 N_c の K が8のパラメータを示す。次に、どの N_c が最適であるか調べる、§ 2. 3の基準で選んだところ、 N_c が1という基準値で、1ステップ先の予測誤差が大きい(標準偏差の3倍から6倍)のは15日あった。 N_c が2でこれが9日に、 N_c が3で2日に、 N_c が4で1日に、 N_c が5で0日と減ったので、 N_c は5が最も最適であると判断した(Fig. 2)。

以上のことから142日目までのモデルで最適と考えられるのは、粗視化係数(N_c)が5、次数が8の場合であると考えられる。このモデルを用いて143～242日目までの予測を行う。

前述のA)からC)の結果は次のようになった。

A) Fig. 3にシミュレーションで求めた地震回数の最大値の近似的な確率密度関数を示す。実際の地震活動で予測区内で最大となったのは240日目の436回である。Fig. 3からこの様な1日当りの地震回数が400回を超える事態が起こりうる可能性は約20%であると予測していたといえる。

B) A)で求めた最大値の確率密度関数から、閾値 N が400回ぐらいを考えるのが適当と思われる。シミュレーションによれば m と σ の近似値は224日目と14日で、区間推定は210日目から238日目である。実

際の地震活動ではじめて400回を越えたのは240日目であった。これはほぼ推定区間にあるとってよからう。

C) I, Jの値をいくつにするのが適当かという問題の答えは簡単には分からない。ここではI=3~11, J=1~50というように広くとって考えることにする

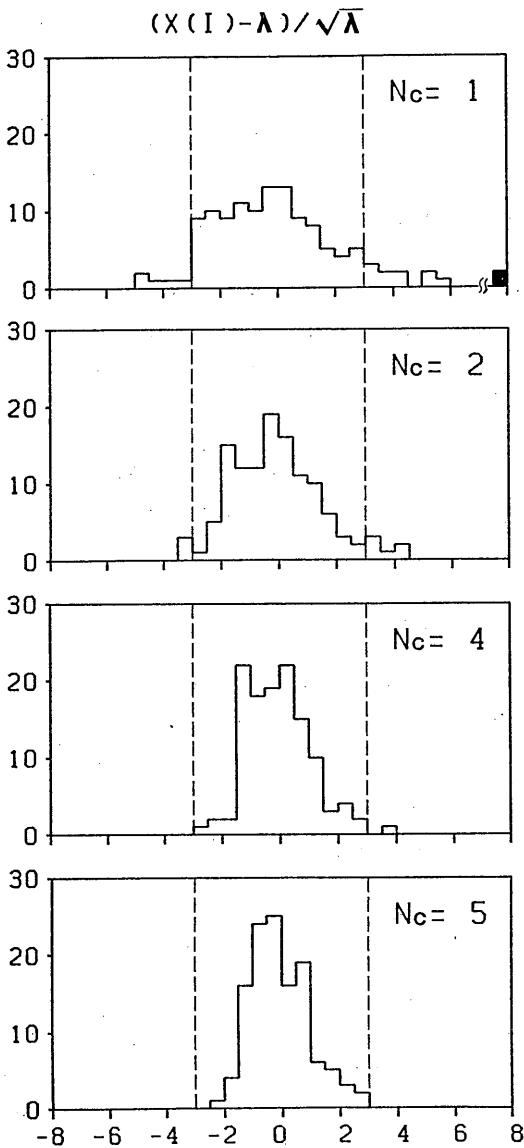


Fig. 2 The distribution of the normalized error $(x(I)-\lambda)/\sqrt{\lambda}$. N_c is the coarse-graining factor.

(Fig. 4). I, Jがいずれの場合も収束する可能性の少ないことを示している。

さて、このような“最適のモデルの推定”という手法では、パラメータの変動に対する結果の安定性について確かめておく必要がある。このことについて § 4 議論でふれることにする。

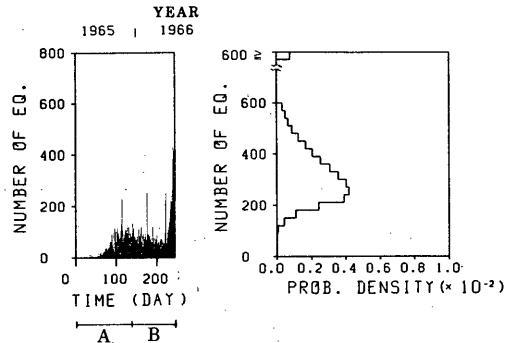


Fig. 3 Left : Same as Fig. 1 but the period of 1st-242th day. The model is constructed based on the data in the period A (1st-142th day). Prediction is made for the period B(143th-242th day). Right: Approximate form of the probability density function of the maximum number of earthquakes in the period B(143th-242th day).

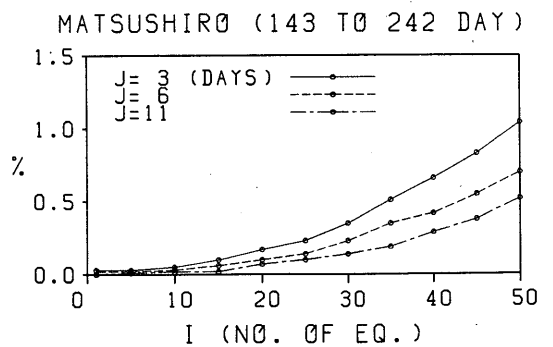


Fig. 4 Probability that the number of earthquakes is always less than I for the last J days of the period B (143th-242th day). The solid line, the dotted one and the broken one show the cases J=3, 6 and 11, respectively.

§ 3.2 236 日目での予測

2 番目の例として236日目での予測を行う。この時期は最初の地震活動がおさまりに始めていたにもかかわらず、地震回数がやや増加し始めている時である。なお、この直後に松代群発地震の活動が最も活発化した。

粗視化係数(Nc)が5から8までの、次数(K)が1から10までの各モデルのAICの比較をTable 3に示す。§ 2. 3の方法により求められた最適のNc, Kはそれぞれ7, 4である。結果は次のようになった。

A) Fig. 5に最大回数の確率密度関数を示す。実際の活動では予測区間内で最大になったのは260日目の661回である。Fig. 5からこの様な日別地震回数の最大が600回以上になる確率は約10%で、また最大

が400回以上となる確率は、約40%と予測していたと言える。

B) 初めて400回を越える日の区間推定は260日目から311日目、600回を越える区間推定は、283日目から325日目である。実際の活動では240日目で400回を越え、244日目で600回を越えている。予測よりも実際の活動の方が早めに活発化していると言える。このくい違いの直接的な原因は予測開始からわずか4日後に2倍に急増したため、これを予測するためには地震回数以外の要因(§ 2のY)を考慮にいれなければならない。

C) 収束する確率をFig. 6に示す。収束条件で“最後の3日間とも50回以下である”を用いる場合は約17%の確率で収束すると予測している。

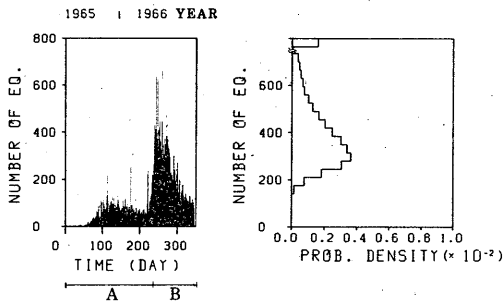


Fig. 5 As in Fig. 3, but A: 1st-236th day. B: 237th-336th day.

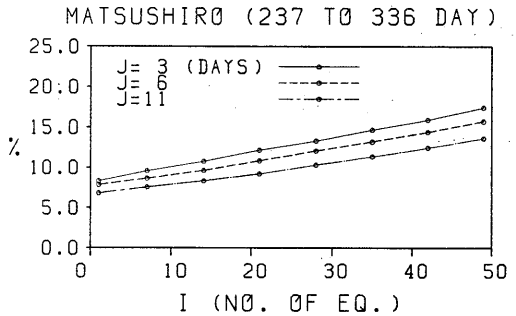


Fig. 6 As in Fig.4, but B: 237th-336th day.

MATSUSHIRO (236 DAY)

NC \ K	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
5	-10084.7	-10140.0	-10168.4	-10173.4	-10173.9	-10174.9	-10177.3	-10186.5	-10184.1	-10182.2
6	-7476.8	-7521.8	-7549.2	-7553.1	-7554.0	-7553.3	-7554.0	-7557.6	-7559.7	-7557.7
7	-5738.1	-5776.0	-5795.3	-5798.3	-5798.6	-5797.7	-5799.2	-5800.1	-5801.0	-5799.1
8	-4510.6	-4547.8	-4566.7	-4568.1	-4569.5	-4568.3	-4569.3	-4570.1	-4571.0	-4569.0

Table 3 As in Table 1, but with the data up to the 236th day.

§ 3.3 305日での予測

3番目の例として、305日での予測を考える。この時期は地震回数が極大値をすぎ減少傾向にあり、それがつづくかどうか興味のあるところである。

§ 2.3の方法で求めた粗視化係数(Nc)および次数(K)はそれぞれ5, 4であった。予測結果の要点のみを示す。

A) 回数の最大値の確率密度関数をFig. 7に示す。実際の活動では予測区間で最大になったのは393日目の540回である。しかしこれは例外的に大きいので、次に大きな398日目の389回に注目すべきであろう。Fig. 7よりこのような地震回数が350回を越えるような事態は約15%の確率で予測していたと言える。

B) 初めて350回を越える日は362±24日目と予測している。一方実際の活動で初めて350回を越えたのは387日目である。

C) Fig. 8にはJが3~11(日), Iが1~50(回)の場合を示す。最も緩い条件(J=3, I=50)を用いると、約30%の確率でこの地震活動は収束すると予測している。

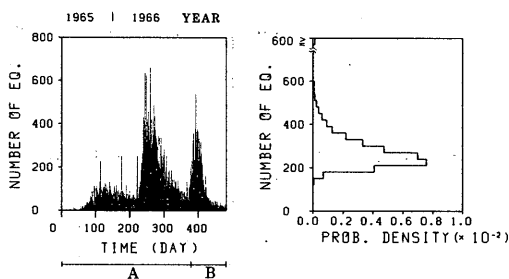


Fig. 7 As in Fig.3, but A: 1st-305th day B:306th-405th day.

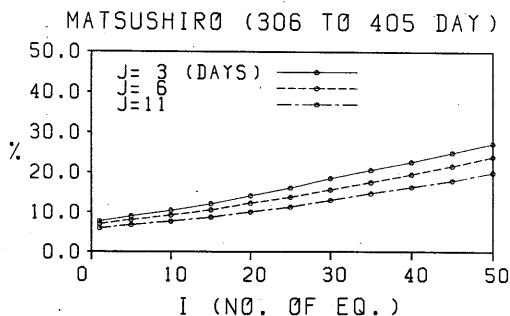


Fig. 8 As in Fig.4, but B: 306th-405th day.

§ 3.4 381日での予測

4番目の例として、2回目の地震活動の収束が窺える一方で、再び日別地震回数が増え始めている381日目で予測を行う。この増え始めた地震回数が更に増え活発化するかどうか興味を持たれる。§ 2.3の基準による。この時の粗視化係数(Nc), 次数(K)はそれぞれ5, 4である。

A) Fig. 9に100日後(481日目)まで計算したうち、日別地震回数の確率密度関数を示す。§ 3.3で述べた通り、実際の地震活動で、この区間で最大になったのは393日目の540回であるが、これはこの時期における活動として例外的に大きいため次に大きな398日目の389回が注目される。Fig. 9より、350回以上になるのは約15%であり、300回以上になるのは約30%の確率であると予測している。これらのことから、再び活動が活発化することもあり得る、ということを示唆した予測になっている。

B) 初めて350回を越える予想日は438±24日目と予測している。実際の活動で初めて350回を越えたのはわずか11日後の387日目であった。予測よりも実際の活動の方が早めに活発化していると言える、これは、§ 3.2と同様、地震回数以外の要因(§ 2のY)が大きく寄与したためと思われる。

C) Fig. 10にはJが3~11(日), Iが1~50(回)の場合を示す。最も緩い条件(J=3, I=50)を用いると、約20%の確率でこの地震活動は収束すると予測している。

§ 3.5 600日目、822日目での予測

最後の例として、600日目および822日目でのその後100日間で地震活動が収束する確率(C)を求める。§ 2.3により求めた粗視化係数(Nc)と次数(K)は、600日目で6と5, 822日目で6と6であった。

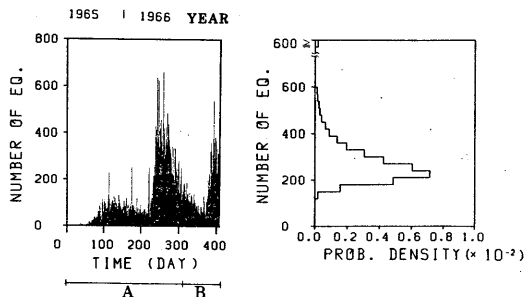


Fig. 9 As in Fig.3, but A: 1st-381th day B: 382th-481th day,

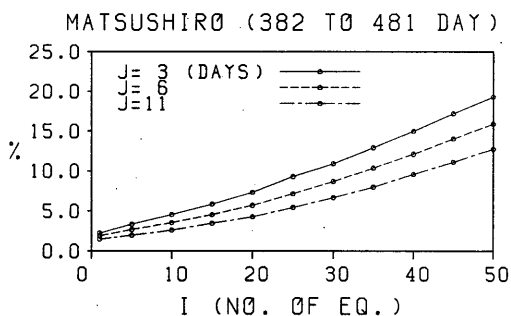


Fig.10 As in Fig.4, but B: 382th-481th day.

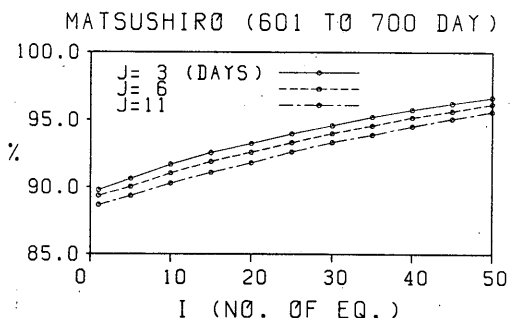


Fig.11 As in Fig.4, but B: 601th-700th day.

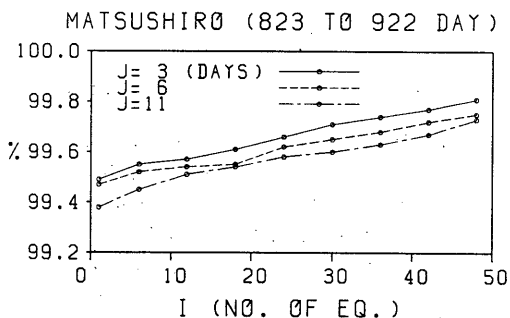


Fig.12 As in Fig.4, but B: 823th-922th day.

C) Fig. 11とFig. 12には600日目, 822日目での収束判定の確率を示す. 例えば収束条件として“最後の6日間とも地震回数が30回以下である”の場合には, 600日目で94.0%, 822日目で99.7%というように, ほとんど収束するであろうと予測している.

§ 4 議 論

§ 4.1 結果の安定性

ここではモデルのパラメータの変動に対する予測結果の安定性について確かめる.

離散的に変化するパラメータ (ここではモデルの次数(K)と粗視化係数(Nc)がこれに相当する)の変動が, 最も結果に影響を及ぼすと思われる. そこで, KやNcの変動に対して, 予測量A, B, Cがどの程度安定性があるのか調べる. 第142日目での予測を例にとろう. § 3.1で述べた通り, 最適のK, Ncはそれぞれ8, 5と求めているが, それぞれ微量の変動を与えてK, Ncが, 9と5の場合, 8と4の場合について予測量A, B, Cを求めた(Fig. 13, Table 4, Fig. 14). 3通りの結果を比較すると, パラメータの微量な変動に対して, 予測結果はそれほど大きな違いは認められず, 安定していると言える.

また, 最適の次数(K)を求める際, Kを増やしてもAICが明瞭な最小値をとらない場合がある. § 2.3で述べた通り, この場合はAICの値がほぼ横ばいになると認められる最小のKを最適と考えた. この最適と考えたKと同じようなAICを与えるKの場合による予測量A, B, Cを求め, Kの違いによる予測結果の安定性について調べる.

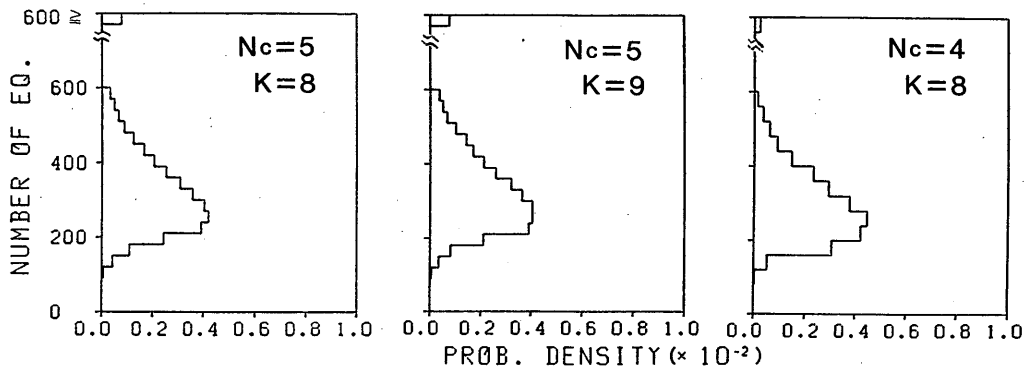


Fig.13 Stability of probability density function of maximum number of earthquakes A: 1st-142th day B: 143th-242th day with the parameters left: K=8, Nc=5 center: K=9, Nc=5 right: K=8, Nc=4.

第236日目までのデータによるモデル化が次数(K)を増やしても、AICが明瞭な最小値をとることがない場合である(Table 3)。§ 2. 2ではKが4の場合を最適と考えたが、Kが5, 6, 9の場合についてA,

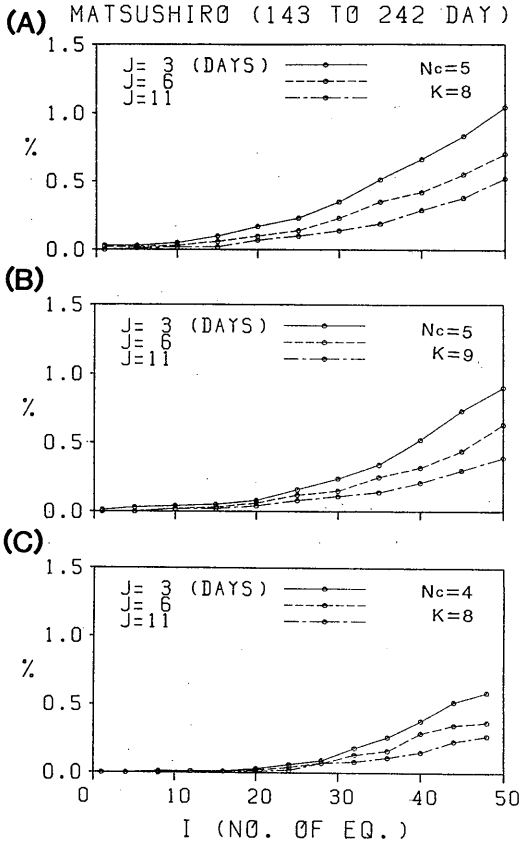


Fig.14 As Fig.4 with the parameters A : K=8, Nc=5 B : K=9, Nc=5 C : K=8, Nc=4.

B, Cを求めた(Fig. 15, Table 5, Fig. 16). 最大値の分布Aに関しては、Kが4, 5, 6, 9いずれ場合も結果にそれほど大きな相違は認められず安定していると言える。これは、AIC がほとんど同じであれば、Kによらず予測量Aはほとんど同じであることを示唆していよう。また、予測量Bに対してもKの変化に対して10%程度の変化しか認められない。収束確率Cに関しては、Kが4, 5, 6, 9でそれぞれある程度の相違が認められる。これは予測開始直前の226日目から236日目に地震回数が急激に増加しているためと思われる。実際、AICが明瞭な最小値をとらないが、直前の地震回数が安定している600日目での予測では、Kが6, 7, 9のいずれの場合も収束確率Cはほとんど相違がなく結果は安定していると言える(Fig. 17).

MATSUSHIRO (143DAY - 242DAY)

	K=8, Nc=5	K=9, Nc=5	K=8, Nc=4
m	224	224	227
σ	14	13	11

Table 4 Stability of m and σ (the parameters ; K=8, Nc=5 : K=9, Nc=5 : K=8, Nc=4) where m and σ are the mean and the standard deviation of the time when the number of earthquakes exceeds the specified number for the first time.

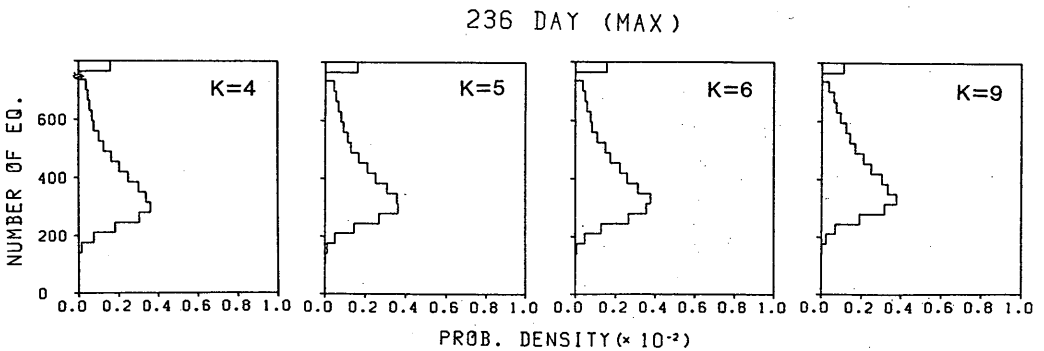


Fig.15 Stability of probability density function of maximum number of earthquakes A: 1st-236th day B: 237th-337th day with the parameters K=4, 5, 6 and 9.

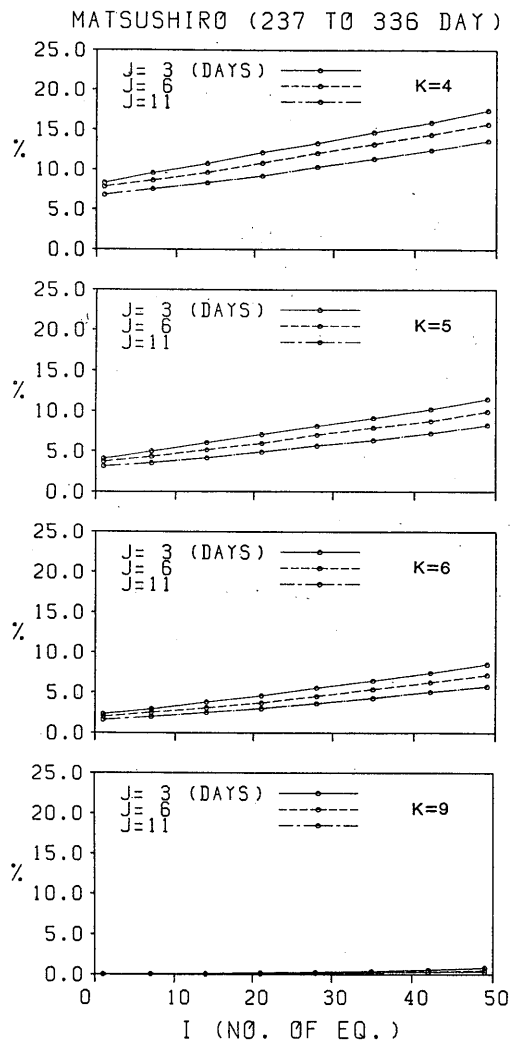


Fig.16 As in Fig.6 with the parameters K=4, 5, 6 and 9.

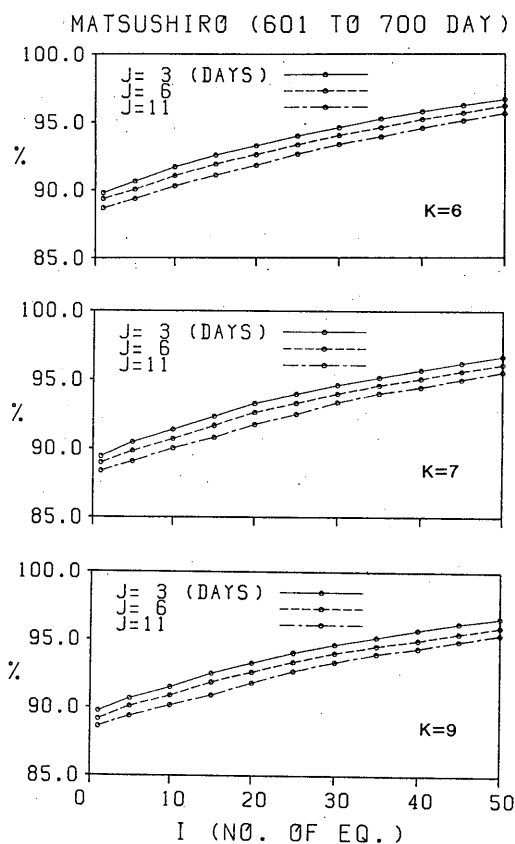


Fig.17 As in Fig.11 with the parameters K=6, 7 and 9.

AICが明瞭な最小値をとらない場合、予測量A, Bに関して問題がないが、予測量Cに関しては直前の地震活動を眺めるなどの注意が必要である。実際の観点からは、いくつかのKで収束確率を求めて、この確率のばらつき程度も考慮して結果を判断すべきであろう。

MATSUSHIRO (237DAY - 336DAY)

N		K=4	K=5	K=6	K=9
400	m	287	288	290	298
	σ	25	25	24	22
600	m	305	306	307	316
	σ	20	20	19	15

Table 5 Stability of m and σ (the parameters : K=4, 5, 6 and 9)

§ 4.2 モデルの改良

このモデルは簡単ではあるが、§ 1で述べた実際の地震活動の特徴である ①地震回数の少ない時期と多い時期 ②回数の増大期と減少期の混在の様子が表現できている。また§ 3, § 4.1で見えてきた通り、このモデルは実際の地震活動の様子を合理的に予測しているといえる。

最後にこのモデルの改良すべき点について言及しよう。まず、粗視化をいかに行うかという問題である。ここでは(2.13)式のようなある数 N_c を基本単位とする粗視化を行ったが、これはここで取り上げ

た松代群発地震のような穏やかな変化を記述するには有効である。しかしもっと急激な変化，例えばスパイク状の変化を記述するには対数を用いた粗視化関係が有効であろう，粗視化関係をも決定しうるように手法を改良していく必要がある。

更に，(2.13)式の粗視化関係に限って言っても，定数 N_c の決定法については議論の余地がある。 N_c の変動に対する結果の安定性は確認しているが，ゆらぎの解釈に関して物理的考察などを取り入れることが望ましい。

つぎに，§3で取り上げたモデルを多自由度(X ばかりでなく Y も考慮)にすること，分布の形にPoisson-Charlier展開の第2項以上の効果を取り入れること， $\lambda(t)$ の表式(2.15)に X の非線型項を取り入れること，また $\lambda(t)$ における μ_0 ， $a(s)$ の t 依存性を考慮するなどにより，更に予測の度を上げることが出来るであろう。これらに関しては機会を改めて論じたい。

研究を進めるに当たって，有意義な議論をして頂いた気象研究所地震火山研究部の方々に感謝します。

気象庁(1968)：松代群発地震調査報告，気象庁技術報告，62，513-536

田中康裕(1962)：群発地震の偶発性について，験震時報，27，7-15.

大内 徹(1979)：確率過程としてみた地震現象，地震2，32，243-265.

大内 徹・高橋 享(1981)：地震学で扱う非定常時系列データの解析-予測と異常検出の試み-，地震2，34，455-464.

横田 崇・伊藤秀美・清野政明(1984)：非線型時系列モデルによる地震活動の表現，地震学会講演予稿集，No.2，A-61.