

第1章 地震活動評価・予測手法の研究

1.1 関東地域における地震活動度変化の統計的評価

－ 1987年千葉県東方沖地震 (M6.7) 前の変化－

(1) はじめに

地殻内の地震発生域における応力変化は小さい地震の活動度の変化をもたらすと考えられる。この現象の最も顕著な例が余震活動である。即ち、地震による震源での変位のステップ的变化は周辺の応力変化を生じ、多くの余震活動を引き起こすばかりでなく、ある領域では活動の低下をもたらすことが知られている (例えば, Dieterich, 1994; Stein *et al.*, 1992; Toda *et al.*, 1998)。また、誘発地震や前震活動、地震活動の静穏化現象などは応力変化によって引き起こされた地震活動度変化の別の例である。逆に、応力の直接的測定が困難な地下深部の応力状態を知る上で、地震活動度変化は間接的なセンサーとなる可能性を持っている。そこで、大地震前の地震活動度の前兆的变化を調べることは地震の破壊過程を理解する上でも重要な役割を果たすと考えられる。しかし、多くの場合震源カタログには人工的なノイズが含まれているため、地震活動度の変化を厳密に捉えることは簡単ではない。得られた活動度の変化が本当に来るべき地震の前兆なのか、人工的なノイズのせいなのか、あるいは単なる地震活動の揺らぎなのかを判断するためには、詳しい統計的な解析を必要とする。

地震活動の静穏化現象に関して、定性的あるいは定量的な解析を行った数多くの報告がある (例えば, 井上, 1965; Mogi, 1969; Yamashina and Inoue, 1979; 野口, 1983; Mogi, 1985; Wyss, 1986; Wyss and Burford, 1987; Kisslinger, 1988; Reasenbergs and Matthews, 1988; Wyss and Habermann, 1988; Ogata, 1992; Wiemer and Wyss, 1994; Dieterich and Okubo, 1996; Wyss *et al.*, 1996; 1997; 1999; Yoshida *et al.*, 1996; Wyss and Wiemer, 1997 など)。しかし、前兆的な静穏化現象が大地震の予知に本当に有効かどうかを検定するには、異なるテクニクな条件での客観的、定量的な解析例をさらに増やしていく必要がある。その場合問題となるのは、長期間に及ぶ震源カタログでは観測システムや震源決定法の変化による不均質性がどうしても生じてしまい、そのために人工的な地震活動度の変化が紛れ込んでしまうことがしばしばある (例えば, Habermann, 1987; Wyss, 1991; Eneva *et al.*, 1995; Zuniga and Wyss, 1995)。従って、信頼性の高い結果を得るためにはカタログの均質性を注意深く評価する必要がある。ここでは、気象庁 (JMA) と防災科学技術研究所 (NIED) の独立した2つの機関のカタログを用いることで、不均質性評価の一助とした。静穏化の客観的で定量的な解析のためには地震活動度を計るための指標が必要であるが、本研究では、そのような解析のために開発された 'ZMAP' (Wiemer and Wyss, 1994; Wyss and Wiemer, 1997) というプログラムを用いた。

JMA カタログによれば1987年千葉県東方沖地震 (M6.7) は12月17日に千葉県東海岸沖の深さ58kmのところで発生した (Figure 1.1)。この地震はこの地域では過去60年間で最大の地震であり、フィリピン海プレートの内部で起きたことが分かっている。断層面はNNW-SSE走向で、東側に急傾斜しており、ほぼ右横ずれ断層であった (Okada and Kasahara, 1990)。小高・前田 (1994) は大学とJMAのカタログを解析し、本震の前約1年ぐらいから浅い領域で活動が低下し、また、本震の破壊開始点近傍では地震数が増加していたことを報告している。しかし、彼らの報告では定量的な解析は行われておらず、この変化がバックグラウンドの地震活動の揺らぎに比べ、有意な変化かどうかは明らかにされていない。

この研究の目的は、関東地方における地震活動のバックグラウンドとしての地震活動のゆらぎを考慮し、小高・前田 (1994) によって報告された地震活動の変化をJMAとNIEDのデータを用いて統計的に再評価することである。さらに、カタログの不均質性についても調査結果を述べるとともに、関東地方における将来の活動度変化の監視のための指標についても議論する。

(2) データ

関東地域の調査対象地域をFigure 1.1に示す。データは、JMAとNIEDの独立した2つの機関で決められたもののうち、1979.5年から1997.0年までの深さ100 km以浅のものを主に用いた。JMAのカタログは日本付近で発生した中規模以上の地震を主に観測対象としており、日本の地震活動を解析するために広く用いられているが、その均質性と地震規模の下限検知能力が場所によっても時間的にも大きく変化していることが知られている(石川, 1987)。一方、NIEDのカタログは高密度な観測網により、関東・東海地域においてJMAに比べ微小な地震まで記載されている(Okada, 1984)。われわれの予備的調査によれば、マグニチュード(M) 5程度以下の地震については、NIEDの方が規模や時間的、空間的にも均質であり、震源決定精度も高いことが分かっている。そこで、本研究では主にNIEDのデータに基づいて、1987年千葉県東方沖地震前の地震活動度の変化について調査した。

NIEDのカタログで発破として記載のあるものは取り除いたが、それでもいくつかの領域では発破と思われるデータが含まれていた。発破の多くはごく浅く決められていたが、所によっては40 kmもの深さに決められているところも見うけられた。Wyss and Wiemer (1997) は関東の地震活動を調べる際に、発破の影響を避けるため夜間だけのデータを用いる方法をとった。ここではデータを最大限に生かすため、すべての時間帯のデータを用いるかわりに、発破と思われる領域のデータは取り除いた。

Figure 1.1のすべての領域におけるデータを用いて、どのくらいの規模の地震までもれなく観測されているかを示すマグニチュードの完全観測下限(M_c)が、時間とともにどの様に変化しているかを調べてみた。 M_c は地震の積算頻度-マグニチュードの分布曲線において、曲率が最大となるマグニチュードを計算することにより求めた。その結果をFigure 1.2に示す。この図から、JMAのデータについては1981年以降では $M_c=3.0$ まで、また、NIEDのデータについては1979.5年以降では $M_c=2.2$ まではほぼ均質に観測されていることが分かった。NIEDのデータでは M_c は時間が

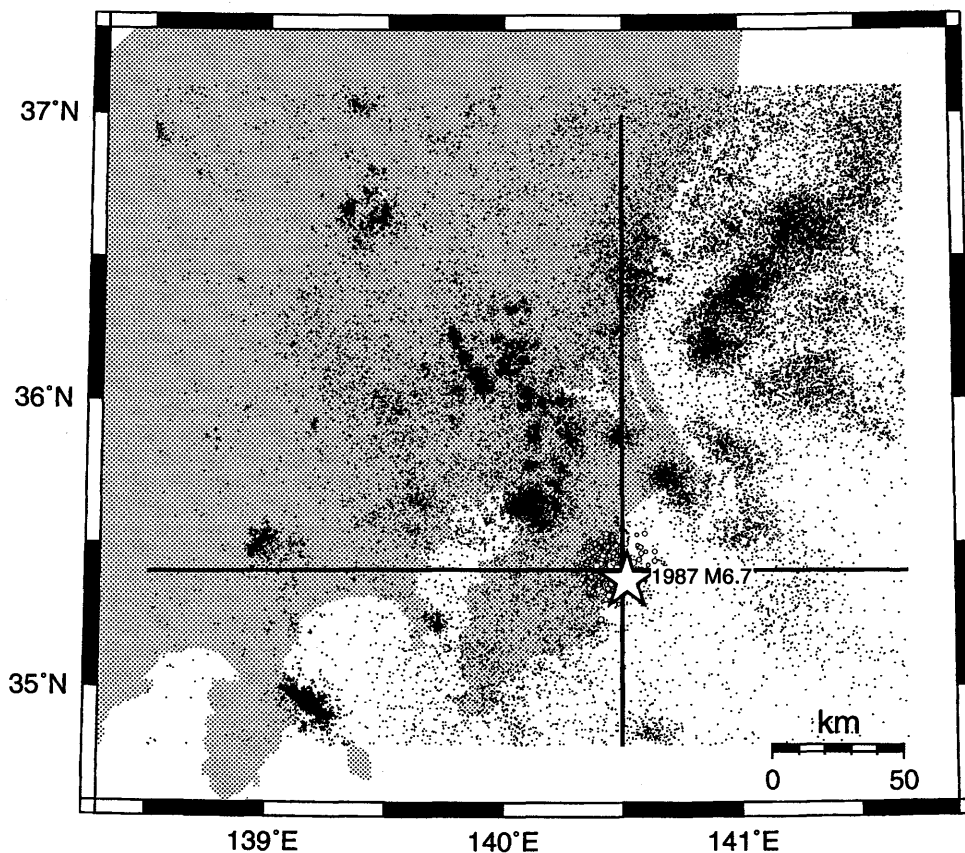


Figure 1.1 Map of the Kanto region, Central Japan. Epicenters are shown as black dots. The thick line shows the location of the EW and NS trend, 35 km wide, cross-sections analyzed in Figures 1.3 and 1.4. A star marks the epicenter of the 1987 Chiba-tohoku earthquake ($M6.7$), and circles mark aftershocks within a 30 day period.

経過してもほぼ一定であるのに対し、JMAのデータでは観測網の改善などにより、 M_c は3から2.2と時間とともに変化していることは注目すべき点である。

余震の影響は活動度の変化として大きな影響を与えるため、改良大森モデルやETASモデル(例えば、Ogata, 1992)によってその影響を活動度の評価モデルの中に取り込むか、あるいはカタログから取り除く必要がある。この2つの方法は基本的考え方は同じであるが、手法は異なるものである。ここでは、Reasenberg (1985) のデクラスターのアルゴリズムにより余震を取り除く方法を採用した。用いたパラメータはReasenberg (1985) がカリフォルニア地域に対して用いたものと同じものを使用した。この方法で余震を取り除いたところ、大地震の後余震域が次々と拡大するような場合にはしばしば見られることだが、1987年千葉県東方沖地震による余震が完全には除かれていないことが分かった。余震により地震活動度が高くなっている場合には、後で述べるZ値の計算に影響を与える可能性がある。より厳密な方法で余震を取り除くのは1つの方法であるが、ここでは本震による余震活動の影響が大きい1987.96年から1992.0年までの4.04年間の期間を解析期間から取り除くことでその影響を回避することにした。また、本震前だけのデータを用いた解析も行ったが得られた結果に大差はなかった。本研究で得られた結果は主に余震を取り除き、上記の期間のデータも取り除いたデータに基づいているが、たとえそれらのデータを取り除く前のオリジナルのデータを用いたとしても、結果に変わりがないことを確認している。

(3) 方 法

本研究で念頭においている地震活動の静穏化仮説はWyss and Habermann (1988) により提唱されているものである。前兆的静穏化仮説というのは、余震を除いたバックグラウンドの平均的地震活動が、本震の前のある時期から低下する場合があるというものである。静穏化の現れる範囲は来るべき本震の震源域と同じ程度か、その一部の領域である。

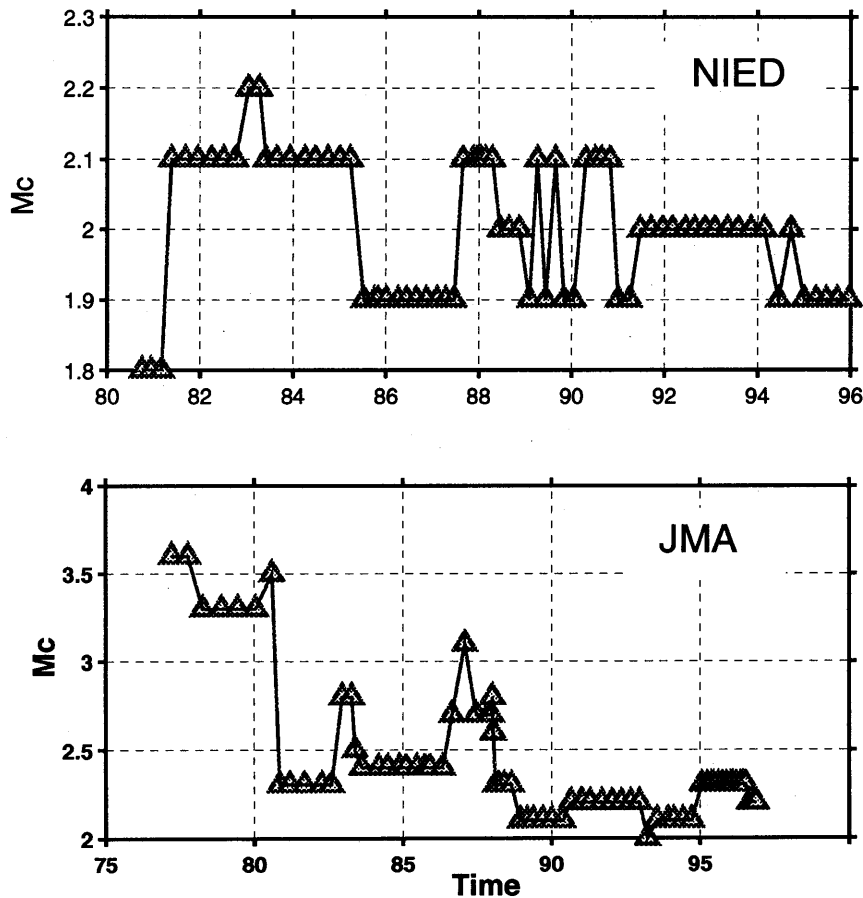


Figure 1.2 Magnitude of completeness (M_c) as a function of time for the NIED (top) and JMA (bottom) data.

静穏化の期間は本震の発生まで続くこともあれば、本震前の前震の発生する時期までの場合もある。また、静穏化する地震の大きさは、すべてのマグニチュードの範囲にわたって起こる。この地震活動度の時間的、空間的低下はある明確に定義された指標で判定される必要がある。ところで、本研究では静穏化だけでなく、1987年の本震前の地震活動の活発化についても静穏化の評価と同様な手法で調査した。

1987年千葉県東方沖地震の前に有意な、また、他と区別できるような地震活動度の変化があったかどうかを調べるため、次の手順で解析を行った。

- ① 本震の震源域を含む幅を持った断面によって切り取られた短冊状の直方体の領域において、断面の各場所における本震前の地震活動度とバックグラウンドの地震活動度をZ値(後述)により比較する。また、Z値の計算で用いられるパラメータを最適化することにより活動度変化の見られる領域や期間を特定する。
- ② 実際のデータと同程度のゆらぎをもつランダムな地震活動において、最適化されたパラメータで表される地震活動度変化がどの程度偶然に起こり得るかを求める。
- ③ 警報時空間(alarm-cube)解析法により、最適化されたパラメータにより定義される活動度の変化と同程度の有意性を持つ活動度の変化が、選択された断面においてどのくらいの頻度で起こり得るかを評価する。

統計的に有意な活動度の変化は上のすべてのステップにおいて有意と判定される。さらに、他と区別できる特異な変化は最もランクの高い変化として評価される。上に述べた解析方法の詳細は既に多くの論文で紹介されている(Wiener, 1996; Wiener and Wyss, 1994; Wyss *et al.*, 1998; Wyss and Wiener, 1997)ので、ここでは簡単な紹介にとどめる。また、リアルタイムでの地震活動のモニタリングにおいて異常な活動を検出するためには、さらに第4のステップが必要とされる。それは、実際の監視においては異常な活動の特徴や位置が未知であるため、ここで最適化されたパラメータ値は用いることはできず、異常な活動を検出するために6つのパラメータ空間(3次元の空間座標、時間、 N 、 T_w (後述))におけるグリッドサーチを行わなければならない。

実際の手順では、まず、1987年の本震の震源を含む幅35 kmのNS走向とEW走向の2つの断面を選択する。地震活動度の変化は断面上で3 km×3 km間隔で配置されたすべての2次元の格子点(水平距離×深さ)において時間の関数として評価される。すべての格子点ではその格子点から最近接の N 個(例えば $N=100$)を解析データとして選択し、解析時間ウィンドウ T_w (例えば $T_w=1.5$ 年)をサンプリング間隔(30日)ごとにずらしながら活動度の計算を行う。各サンプリング点で、ウィンドウ内における活動度の変化の指標としてZ値を求め、その時間関数 $LTA(t)$ (Wiener and Wyss, 1994)を計算する。Z値はウィンドウ内における単位時間あたりの地震発生数 R_2 とバックグラウンドの単位時間あたりの地震発生数 R_1 (ここでは同じ格子点におけるウィンドウ外の単位時間あたりの地震発生数)との差の大きさを測る一つの指標であり、次のように定義される。

$$Z = (R_1 - R_2) / (S_1/n_1 + S_2/n_2)^{1/2} \quad (1.1)$$

ここで、 S_1 , S_2 と n_1 , n_2 はウィンドウ内外の R_1 , R_2 の偏差とデータ数を表す。結果として得られる3次元(水平距離、深さ、時間)のZ値の分布が、本研究における活動度変化の定量的評価の基礎となる。

統計的に安定な結果を得るために、各格子点におけるサンプル数 N を固定したので、サンプリングされた領域の半径は格子点ごとに異なり、活動度に逆比例することになる。Z-mapは選択されたサンプリング時における活動度変化の空間的な変化を示している。(1.1)式の定義により、正のZ値は活動度の低下を表し、Z-mapでは赤みがかかった色で表現されている。時間分割されたアニメーションを作成することにより、すべての時空間のサンプリング点に対するZ-mapを見ることができる。あるレベル以上のZ値を持つ格子点の集まりを警報時空間(alarm-cube)と呼ぶことにする(Wiener, 1996; Wyss and Wiener, 1997; Wyss *et al.*, 1999)と、データに含まれるあるレベル以上の有意な活動度の

変化のすべては, alarm-cubeとして識別することができる。

与えられたデータに対し求められた Z 値の有意性を判定するために, もともとのカタログから本震を含む断面スライス領域内のデータセットを切り出して作成し, そのデータセットからランダムに抽出した地震データをもとに合成 Z 値の分布を求めた。データの抽出は元の震源の位置には無関係に, 発生時刻だけを保持したものをランダムに N 個選び出し, 与えられた時間ウィンドウ (例えば $T_w=1.5$ 年) に対する $LTA(d)$ 関数を計算した。この操作を今回の解析の全格子点数に等しい1200回繰り返すことにより, 全時空間に対する合成 Z 値の分布を得ることができる。これをさらに100回繰り返し, 毎回得られる最大 Z 値(Z_{max})だけを1000個集めた分布を作ることで, 異常活動としての識別の指標となる Z_{max} 分布が求められる。実際のデータに対して得られる Z 値の有意性は, この合成された Z_{max} 分布と比較することによって判定することができる (Wiemer, 1996; Wyss *et al.*, 1996)。

(4) 結果

a) 1987年千葉県東方沖地震前の地震活動度変化

NIED ($M \geq 2.2$) と JMA ($M \geq 2.5$) の両方のカタログを用いて, 本震の震源を含む幅35 kmのNSとEWの走向 (Figure 1.1参照) を持つ断面において, Z 値を計算した。JMAのカタログには後で述べるようにマグニチュードシフトが起こっており, M_c をデータの下限にすると人為的な活動度変化を生じてしまうため, M_c より小さいマグニチュードをデータ下限とした。35 kmの幅は1987年の本震の余震域を含むように決めた。NIEDとJMAのデータによる各断面における震源分布はFigure 1.3と1.4の上段の図に示されている。赤く表示されているのは30日以内の余震分布である。余震域から予想される本震の破壊域は, ほぼ深さ20-50 kmの範囲内であり, 本震の震源の深さはNIEDでは47 km, JMAでは58 kmであった。

まず, NIEDのデータについてみると, データ数はNS断面で3912個, EW断面で2527個である。これらの断面における震源分布をもとに, 本震前1.5年間 (1986.46-1987.96年) における地震活動度をバックグラウンド (1979.5-1997.0

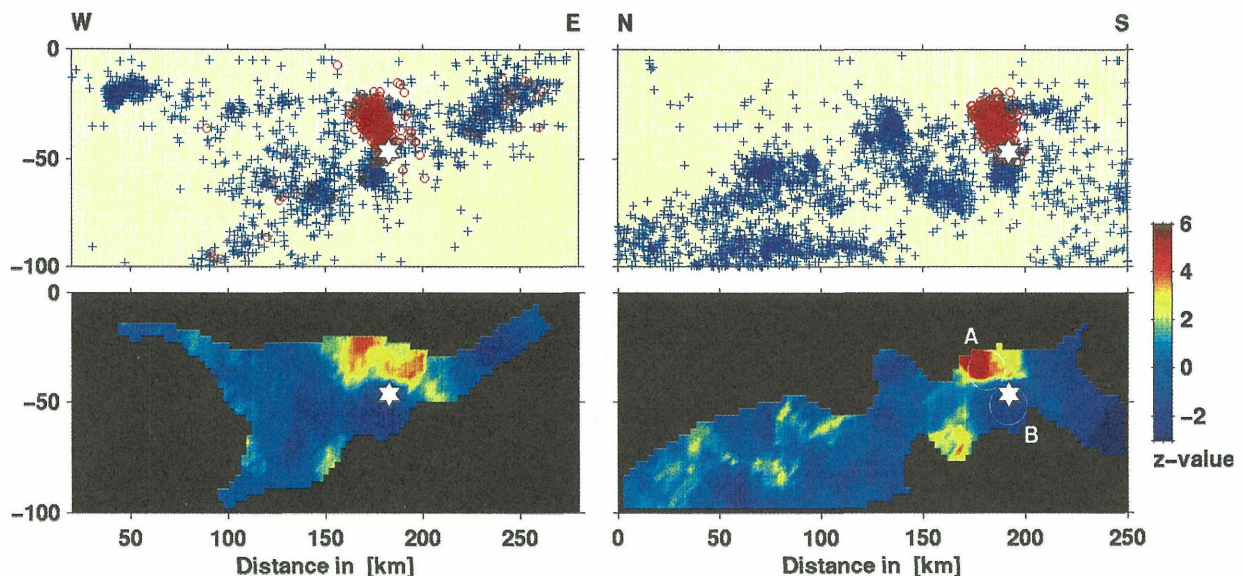


Figure 1.3 (Top left) EW-trending cross-section through the hypocenter of the 1987 Chiba-toho-oki earthquake, marked by a star. Hypocenters are taken from the NIED data ($M \geq 2.2$). The aftershocks of the 1987 mainshock within 30 days are plotted in red. (Bottom left) Spatial distribution of parameter Z , computed for the EW-trending cross-section shown in the top left. The Z value compares the seismicity rate in the period 1986.46-1987.96 with the rate in the background period (1981.0-1997.0, but excluding the period 1986.46-1992.0). Positive Z values indicate a seismicity rate decrease in the 1.5 years before the 1987 mainshock compared to the background rate and are shown in red. The $N=100$ nearest earthquakes to each grid-node are sampled. (Top right) NS-trending cross-section through the 1987 hypocenter. (Bottom right) Spatial distribution of parameter Z , computed for the NS trending cross-section shown in the top right.

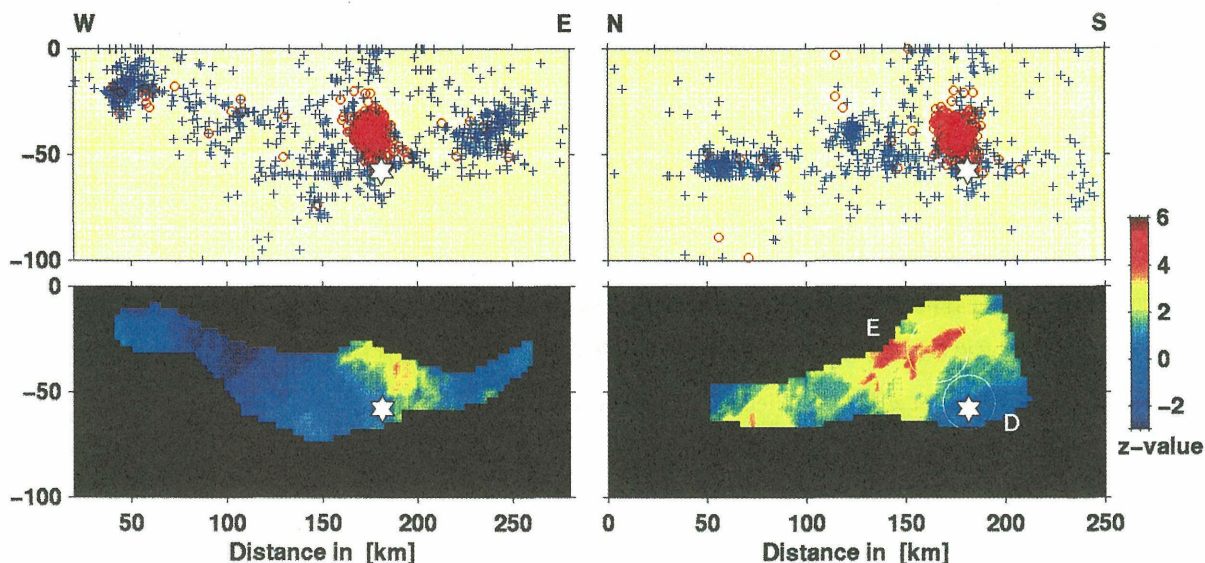


Figure 1.4 Same as Figure 1.3, but using the JMA data set ($M \geq 2.5$). (Top left) EW-trending cross-section through the hypocenter of the 1987 Chiba-toho-oki earthquake. (Bottom left) Spatial distribution of the parameter Z , computed for the EW trending cross-section shown in the top left. The Z value compares the seismicity rates in the period 1986.46-1987.96 with the rate in the background period (1981.0-1997.0, but excluding the period 1986.46-1992.0). (Top right) NS-trending cross-section through the 1987 hypocenter. (Bottom right) Spatial distribution of parameter Z , computed for the NS-trending cross-section shown in the top right.

年, ただし, 1986.46-1987.96年と1987.96-1992.0年の期間を除く)の活動度と比較した。すべての格子点において近接地震100個を選び出したが, この場合, 平均サンプル半径は12 kmとなった。NSおよびEWの断面において Z 値を求めたものをFigure 1.3の下段に示す。両断面とも, Z 値の高い場所(赤色)は震源の5-20 km上に見られ, それらは余震域から推測される破壊領域の中に位置している。この静穏化は本震の前 1.5 ± 0.5 年から現れている。最も高い Z 値の $Z=6.1$ はNS断面に見られ, EW断面の最大値は $Z=5.2$ であった。破壊域の外の領域では, Z 値は概して低い値を示している。一方, 破壊の開始点である震源そのものの付近では, 約50%の活動度の増加が見られ, 負の Z 値($Z=-3.1$)となっている。Figure 1.5に最も顕著な静穏化が見られた場所と, 本震の破壊開始点における $LTA(t)$ 関数と積算地震回数の時間変化の様子を示す。

次に, JMAのデータを見てもNIEDの場合と同様な Z 値の分布が見られる(Figure 1.4の下段)。ここで, $T_w=1.5$ 年と $N=100$ はNIEDの解析で用いたものと同じ値を採用している。データ数はNSとEW断面でそれぞれ1120個と1366個であり, 小さい地震の検知能力の違いから, この数はNIEDに比べ2分の1以下である。その結果, 平均サンプル半径は16 kmとNIEDの場合より大きくなっている。最も活動度が下がった場所($Z=4.3$)はNS断面で本震の震源の上に見られる。NIEDデータで見られた1.5年前からの本震の震源付近での活動度の増加は, JMAデータでははっきりとは見られないが, これは震源近傍での地震数が少ないためであろう。断面図で示されたいくつかの場所における積算地震回数の図をFigure 1.5に示す。

b) ランダムな地震活動による有意性の検定

次に, 上で求められた最適化されたパラメータ($T_w=1.5$, $N=100$)を持つときの最大の静穏化($Z=6.1$)がランダムな地震活動によってどの程度の頻度で現れるのかを調べた。方法のセクションで概略を述べたが, まず, NIEDとJMAのNS断面のデータから100個のサンプルを無作為に1200回選び出し, それぞれについて $T_w=1.5$ に対する $LTA(t)$ 関数を作成し, 1200個のデータの中での最大の Z 値を求める。この試行を1000回繰り返すことにより Z_{max} の分布を得ることができる。こうして作成されたNIEDとJMAのデータに対する Z_{max} のヒストグラムをFigure 1.6に示す。この分布の50パーセンタイルは3次元(水平距離, 深さ, 時間)の Z 値分布を求めたときの平均的に期待される最大 Z 値を

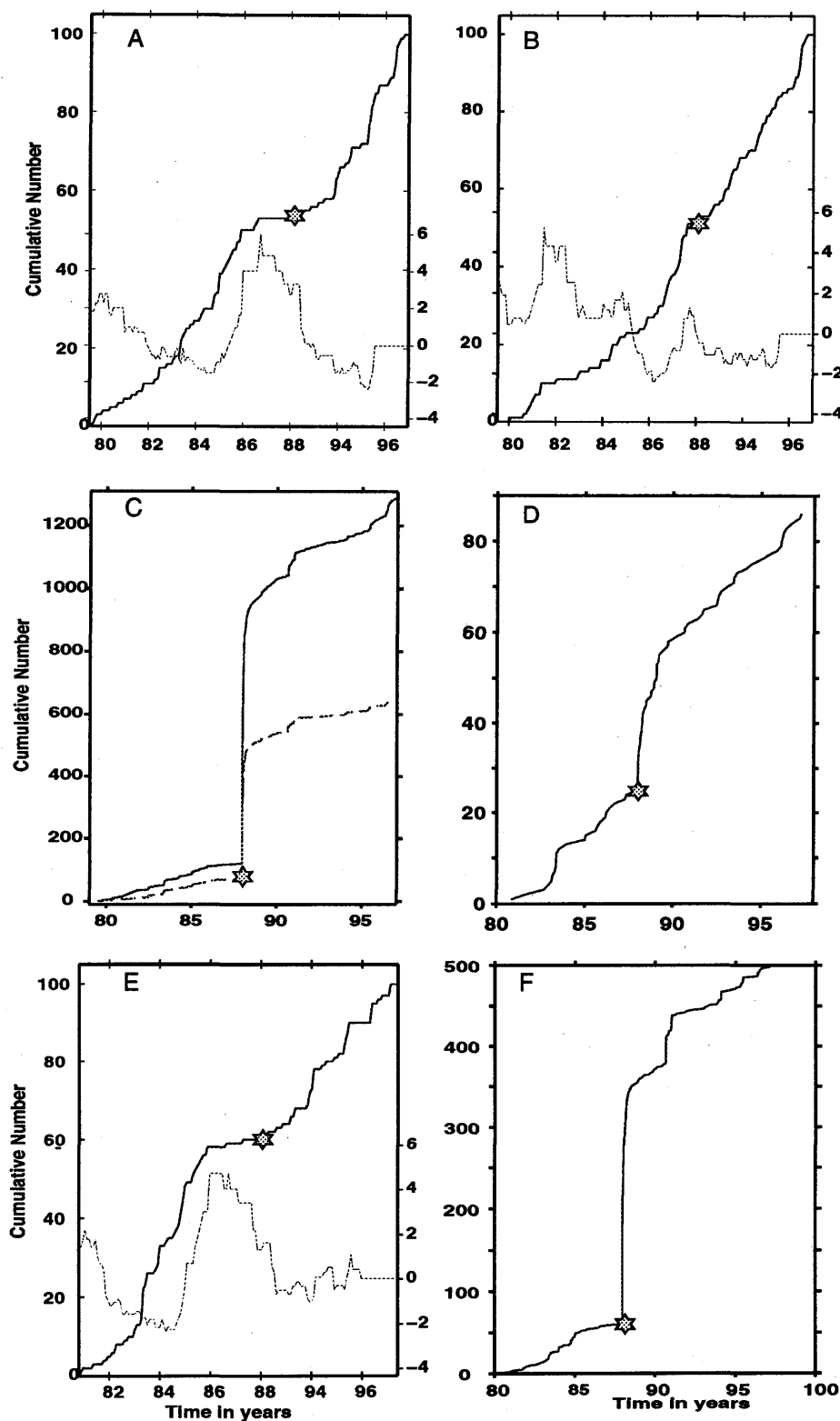


Figure 1.5 Cumulative number of earthquakes as a function of time for selected volumes. The thin line is the $LTA(t)$ time series computed for a window length $T_w = 1.5$ years using earthquakes with $M \geq 2.2$ for NIED and $M \geq 2.5$ for JMA, unless otherwise specified. (A) Shallow part of the 1987 rupture area, declustered NIED data (see Figure 1.3 for location). The years 1988.0-1992.0 are excluded from the graph. (B) Hypocenter area of the 1987 mainshock, declustered NIED data. The years 1988-1992 are excluded from the graph. (C) Shallow part of the 1987 rupture area, undeclustered NIED data. The solid line shows all magnitudes; the dashed line, $M \geq 2.0$ only. (D) Hypocenter area, declustered JMA data. (E) Shallow part of the 1987 rupture area, declustered JMA data (see Figure 1.4 for location). The years 1988-1992 are excluded from the graph. (F) Shallow part of the 1987 rupture area, undeclustered JMA data.

表している。NIEDのデータに対する50パーセンタイル($Z_{max}(50\%)$)は $Z_{max}=6.76$ (Figure 1.5a)であり、95パーセンタイル($Z_{max}(95\%)$)は $Z_{max}=8.59$ である。このヒストグラムは単純な正規分布の形ではなく、いくつかの際立ったピークを持っている($Z_{max}=6.2, 7.5, 9.4$)。これは1.5年の静穏期間での地震数が少ないため、地震数の不連続性の影響である。すなわち、静穏期間では0, 1, 2, …個の地震を含んでいるが、それに対応したZ値のピークが現れ、そのピークは静穏期間以外における活動度の偏差に応じた広がりを持つ。JMAのデータではもとのデータにおける揺らぎが大きいため、 $Z_{max}(50\%)=8.08$ と $Z_{max}(95\%)=9.9$ となり、NIEDよりも幾分大きな値を示す。いずれのカタログにしても、これらの値は実際の静穏期間に観測されたZ値(NIED: $Z_{max}=6.1$, JMA: $Z_{max}=4.3$)よりもかなり大きな値を示している。これは、実際に観測された静穏化は、ランダムな地震活動から期待される静穏化に比べ、特に特異な現象とは言えないことを示している。

1987年の本震前に震源近傍に現れた活動度の増加についての有意性についても同様に、ランダムな地震活動をもとに評価を試みた。活動度の増加の評価も地震活動の静穏化の評価手法と全く同様に行えるが、今度は各試行において、最大のZ値ではなく最小のZ値を求め、その分布を得ることで行う。NIEDのデータによる結果をFigure 1.6cに示す。この分布の平均値は $Z_{min}(50\%)=-5.1$ であり、また、5パーセンタイルは $Z_{min}(50\%)=-7.04$ であった。これらの値は実際に観測された震源近傍での活動度の増加に対応するZ値($Z=-3.1$)に比べ、非常に小さい値になっている。従って、この活動度の増加も、ランダムな地震活動のもつ揺らぎの大きさから判断すると、特異な現象とは言えない。

c) Alarm cube解析

Alarm cube解析は、特定の断面に対して、Z値を求めた3次元(水平距離、深さ、時間)の格子点において、あるしきい値 Z_{alarm} を越えるZ値を持つすべての格子点を抽出したものである。従って、この図から対象とした静穏化と少なくとも同程度以上に顕著な静穏化が見られるすべての時間空間の場所を見つけることができる。これらの静穏化は、実際にはその後大地震は発生していないので、空振り警報(false alarm)と呼ばれる。活動の増加についても同様な解析は可能であるが、上の解析でも示したように、増加については特にその程度が特異なものとは言えず、多くのfalse alarmを生じることが明らかなので、ここでは解析していない。静穏化について以前述べた解析から得られた最適化されたパラメータと同じもの($N=100$ かつ $T_w=1.5$ 年)を用いてAlarm cube解析を行った。Figure 1.7の上段の図は、NS断面において、NIEDのデータに対しては $Z_{alarm}=6.1$ のしきい値で、JMAのデータに対しては $Z_{alarm}=4.3$ のしきい値でそれぞれ求めたalarm cubeの位置を表している。実際の地震の前兆的なalarm以外にも、特にJMAのデータには多くのfalse alarmが生じていることが分かる。Alarm cubeによって占められている時空間の体積の、調査対象とされた断面における全時空間に対する割合を Z_{alarm} の関数として表したものをFigure 1.7の中段に、また、 Z_{alarm} の関数として表されたalarmグループの数を下段に示す。これらの図から、NIEDのデータについては(Figure 1.7の左列)、実際に本震前に観測された $Z=6.1$ の値と同じかそれ以上の値を持つ静穏化を示す時空間のalarmグループのうち、75%(3/4)がfalse alarmであり、また、それらの全alarmが占める時空間の体積は、調査対象とした全時空間の体積の1%を占めることが分かった。同様に、JMAのデータについては(Figure 1.7の右列)、83%(5/6)がfalse alarmであり、全alarmの占める体積は全体の10%を超える。NIEDのデータにおけるalarmの占める体積が、全体の1%という小さな値になったということは、観測された静穏化が本震の予測に有効であることを示すと考える人がいるかもしれない。しかし、この値は、パラメータの最適化によって人為的に得られた結果であることを考慮しなければならない。今、前兆現象としての有効性を評価する一つの指標である井元(1994)の方法を、ここで最適化されて得られた静穏化現象の場合(1つのターゲットの地震、6つのフリーパラメータ(断面の位置、水平距離、深さ、時間、 N , T_w))に適用してみると、ランダムに地震を予想する場合よりも有効に予測されるためには、全alarmの占める体積は全体の0.005%以下でなくてはならないことが分かる。従って、alarm cubeの解析からも、実際に観測された程度の静穏化現象だけでは、予測手法としては有効でないことが分かる。

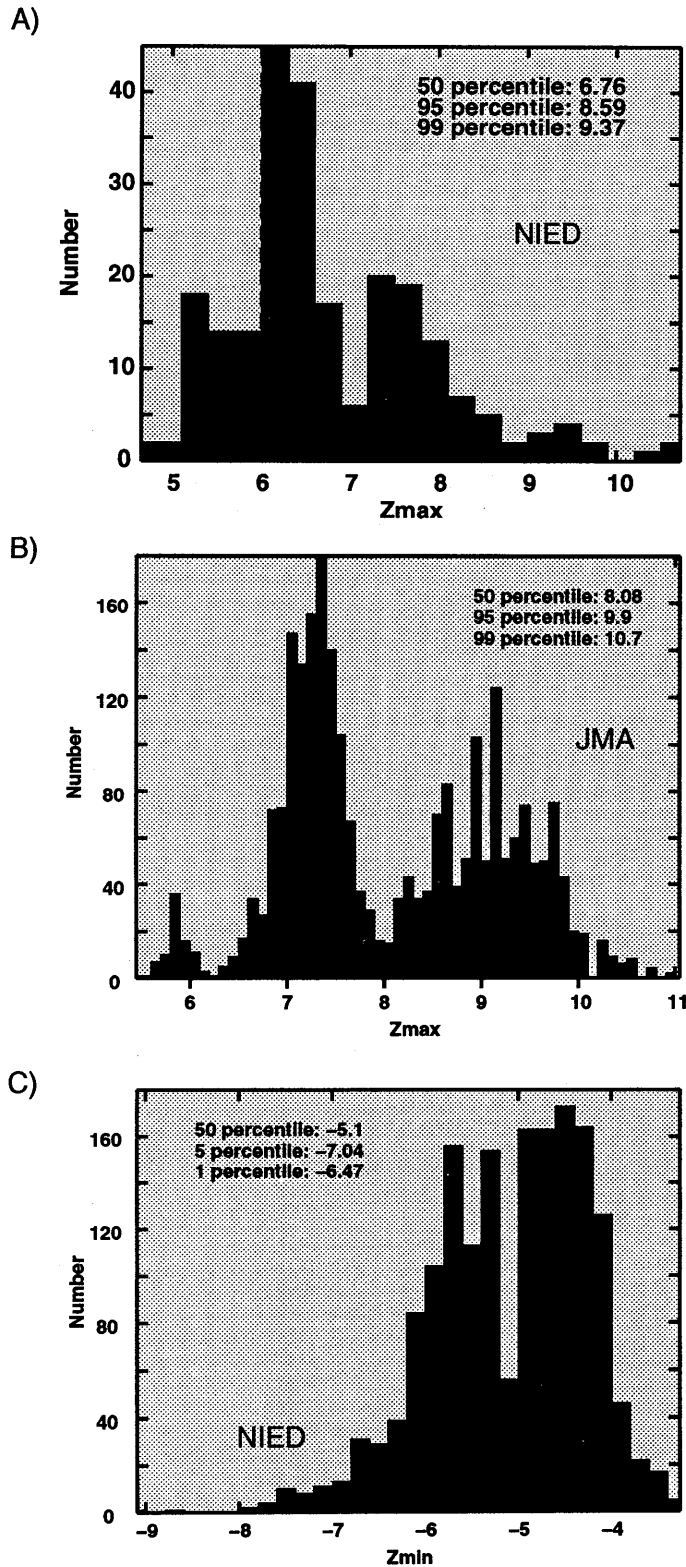


Figure 1.6 Histograms showing the distribution of the maximum and minimum Z values. (A) Z_{max} distribution computed from the NIED data using events within the NS-trending cross-section. The 50, 95, and 99 percentile are given in the figure. (B) Z_{max} distribution computed from the JMA data using events within the NS trending cross-section. (C) Z_{min} distribution computed from the NIED data. The 50, 5, and 1 percentile are given in the figure.

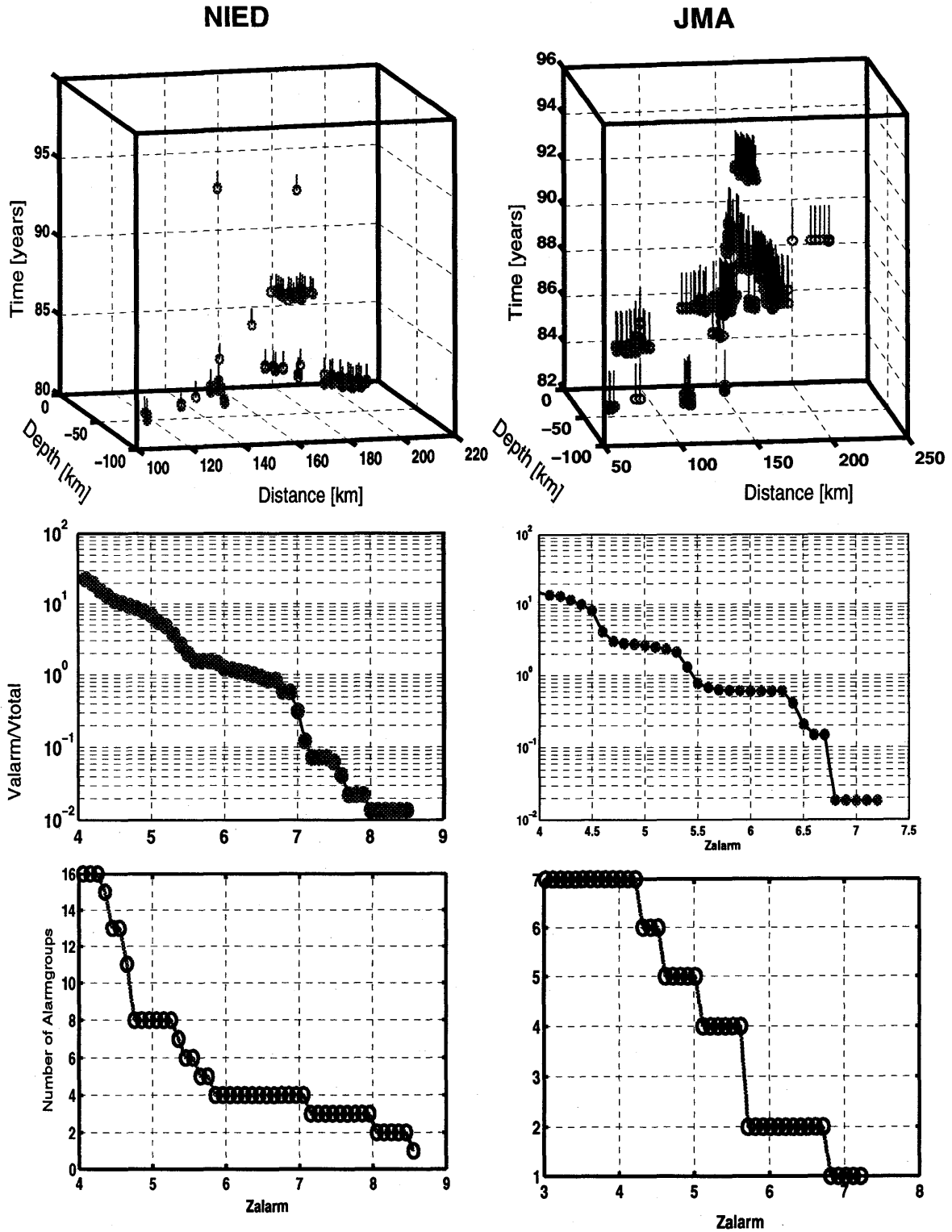


Figure 1.7 (Top) Alarm cube for the NIED data (left) and the JMA data (right). A circle marks all instances in space (distance versus depth) and time when the Z value exceeds the threshold value of $Z_{alarm}=6.1$ (NIED) and $Z_{alarm}=4.3$ (JMA). The Z values are computed for a window length of $T_w = 1.5$ years and a sampling radius corresponding to $N = 100$ earthquakes. (Middle) The ratio V_{alarm}/V_{total} plotted as a function of alarm threshold Z_{alarm} for the NIED data (left) and JMA data (right). (Bottom) Number of alarm groups as a function of Z_{alarm} .

d) JMA カタログにおける人為的活動度変化

JMA のカタログは日本の地震活動の解析に広く用いられており、また、ここで調べられた領域では1979年以降、 $M3.0$ 以上の地震はほぼ完全に検知されていると考えられる (Figure 1.2 参照)。しかし、観測システムの変更か、あるいは震源決定法の改変により、1989年ごろにマグニチュードのシフトが起こっていることを見つけた。また、このことが、比較的大きな地震だけを用いて地震活動の解析を行ったときに、人為的な活動度の変化を生じさせることが分かった。カタログの均質性を詳しく調べるために、NIED と JMA のカタログによって求められた Z 値の平面図 (Z -map) を比べてみた (Figure 1.8)。Figure 1.8 の左列は NIED のカタログによる $M \geq 2.9$ 、深さ ≤ 45 km の地震に基づく Z -map であり、右列は JMA のカタログによる $M \geq 3.0$ 、深さ ≤ 50 km の地震に基づく Z -map である。ここで、2つのカタログからの地震の選び方の違いは、2つのカタログのマグニチュードと震源位置の系統的な差を調査した結果を考慮したためである。 Z 値は2つのカタログに対し同じ格子点で求められており、サンプリングの地震数は $N=100$ 個、ウィンドウは $T_w=2$ 年として $LTA(t)$ 関数を計算し、4つの時点 (1986年, 1989年, 1992年, 1995年) での Z -map を示している。この図では余震を取り除いたデータを使用し、また、ここでは1987年から以後の4年間のデータは削除していない。

この図から、2つのカタログには顕著な差があることが分かる。たとえば、JMA のカタログでは1989年から1992年の期間において、 35.7°N と 140.2°E 付近を中心とする領域で顕著な静穏化を示す大きな赤い領域が現れているが、NIED の対応する領域には活動の低下は見られない。この原因を調べるため、 35.7°N と 140.2°E を中心とする半径 20 km 以内の地震活動を取り出して解析した。取り出したデータを1981.0-1989.0年の期間と1989.0-1996.0年の期間に分け、それぞれの期間の長さで規格化されたマグニチュードの積算個数 (上方向および下方向) とマグニチュードの分布曲線を作成した (Figure 1.9)。JMA のデータ (Figure 1.9 の左列) では、1989.0-1996.0年の期間に対する分布が奇妙な形をしていることがわかる。即ち、この期間では、マグニチュードが約2.6-3.3の範囲の地震数が、以前の期間に比べ激減しており、逆にマグニチュード約2.4以下の範囲では増加していることが分かる。それに対し、NIED のデータ (右列) ではそういった傾向は全く見られない。このことは、JMA のカタログは地震の検知能力が向上したとともに、マグニチュードシフトを起してしまったことを示している。従って、この領域で JMA カタログに現れた活動度の低下は、おそらくマグニチュード決定作業の人為的な変化に伴う見かけの現象だと思われる。Figure 1.8 の Z -map を作成するにあたり、JMA データについては $M=3.0$ で足切を行ったため、後半の期間における人為的な地震数の低下を招いてしまったのである。JMA のデータにおいては、他にも同様な人為的と思われる活動度の変化が多く見られ、また、NIED のデータにもある程度は含まれている。しかし、ここで取り上げた1987年の本震の前に現れた活動度の変化については、人為的な原因であったという証拠は見あたらない。

(5) 結 論

- ・ 1987年千葉県東方沖地震の 1.5 ± 0.5 年前から震源域の浅い領域に対応する場所で、地震活動の静穏化が見られた。この静穏化は JMA ($M \geq 2.5$) と NIED ($M \geq 2.2$) の両方のカタログで観測された。しかし、この静穏化の有意レベルに関する量的解析結果は、この前兆的静穏化はバックグラウンドの地震活動度の揺らぎと統計的に有意な差を持つて区別できないことを示している。
- ・ 本震の震源近傍での地震活動度は本震前の1.5年間はバックグラウンド (1981-1986.4年) の活動度に比べ50%以上も増加していた。この活発化の始まる時期は浅い領域での静穏化の始まる時期と一致しており、断層面上での前兆的なクリープモデルと矛盾しない。しかし、この活発化の有意レベルに関する量的解析結果も、本震前にこの活発化を他と区別できるほど有意な変化として検出できないことを示している。
- ・ 定量的に有意な前兆的地震活動と評価できるためには、解析した領域における活動のゆらぎを考慮すると Z 値が9.9以上、あるいは-7.04以下といった非常に顕著な変化でなければならない。

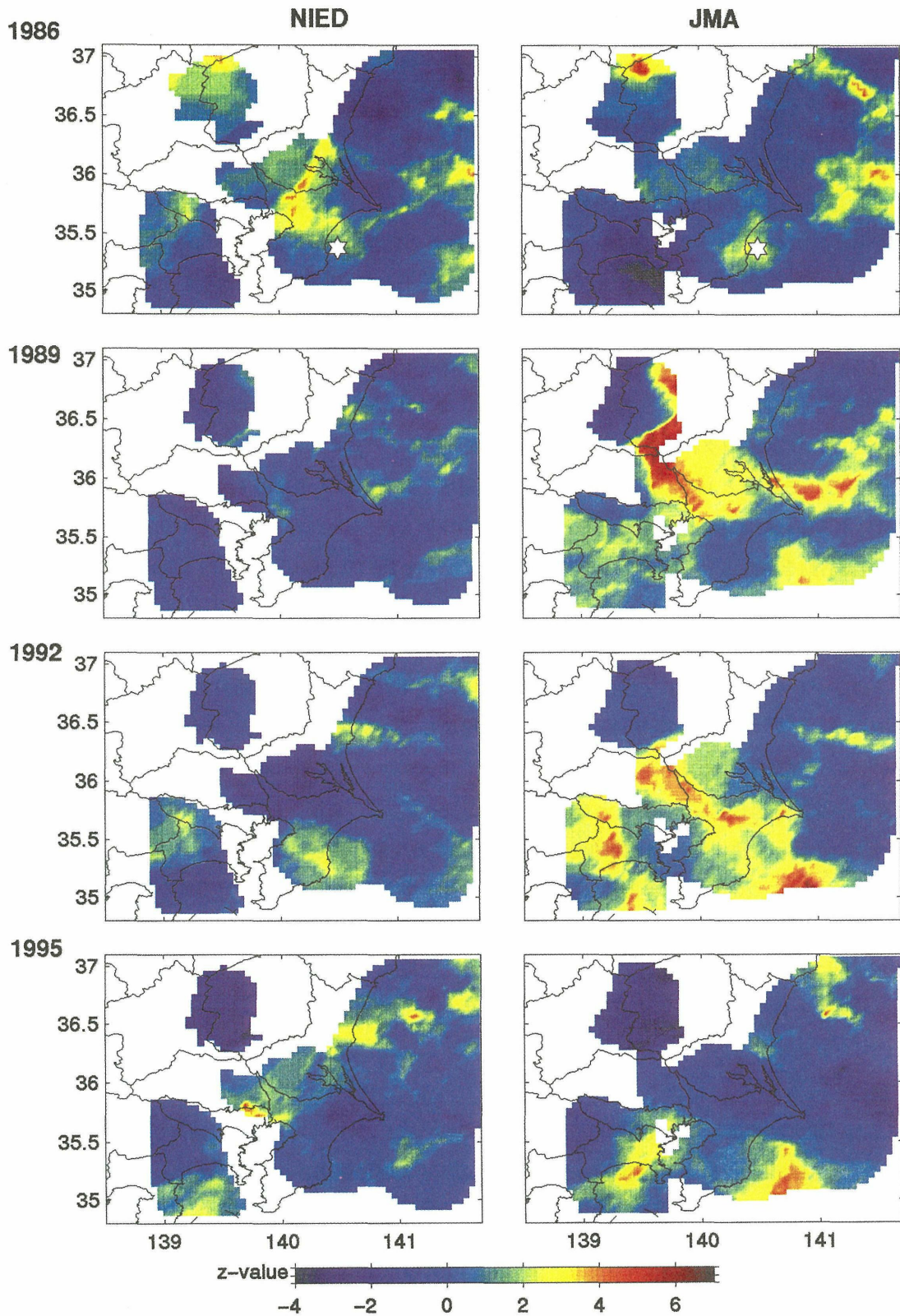


Figure 1.8 Maps of the Kanto region showing the spatial distribution of parameter Z at four different times (1986, 1989, 1992, and 1995) for the NIED data with $M \geq 2.9$ and depth ≤ 45 km (left column) and JMA data with $M \geq 3.0$ and depth ≤ 50 km (right column). Z values are computed by comparing the seismicity rate for a 2-year period (e.g., 1986.0-1988.0) with the overall seismicity rate (1981.0-1997.0, excluding the 2-year period). The $N=100$ nearest earthquakes to each grid-node are sampled, and nodes are only colored when the sampling radii is less than 50 km.

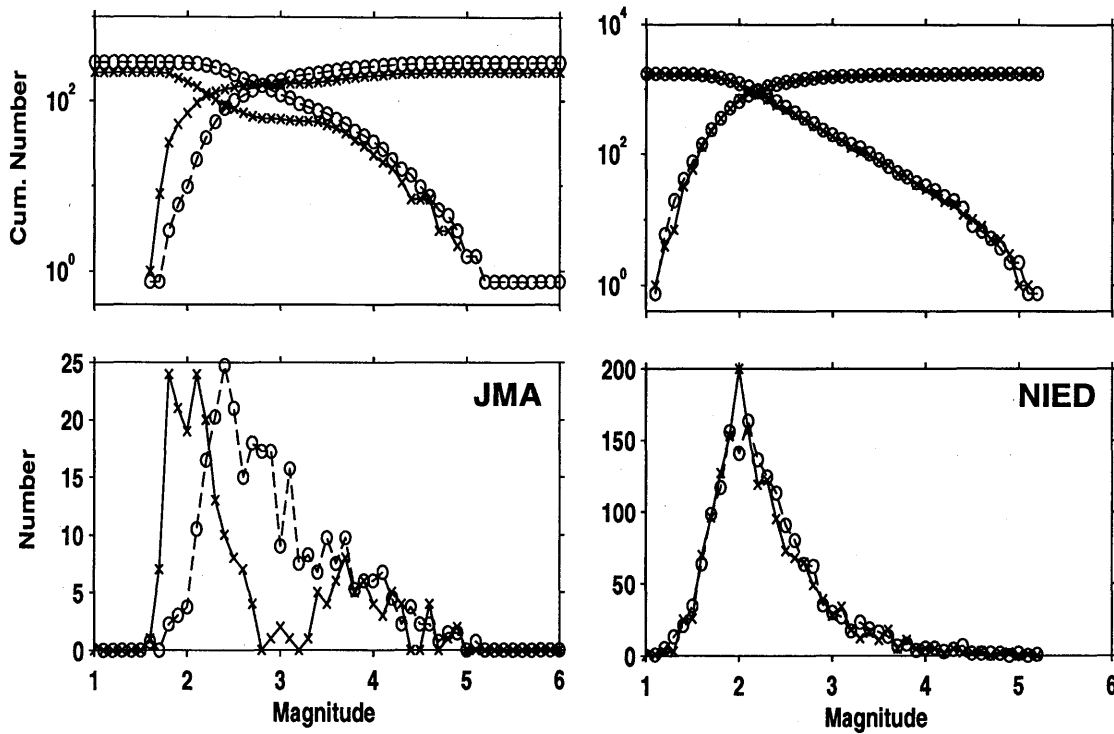


Figure 1.9 (Top) Cumulative number as a function of magnitude plots using the JMA (left column) and NIED (right column) catalogs for the seismicity within a 20 km radius from 35.7° N and 140.2° E. Circles denote the data for 1981.0-1989.0 and crosses, 1989.0-1996.0, each normalized by the length of the period. (Bottom) Number of events per magnitude bin for the same two periods.

・JMAのカタログはNIEDのカタログに比べ、多くの人為的原因による地震活動度の変化やマグニチュードシフトを含んでいる。(前田憲二)

謝 辞

本研究はStefan Wiemer氏の協力のもとに行われた。防災科学技術研究所からは震源データを提供していただいた。ここに記して感謝の意を表します。

参考文献

- Dieterich, J. H., 1994 : A constitutive law for rate of earthquakes production and its application to earthquake clustering, *J. Geophys. Res.*, **99**, 2601-2618.
- Dieterich, J. H. and P. G. Okubo, 1996 : An unusual pattern of seismic quiescence at Kalapana, Hawaii, *Geophys. Res. Lett.*, **23**, 447-450.
- Eneva, M., R. E. Habermann and M. W. Hamburger, 1995 : Artificial and natural changes in the rates of seismic activity: a case study of the Garm region, Tajikistan (CIS), *Geophys. J. Int.*, **116**, 157-172.
- Habermann, R. E., 1987 : Man-made changes of seismicity rates, *Bull. Seism. Soc. Am.*, **77**, 141-159.
- 井元政二郎, 1994 : 前兆現象の性能評価について, *地震*, **47**, 137-142.
- 井上宇胤, 1965 : 新潟地震前における震央付近および隣接地域の地震活動について, *験震時報*, **29**, 31-36.
- 石川有三, 1987 : 気象庁震源データの変遷とその問題点, *験震時報*, **51**, 47-56.
- Kisslinger, C., 1988 : An experiment earthquake prediction and the 7 May 1986 Andreanof Islands earthquake, *Bull. Seism. Soc. Am.*, **78**, 218-229.
- Mogi, K., 1969 : Some features of recent Seismic activity in and near Japan (2), Activity before and after great

- earthquakes, *Bull. Earthq. Res. Inst., Univ. of Tokyo*, **47**, 395-417.
- Mogi, K., 1985 : Precursors to the 1983 Japan Sea earthquake, *Earthquake Prediction Research*, **3**, 493-517.
- 野口伸一, 1983 : 茨城県沖とその周辺海域の地震の時空間分布と最近の活動の特徴, 地震2, **36**, 619-634.
- Ogata, Y., 1992 : Detection of precursory relative quiescence before great earthquakes through a statistical model, *J. Geophys. Res.*, **97**, 19845-19871.
- 小高俊一・前田憲二, 1994 : 1987年千葉県東方沖地震 (M6.7) 前後の震源域と周辺の地震の巣における地震活動の変化, 地震2, **47**, 365-374.
- Okada, Y., 1984 : First results from Japanese network for earthquake prediction, *Nature*, **312**, 500-501.
- Okada, Y. and K. Kasahara, 1990 : Earthquake of 1987, off Chiba, central Japan and possible triggering of eastern Tokyo earthquake of 1988, *Tectonophysics*, **172**, 351-364.
- Reasenber, P. A., 1985 : Second-order moment of Central California Seismicity, *J. Geophys. Res.*, **90**, 5479-5495.
- Reasenber, P. A. and M. V. Matthews, 1988 : Precursory Seismic quiescence: A preliminary assessment of the hypothesis, *Pure Appl. Geophys.*, **126**, 373-406.
- Stein, R. S., G. C. P. King and J. Lin, 1992 : Change in failure stress on the southern San Andreas fault system caused by the 1992 Magnitude = 7.4 Landers earthquake, *Science*, **258**, 1328-1332.
- Toda, S., R. Stein, P. Reasenber, J. Dietrich and A. Yoshida, 1998 : Stress transferred by the 1995 $M_w=6.9$ Kobe, Japan, shock: Effect on aftershocks and future earthquake probabilities, *J. Geophys. Res.*, **103**, 24543-24565.
- Wiemer, S., 1996 : Analysis of seismicity: New techniques and case studies. *Dissertation Thesis, University of Alaska, Fairbanks, Alaska*, 151 pp.
- Wiemer, S. and M. Wyss, 1994 : Seismic quiescence before the Landers ($M=7.5$) and Big Bear ($M=6.5$) 1992 earthquakes, *Bull. Seism. Soc. Am.*, **84**, 900-916.
- Wyss, M., 1986 : Seismic quiescence precursor to the 1983 ($M=6.6$), Hawaii, earthquake, *Bull. Seism. Soc. Am.*, **76**, 785-800.
- Wyss, M., 1991 : Reporting history of the central Aleutians Seismograph network and the quiescence preceding the 1986 Andreanof Island earthquake, *Bull. Seism. Soc. Am.*, **81**, 1231-1254.
- Wyss, M. and R. O. Burford, 1987 : A predicted earthquake on the San Andreas fault, California, *Nature*, **329**, 323-325.
- Wyss, M., R. Console and M. Murru, 1997 : Seismicity rate change before the Irpinia ($M=6.9$) 1980 earthquake, *Bull. Seism. Soc. Am.*, **87**, 318-326.
- Wyss, M. and R.E. Habermann, 1988 : Precursory Seismic quiescence, *Pure Appl. Geophys.*, **126**, 319-332.
- Wyss, M., A. Hasegawa, S. Wiemer and N. Umino, 1999 : Quantitative mapping of precursory quiescence before the 1989, $M7.1$ off-Sanriku earthquake, Japan, *Annali di Geofisica*, **42**, 851-869.
- Wyss, M., K. Shimazaki and T. Urabe, 1996 : Quantitative mapping of a precursory quiescence to the Izu-Oshima 1990 ($M6.5$) earthquake, Japan, *Geophys. J. Int.*, **127**, 735-743.
- Wyss, M. and S. Wiemer, 1997 : Two current seismic quiescences within 40 km of Tokyo, *Geophys. J. Int.*, **128**, 459-473.
- Yamashina, K. and Y. Inoue, 1979 : A doughnut-shaped pattern of seismic activity preceding the Shimane earthquake of 1978, Japan, *Nature*, **278**, 48-50.
- Yoshida, A., H. Ito and K. Hosono, 1996 : Precursory seismic quiescence appearing along tectonic zone just before the occurrence of intraplate earthquake, *J. Geogr.*, **105**, 15-25.
- Zuniga, R. and M. Wyss, 1995 : Inadvertent changes in magnitude reported in earthquake catalogs: Influence on b-value estimates, *Bull. Seism. Soc. Am.*, **85**, 1858-1866.

1.2 茨城県南西部の地震活動に見られる周期的変化

(1) はじめに

それぞれの地域において、地震活動は種々の時間的・空間的スケールで変化していると推定される。そうした変化の要因としては、テクトニックな広域応力場の増大もしくは減少の他に、大地震の発生に伴う震源域の形成や直前の応力集中、本震発生による周辺応力場の変化、地域的なブロック構造に関係した粘弾性的な応力場の再編成、更にはマグマの活動など様々なものが考えられる。しばしば報告される離れた地域間における地震活動の相関も、それら両地域の応力場が何らかのテクトニックな仕組みによって連動して変わるためであろう。

地震活動に明瞭な規則性を見出し難いのは、それがこのように様々な要因の影響を受けて変化し、かつその擾乱の影響の現れ方がそれぞれの地域の地殻構造の不均質さを反映した多様性を示すからであると考えられる。地震活動予測の困難さの所以であるが、しかし、先にあげた種々の要因のうち何か一つが支配的になっている場合には、その変化の様相について何がしかの共通する特徴を見つけることも可能である。そうしたものの例としては、大地震発生前後の地震活動の時空間パターン（例えば、茂木, 1982；吉田・高山, 1993）や、プレート間巨大地震の規模と発生間隔に関する規則性（Shimazaki and Nakata, 1980）などが挙げられる。前者は大地震の震源域の形成とその解消が支配的な要因となっている場合であり、後者はほぼ定常と見なせるテクトニックな運動が地震発生のリズムをつくりだす上で主要な役割を果たしていることによるものである。特に後者は、規則的となる地学的な根拠も明らかなことから、次の巨大地震発生時期の長期的な予測に有効な手段となると期待されている。

巨大地震ではないが、同様にプレート間相対運動に伴う歪と応力の蓄積が密接に関係していると見られる地震活動に関して、やはり活動期と静穏期の規則的な交代が認められることがある。本論文で紹介する茨城県南西部鬼怒川側の地震クラスターの活動に見られる周期的な変化は、そうしたものの一つの例とみることができる。

(2) 茨城県南西部鬼怒川側の地震活動

茨城県南西部（その範囲を Figure 1.10 に示す）には二つの地震クラスターがある。それらは、通称、それぞれ鬼怒川側の活動、筑波山側の活動と呼ばれており、前者はフィリピン海プレート上面における大陸プレートとのカップリング、後者はフィリピン海プレート下面における太平洋プレートとのカップリングに起因すると考えられている（中村・島崎, 1981；笠原, 1985）。

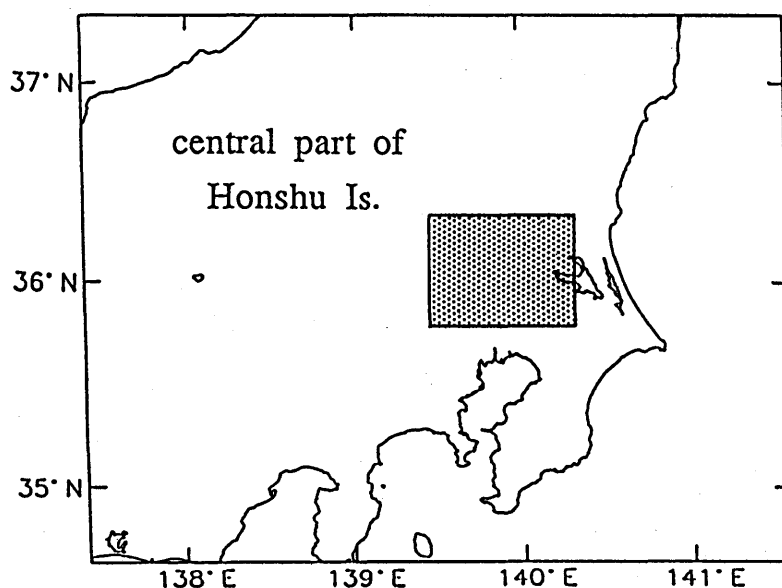


Figure 1.10 Map indicating the location of the Kinugawa cluster area (in the shaded zone).

Figure 1.11 は1950-1993年の間に茨城県南西部～埼玉県東部 (Figure 1.10の中の影をつけたゾーン) に発生した $M \geq 4.5$ の地震の震央分布と、鬼怒川側の活動 (Figure 1.11左図の矩形内) について見た $M-T$ 図である。鬼怒川側クラスタの東に見られる活動が筑波山側地震クラスタを表している。これら二つの地震クラスタの震源の深さは有意に異なり、鬼怒川側では40-60 kmであるのに対して、筑波山側の地震は60-80 kmの深さに求まる (古川・井元, 1990; Hurukawa and Imoto, 1992)。本調査で使用した気象庁震源では、1950年以降で $M4$ 以上の鬼怒川側の地震の深

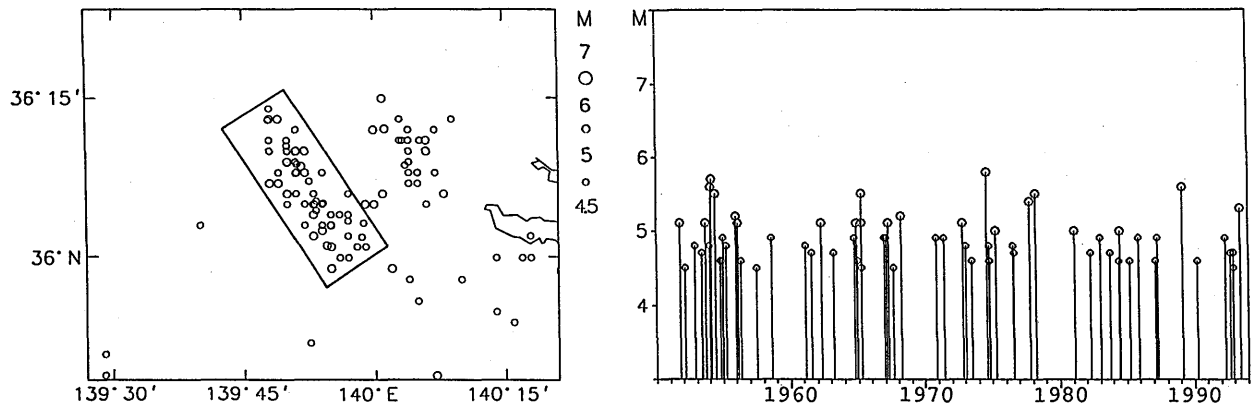


Figure 1.11 Epicenters of earthquakes with $M \geq 4.5$ and depth 40-70 km that occurred from 1950 through 1993 (left), and the magnitude-time diagram of earthquakes in the Kinugawa cluster area (right). The map area corresponds to the shaded zone in Figure 1.10.

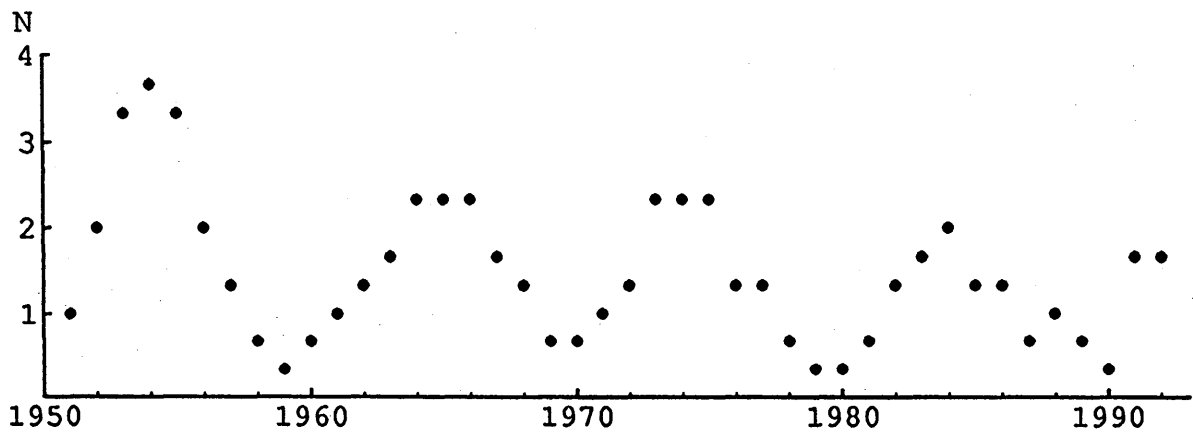


Figure 1.12 Diagram indicating the three-year moving average of the numbers of earthquakes with $M \geq 4.5$ that occurred in the Kinugawa cluster area.

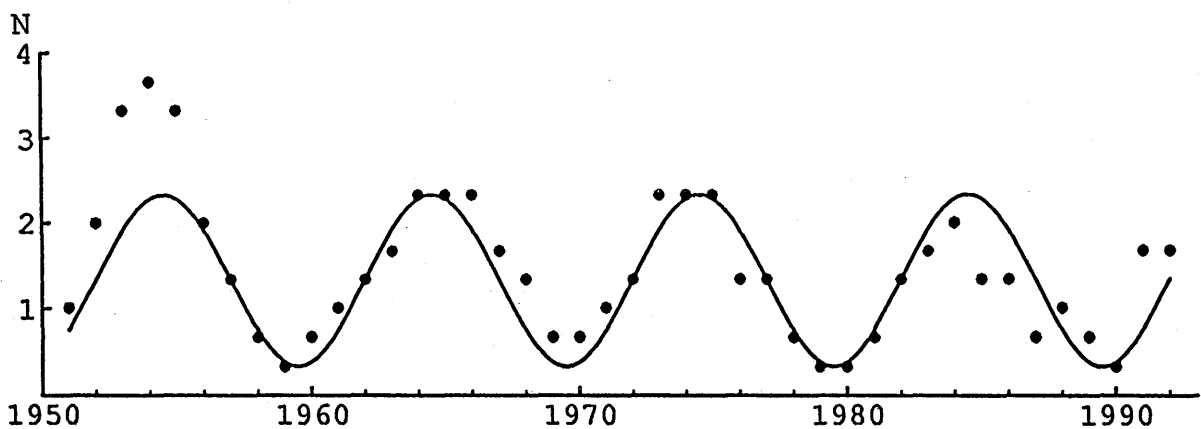


Figure 1.13 Sinusoidal curve with a period of ten years superposed on the graph of the three-year moving average of earthquakes with $M \geq 4.5$.

さは、一つを除いてすべて40-70 kmの範囲(大半は40-60 km)に入っている。その一つの例外は1954年3月4日に発生したM4.0(深さ30 km)の地震である。

Figure 1.11 から、地震活動は1950年代半ば、1960年代半ば、1970年代半ば、1980年代半ばにそれぞれ活発化し、その前後の期間は相対的に静かであったことが見てとれるが、そうした地震活動の波の存在は、3年移動平均した地震発生数の変化をプロットしたFigure 1.12で明瞭に認められる。Figure 1.13は、Figure 1.12の地震数の変化に周期10年の最適sine curveを重ねて示したもので、この適合度の良さから、上で活動の波の周期はほぼ10年とみなして良いだろう。1950年代半ばは他の活動期に比べて異常に多くの地震が発生しているが、これは吉田・高山(1994)が指摘しているように、1953年房総沖地震の影響によるものと考えられる。

Figure 1.14は $M \geq 4.3$ の地震について、Figure 1.11と同様に、震央分布と、鬼怒川側の地震のM-T図を示したもので、このM-T図からも $M \geq 4.5$ の地震についてと同じく周期的な活動変化が認められる。そして、この場合も、活動の周期と位相は、Figure 1.15に見るように、 $M \geq 4.5$ の地震について見た場合と変わらない。 $M4$ 程度の地震まで含めると、 $M \geq 4.5$ 、あるいは $M \geq 4.3$ の地震をとった場合に比べて活動の周期性は明瞭でなくなるが(Figure 1.16参照)、それでも10年周期の変化傾向は見られる。

ここで、地震の数でなく、地震モーメントの解放量の変化を見た場合について少し言及しておく。結果をいうと、1950年代半ば、1960年代半ば、1970年代半ばに活動期が見られることは変わらない。ただし、それが極端に強調されて見える。これには1954年にM5.6とM5.7の2つの地震が発生し、また1965年にM5.5の地震、そして1974年に

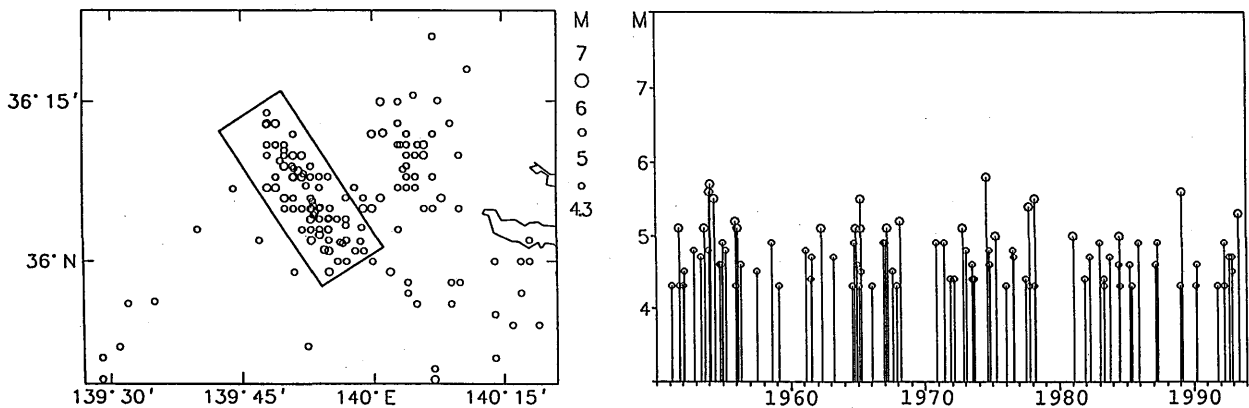


Figure 1.14 Epicenters of earthquakes with $M \geq 4.3$ and depth 40-70 km that occurred from 1950 through 1993 (left), and the magnitude-time diagram of earthquakes in the Kinugawa cluster area (right).

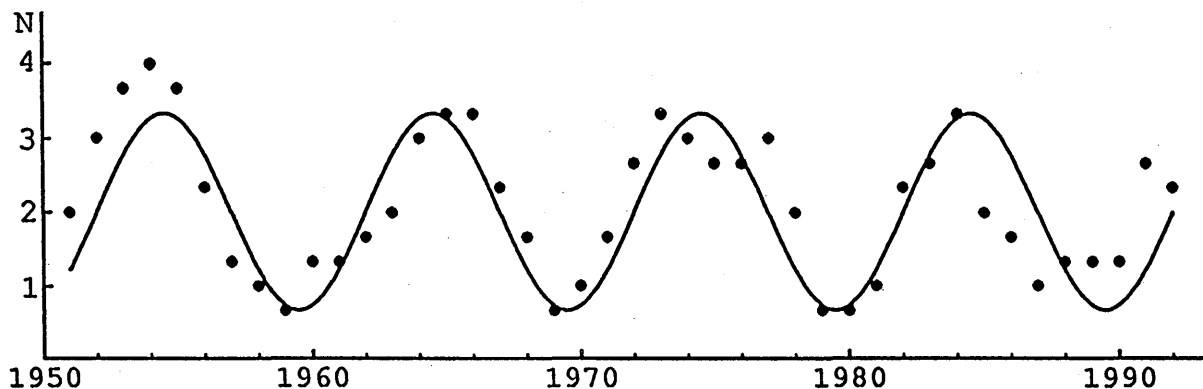


Figure 1.15 Sinusoidal curve with a period of ten years superposed on the graph of the three-year moving average of earthquakes with $M \geq 4.3$.

$M5.8$ の地震が起きていることが決定的に示されている。それは M のわずかな違いが地震モーメントにすると大きな違いとなって現れるからである(例えば、 $M5.5$ の地震の地震モーメントは、平均的に、 $M4.5$ の地震のそれの約32倍に相当する)。著者は鬼怒川側クラスタの活動が約10年の周期性を示すのは、プレート間カップリング領域における歪の蓄積が長さ数km程度のsub-regionに分割されておこなわれているためではないかと推定している。その場合個々のsub-regionのスケールが5 kmか4.8 kmかは本質的でないので、この差が大きな違いとなって現れてしまう地震モーメントを用いて周期性を議論するのは、いまの場合適当でないと考える。この問題については次節で更に詳説する。

ところで、Figure 1.17に見るように1950年以前の地震活動には周期的な活動の変化が認められない。この原因としては1923年関東地震の影響が考えられるが、この他に、この期間については震源の精度の問題もあると思われる。例えば、Figure 1.17で鬼怒川側の活動領域として区切った中の地震には、震源の深さが30 km以浅に決まっているものが7個含まれ、そのうち2個は深さ0 kmとなっている。震央分布図からも、この期間の鬼怒川側の活動は分散していてクラスタの存在が明確ではない。これらのことから、1950年以前の気象庁震源ファイルでは筑波山側のクラスタ内に発生した地震との分離が完全ではないということも考えられる。

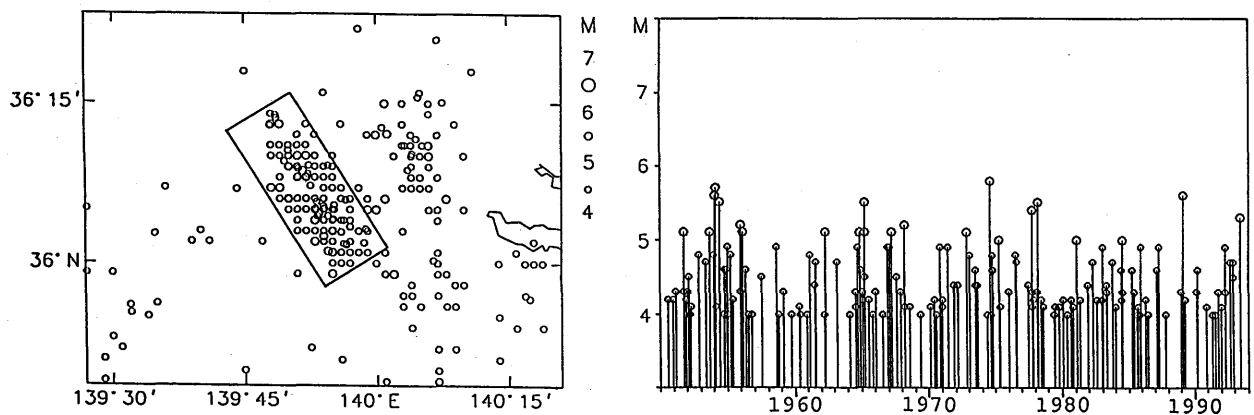


Figure 1.16 Epicenters of earthquakes with $M \geq 4.0$ and depth 40-70 km that occurred from 1950 through 1993 (left), and the magnitude-time diagram of earthquakes in the Kinugawa cluster area (right).

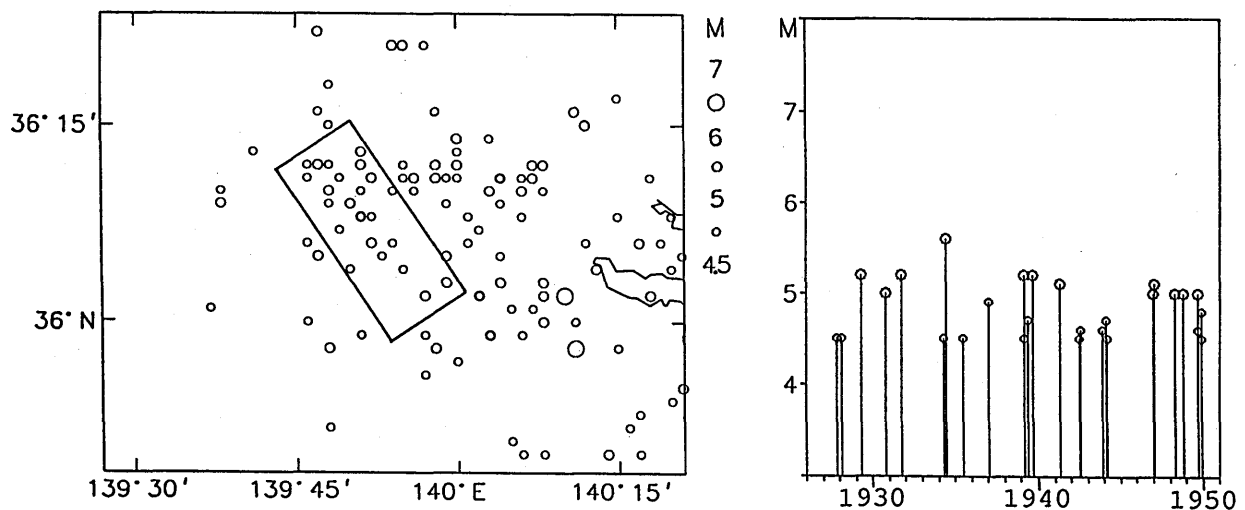


Figure 1.17 Epicenters of earthquakes with $M \geq 4.5$ and depth 0-70 km that occurred from 1926 through 1950 (left), and the magnitude-time diagram of earthquakes in the Kinugawa cluster area (right).

(3) 議 論

ほぼ一定の間隔で発生している地震系列は、プレート沈み込み境界だけでなく、様々なテクトニックな背景を持つ地域で見つっている。よく知られている例はパークフィールド地震(Bakun and McEvilly, 1984)や小田原地震(石橋, 1988)であるが、この他にもハワイの地震(Wyss, 1986)や1978-1986年におけるBishop-Mammoth lakesの地震系列(Savage and Cockerham, 1987)などがある。宇津(1994)は、等間隔性の更に著しい例としてHindu Kushの地震を紹介している。

これらのうち、プレート間カップリングに由来する巨大地震のように、ほぼ定常と見なせるテクトニックな運動がその主要な要因となっているものを除けば、発生間隔が等しくなる地学的な根拠は必ずしも明らかでない。特に、一定の割合での応力蓄積等の物理的背景を持たない活動の系列については、宇津(1994)が述べているように、ある期間間欠的に発生している地震系列が、何回か続けて偶然規則的に起きたという可能性も否定できないように思われる。その場合には、周期的と見える地震発生が将来もそのまま続くとは必ずしもいえない。いずれにしても、最初に述べたように、地震活動は様々な擾乱の影響を受けて変化していると考えられるので、ある時期に特定の要因が支配的となって規則的な発生が見られたとしても、それはその時期だけということも十分に考えられる。

鬼怒川側の活動はフィリピン海プレートと上盤の大陸プレートとのカップリングに起因しているということで、応力蓄積速度がほぼ一定となる地学的な根拠を一応持っている。いま、この領域におけるプレート間相対運動の大きさを3 cm/年として(Seno, 1977; Seno *et al.*, 1987; Minster and Jordan, 1979; Demets *et al.*, 1990)、M5程度の地震を起こすのに必要な歪がどのくらいの年月で蓄積されるかを見積もってみよう。断層の長さ L と地震の規模 M とに関するUtsu(1961)の式 $\log L = 0.5M - 1.8$ を用いると、M5の地震に対応する断層の長さは約5 kmとなる。そして、限界歪を 5×10^{-5} 、カップリング効率を0.8とおくと、長さ5 kmのアスペリティが限界歪に達するには約10年かかることになる。これは先に見た地震活動の周期10年とちょうど一致している。

竹本・川崎(1983)は茨城県南西部鬼怒川側のクラスター領域に発生する地震のサイズミックモーメント解放量から、カップリング効率を約20-30%と見積もっている。しかし、彼らはクラスター領域全体を一つのアスペリティと見なして、その大きさを20 km × 6 kmと取っており、もし、この領域のカップリングの形態が5 km程度のアスペリティに分割されているとすれば、個々のアスペリティ上でのカップリング効率はもっと大きな値となるとしてもおかしくない。鬼怒川側クラスター内でこれまでに観測された最大の地震はM5.8(1974年8月4日)であるので、カップリング領域は、実際、細分化されていると考えてよいと思われる。

以上述べたように、著者は鬼怒川側の地震クラスターが約10年の周期的変化を示す物理的背景として、この活動がフィリピン海プレートと上盤の陸プレートとの相対運動に起因し、そのプレート間カップリング領域が5 km程度のsub-regionに分割されているということを想定している。活動期によって地震の震源がクラスター内を動くのは、アスペリティとスリップ領域も固定したものではなく、相互に移り変わりうるという状況にあるだけであろう。また、クラスター領域全体がカップリングしているとして見積もった時の効率が20-30%となることから、1回の活動期におけるアスペリティの有効面積はクラスター領域の数分の1程度にあたっていると推定される。

ところで、カップリング領域が細分化されているということは、大きなアスペリティが形成される場と比べて、それだけ地震活動が他の様々な要因による応力変化の影響を受けやすいということを意味する。先に見た1950年代半ばの異常な活発さは、このような事情を反映して、1953年房総沖地震の影響を受けたためと考えられる(吉田・高山, 1994)。

なお、鬼怒川側クラスターの東側にある筑波山側の地震クラスターの活動には周期10年の変化は認められない。これは筑波山側の活動が、鬼怒川側の活動と異なって、フィリピン海プレートと太平洋プレートという別種のプレート間カップリングに起因して生じているためと思われる。ただし、何らかの形で2つの地震クラスターが相互に影響を及ぼしあっている可能性はあり、また、関東地方の他の地震クラスターとの相関も、一見しては認められないが、考えられないことではない。

茨城県南西部鬼怒川側の地震クラスター内の1950年以降の活動に明瞭な周期的変化が認められることは、この期間、この地域における地震活動がプレート間相対運動に伴うカップリングを比較的良好に反映したものとなっていることを示唆している。しかし、先にも述べたように、この領域の地震活動は擾乱を受けやすいと見られるので、この規則的な変化が今後も続くかどうか予断はできない。1980年代後半からはその周期がいくらか乱されている様子も見える。ただし、ここ40年間の変化傾向を外挿するなら、1990年代半ばは次の活動期にあたっているので今後の活動の推移に注目したいと思う。(吉田明夫)

参考文献

- Bakun, W. H. and T. V. McEvilly, 1984 : Recurrence models and Parkfield, California, earthquakes, *J. Geophys. Res.*, **89**, 3051-3058.
- Demets, C., R. G. Gordon, D. F. Argus and S. Stein, 1990 : Current plate motions, *Geophys. J. Int.*, **101**, 425-478.
- 古川信雄・井元政二郎, 1990 : 関東地方におけるフィリピン海・太平洋プレートの地下境界の微細構造, *地震2*, **43**, 413-429.
- Hurukawa, N. and M. Imoto, 1992 : Subducting oceanic crust of the Philippine Sea and Pacific plates and weak-zone-normal compression in the Kanto district, Japan, *Geophys. J. Int.*, **109**, 639-652.
- 石橋克彦, 1988 : “神奈川県西部地震”と地震予知 I, *科学*, **58**, 537-547.
- 笠原敬司, 1985 : プレートが3重会合する関東・東海地方の地殻活動様式, 国立防災科学技術センター研究報告, **35**, 33-137.
- Minster, J. R. and T. H. Jordan, 1979 : Rotation vectors for the Philippine Sea and Rivera plates, *EOS Trans. Am. Geophys. Union*, **60** (46), 958.
- 茂木清夫, 1982 : 日本の地震予知, サイエンス社, 352pp.
- 中村一明・島崎邦彦, 1981 : 相模・駿河トラフとプレートの沈み込み, *科学*, **51**, 490-498.
- Savage, J. C. and R. S. Cockerham, 1987 : Quasi-periodic occurrence of earthquakes in the 1978-1986 Bishop-Mammoth lakes sequences, eastern California, *Bull. Seism. Soc. Am.*, **77**, 1347-1358.
- Seno, T., 1977 : The instantaneous rotation vector of the Philippine Sea plate relative to the Eurasian plate, *Tectonophysics*, **42**, 209-226.
- Seno, T., T. Moriyama, S. Stein, D. F. Woods, C. Demets, D. Argus and R. Gordon, 1987 : Redetermination of the Philippine Sea plate motion (abstract), *EOS Trans. Am. Geophys. Union*, **68**, 1474.
- Shimazaki, K. and T. Nakata, 1980 : Time-predictable recurrence model for large earthquakes, *Geophys. Res. Lett.*, **7**, 279-282.
- 竹本 浩・川崎一朗, 1983 : 茨城県南西部鬼怒川側におけるフィリピン海プレートとユーラシアプレートのサイスミックカップリング, *地震2*, **36**, 531-539.
- Utsu, T., 1961 : A statistical study on the occurrence of aftershocks, *Geophys. Mag.*, **30**, 521-605.
- 宇津徳治, 1994 : 時間間隔が揃った数個の地震, *地震2*, **47**, 93-95.
- Wyss, M., 1986 : Regular intervals between Hawaiian earthquakes: implications for predicting the next event, *Science*, **234**, 726-728.
- 吉田明夫・高山博之, 1993 : 内陸大地震発生前後の震源域周辺の地震活動, *地震2*, **46**, 17-24.
- 吉田明夫・高山博之, 1994 : 1953年房総沖地震及び1972年八丈島東方沖地震前後の広域地震活動の静穏化, *地学雑誌*, **103**, 696-705.

1.3 伊豆地域における前震の経験確率的識別法

(1) はじめに

前震活動は本震を予知する上で古くから注目された現象の一つであるが、実用的な地震予知の観点からは今だに解決すべき問題が多く残されている。最も大きな問題は、本震発生前に如何にして前震活動を識別するかということであるが、残念ながら有効な識別法はいまだ確立されていない。また、前震の発生機構の物理的解明もまだ十分とはいえない。従って現時点では、決定論的手法を用いて前震活動から本震を予測することは困難といわざるを得ない。むしろ、何らかの注目すべき地震活動が起こったときに、その後どのくらいの確率で本震が発生するかを経験的に求める方法の方が、今のところより現実的と思われる。このような立場の研究としては、規模の差に着目して前震と群発地震の識別法を提案した宇津(1978)の研究や、これをさらに一般の地震に拡張したYamashina(1981)の研究、また、広義の前震活動を含めた地震活動のパターンから大地震の長・中期的予知を試みたKeilis-Borok *et al.* (1980, 1988, 1990)の一連の研究、これを小地震の直前予知に応用したSauber and Talwani(1980)の研究、さらに、前震活動の統計的性質を利用して直前の確率予報を試みたJones(1985), Kagan and Knopoff(1987)やAgnew and Jones(1991)の研究などがある。しかし、特に国内では、前震を伴った地震の事例報告の数に比べ、このような研究の数は少数であり、まだ十分な解析が行われていないように思われる。一方、前震を伴う地震の分布にはかなり大きな地域性があることが知られている(Mogi, 1963; Yoshida, 1990)が、このことを考慮すると予知の精度を上げるためには、地域ごとにこれらの経験則を求める必要があろう。しかし、前震を用いた地震予知の二つめの大きな問題として、前震を伴う地震はむしろ小数派であり、多くの地域では事例が少なすぎて経験則を導き出すのはほとんど不可能、ということがある。例えば、Yoshida(1990)によれば、1961年から1988年の日本付近で発生したマグニチュード(M)5以上の地震についてみると、平均でも37%、前震を伴いやすい伊豆地域(67%が前震を伴う)を除けば26%の地震にしか前震が発生していない。また、前震の起こり方にも地域性があり、比較的普段の活動と区別が付きやすい群発的な活動を示す伊豆や九州地域などを除けば、多くの地域では数個の前震しか発生せず、前震の識別をより困難にしている。

以上のことを考慮して、本研究では比較的前震の起こりやすい伊豆地域について、本震の直前予知を目的とした地震活動の統計的解析を行った。それにより、活動の集中度に着目した前震の経験的識別法を提案し、どのような地震活動を直前の前震活動と見なして本震発生の警報を出せば良いかについても調査した。

(2) データ

解析の対象とした領域は、Figure 1.18に示した北緯 $33.5^{\circ} - 35.3^{\circ}$ 、東経 $138.6^{\circ} - 139.8^{\circ}$ の範囲の伊豆地域である。気象庁の地震カタログからこの領域内で1977年1月～1991年12月の期間に発生した $M \geq 3.0$ 、深さ ≤ 50 kmの条件を満たす合計2731個の地震を解析に用いた。気象庁では、1976年から76型と呼ばれる高感度の地震計を展開し始め、検知能力が飛躍的に向上した(石川, 1987)。Figure 1.19に1976年～1977年の2年間に上記領域内で検知された深さ50km以浅の地震の規模別累積個数を示すが、これを見ると $M \geq 3.0$ の地震についてはほぼ直線上に乗ることが分かる。1976年は地震計の展開の過渡期であることから、解析の開始時期を1977年1月からとした。従って、上記の領域、期間では $M \geq 3.0$ の地震についてはほぼ漏れなく観測されていると思われる。

(3) 前震候補の選出法および警報手順

本震直前の前震活動は本震のごく近傍で発生しやすく(例えばMogi, 1985; 津村・他, 1978)、また、本震が近づくとつれて発生しやすくなる(Jones and Molnar, 1979)ことが報告されている。そこで、地震活動の集中度を前震候補を選ぶ基準にすることにし、以下のような手順で警報を出すことにした。① まず、全データから余震を除き、② 対象領域を小ブロックに分け、③ 各ブロックで一定時間内に一定数以上の地震が発生した場合、それらを前震候補とみな

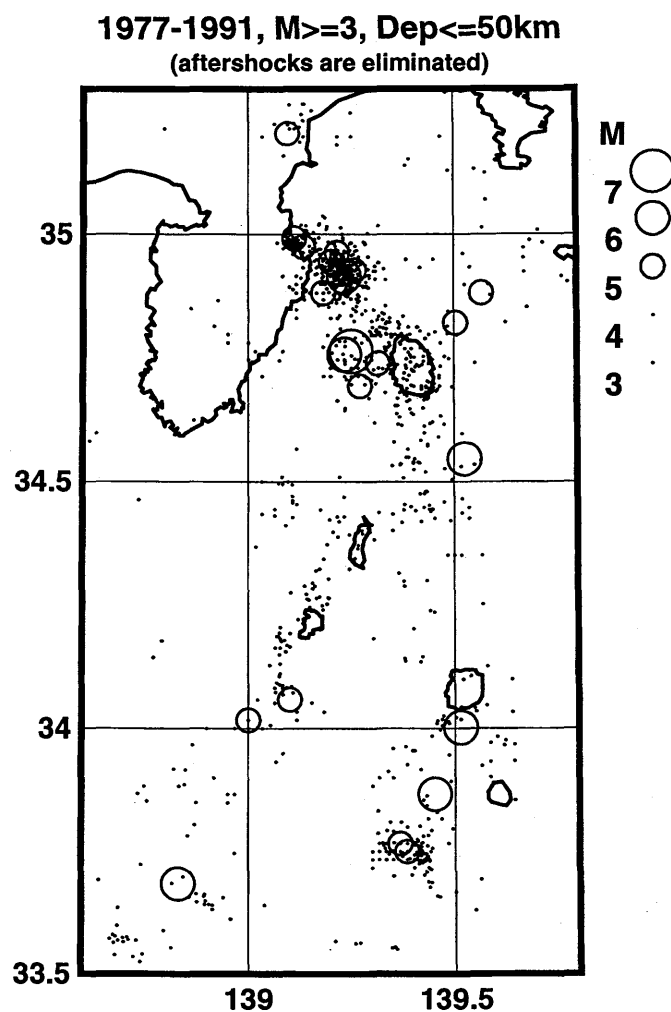


Figure 1.18 Epicentral distribution of earthquakes in the Izu region observed by JMA from 1977 to 1991 with magnitude ≥ 3.0 and depth $\leq 50\text{km}$. Aftershocks are eliminated from the data. Circles indicate earthquakes treated as mainshocks in this study. (Plotted by using the SEIS-PC program [Ishikawa *et al.*, 1985].)

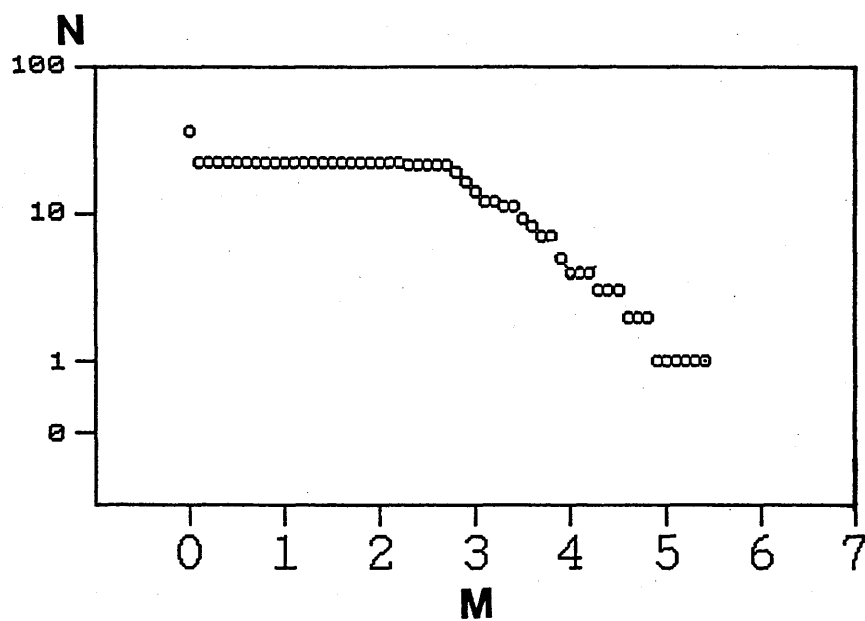


Figure 1.19 Cumulative number vs. magnitude plot for all earthquakes including aftershocks in the region shown in Figure 1.18 from 1976 to 1977. (Plotted by using the SEIS-PC program [Ishikawa *et al.*, 1985].)

し、④前震候補が現れた時点でそのブロックに一定時間警報を出すことにした。この手順において、単位時空間の大きさとその中で発生する地震数などをパラメータとして変化させたとき、警報時空間内で本震が発生するかどうかを調べることによって得られる予知率、適中率、確率利得(後述する)がどのように変化するかを調査した。また、それらの変化の様子から実用上有効だと思われるパラメータ値についても評価した。以下に手順を具体的に述べる。

①余震の除去

この地域では、M5程度以上の地震に、顕著な余震が引き続く場合が多いが、それらを前震候補からできるだけ簡単な方法で除くため、以下の条件を満たすものは余震として取り除いた。ここで、 L は本震からの距離(km)、 t は本震の発震時からの時間(日)、 M_m 、 M_a はそれぞれ本震及び余震の規模を表す。

距離の条件： $\log L \leq 0.5M_m - 1.8$ ($M_m \geq 5.0$)

時間の条件： $t \leq 10$ ($5.0 \leq M_m < 6.0$)

$t \leq 20$ ($6.0 \leq M_m$)

規模の条件： $M_a < M_m$

距離の条件に関しては、Utsu (1961) の本震と余震域に関する経験式をそのまま用いたが、宇津の式では L は余震域の長径を表しているのに対し、ここでは半径 L の円内の地震を余震とみなしているの、宇津の式よりも広い範囲を余震域として除いたことになる。時間の条件については、例えば、Reasenber and Jones (1989) が改良大森公式と Gutenberg-Richter の式を組み合わせる余震の予報のために用いた式を用いる方法も考えられる。しかし、今回は簡単のため、個々の地震の実際の余震活動から余震が1日当り1個程度以下になる日数を調べ、それらの上限値を参考にして上記の基準を決めた。

以上の条件で元のデータから余震を取り除き、その結果残った1347個の地震を以下の解析に用いた。Figure 1.18に、余震を取り除いた後の震央分布を示す。

②領域のブロック分け

地震活動の集中度を調べるために、まず、対象領域を緯度 $D^\circ \times$ 経度 D° の大きさを持つほぼ長方形の小ブロックに分けた。 D はパラメータとし、0.1, 0.2, 0.3の3種類の値を与え、ブロックの大きさの違いによる結果への影響も調べた。ブロック分けにおいては、隣合うブロックはお互いに半分ずつ重なるようにし、ブロックの端に活動が集中する場合も見落とさないようにした。Figure 1.20に $D=0.2^\circ$ として対象領域をブロック分けした時の図を示す。各ブロックの中央に書かれた番号は、それぞれのブロック番号を表している。

③前震候補の選出

本研究では活動の集中度を各ブロック内で一定時間内に発生した規模 M_{f0} 以上の地震数で表すことにし、集中度が高いものを前震候補とした。即ち、規模 M_{f0} 以上の地震のみを対象として、地震が発生した時点で、同一ブロック内で過去一定時間(48時間に固定した)内に一定数(N_{f0} 個)以上の地震が発生していればそれらを前震候補とし、この条件を満たす地震が発生した時点を前震候補の発震時とした。 N_{f0} をここでは下限前震数と呼ぶことにし、パラメータとしていろいろと変化させてその影響を調べた。 $N_{f0}=1$ 個の場合は規模 M_{f0} 以上の地震すべてを前震候補と見なすことになる。また、 M_{f0} は前震候補の下限規模であるが、今回は $M_{f0}=3.0$ と $M_{f0}=4.0$ の2つの場合について解析した。

④本震発生の警報

前震候補が選出されると、その度に前震候補発震時から一定時間(T_a)を本震発生の警報期間とし、この期間内に前震候補と同一ブロック内に本震が発生した場合を予測が適中したものを見なした。同一ブロック内で起こったもののみを対応づけることにしたのは、先に述べたように、直前の前震と本震はごく近傍に発生することが多いからである。また、 T_a もパラメータとして変化させ、その影響を調べた。

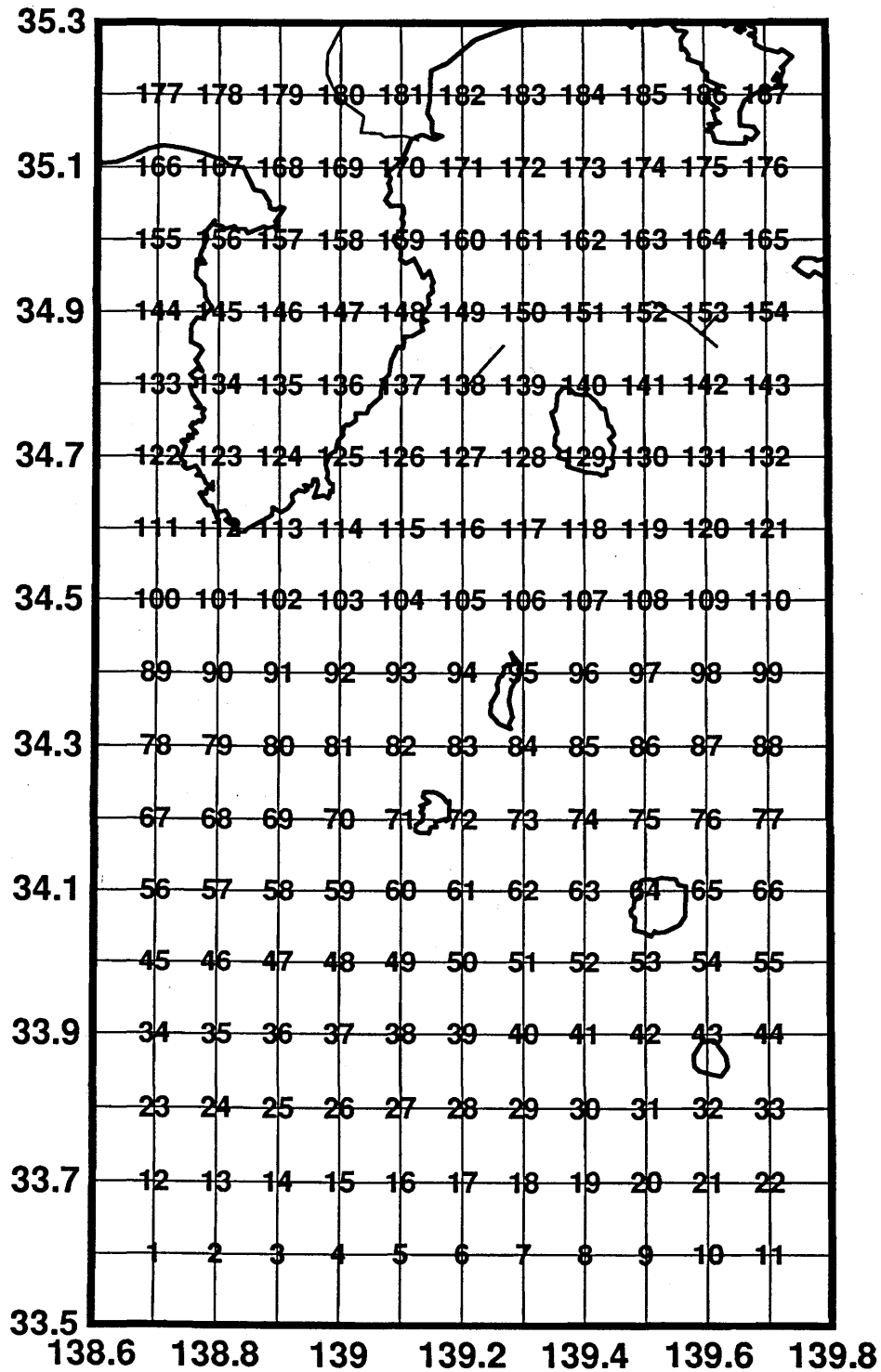


Figure 1.20 Example of segmentation of the investigated region; segment size is 0.2° (latitude) $\times$ 0.2° (longitude). The segment number is indicated at the center of each segment.

⑤ 本震および予知率, 適中率, 確率利得

予測すべき本震としては, 対象領域内で発生した $M_{\text{m}} \geq 5.0$ の地震で, ①の基準で余震と見なされるものを除いた全ての地震とした (Figure 1.18 の○印)。また, 本震規模 (M_{m}) の大きさによって $M_{\text{m}} \geq 5.0$ のグループ (22個) と $M_{\text{m}} \geq 6.0$ のグループ (7個) に分け, それぞれのグループについて解析した。

前節までの手順に従って選出された前震候補が, どれくらい本震の予測に役立つかを調べるための指標として, ここでは予知率, 適中率および確率利得を用いることにした。予知率 (Alarm rate) と適中率 (Truth rate) は次のように定義される。

予知率 = 警報時空間内に発生した本震数 / 全本震数,

適中率 = 警報時空間内に本震が発生した警報回数 / 全警報回数。

これらの指標は警報時空間の大きさが考慮されていないので, 毎回の警報時空間を大きくとれば必然的に値が高くなるという欠点を持っている。そこで, 警報時空間の大きさを考慮に入れたものが確率利得 (Probability gain) である。この指標は Aki (1981), Kagan and Knopoff (1977), Vere-Jones (1978) などによって用いられたもので, 本研究の場合, 次のように定義できる。

$$\text{確率利得} = \frac{\text{警報時空間内に発生した本震数} / \text{全警報時空間}}{\text{全本震数} / \text{対象とした全時空間}}$$

これは, 条件が何もない時の本震発生確率に対する, 前震など何らかの条件下での本震発生確率の比であり, 付加された条件がどの程度本震発生に寄与しているかを示す指標となる。なお, 実際に全警報時空間を計算する際に, 個々の前震候補により警報時空間が重なる場合には, 重複して加算しないようにして求めた。

(4) 結 果

前震候補を選ぶ基準のうち, ブロックの大きさ (D), 下限前震数 (N_{f0} 個), 警報期間 (T_a 日), 下限前震規模 (M_{f0}) の4つをパラメータとして変化させ, 本震規模 (M_{m}) の大きさに分けられた2つの本震グループに対して, 予知率, 適中率, 確率利得が経験的にどう変化するかを調べた。また, パラメータ値の選択基準には任意性があるため最適とまでは言えないものの, 実用上有効であると思われるパラメータ値について評価した。予報が適中した地震については, 最初に警報を出してから最初の本震が発生するまでの時間分布についても調査した。これらの結果について以下に述べる。

a) 下限前震数 (N_{f0}) およびブロックの大きさ (D) の影響

規模 $M_{\text{m}} \geq 5.0$ の本震に対して, 前震の規模 $M_f \geq 3.0$, 警報期間 $T_a = 4.0$ 日としたときに, 下限前震数 (N_{f0}) の変化によって, 予知率, 適中率, 確率利得がそれぞれどう変化するかをブロックの大きさ別 ($D = 0.1^\circ, 0.2^\circ, 0.3^\circ$) に調べたものを Figure 1.21 に示す。また, 規模 $M_{\text{m}} \geq 6.0$ の本震に対して同様の变化を調べたものが Figure 1.22 である。Figure 1.21 から N_{f0} の影響について一般的に言えることは, 適中率 (破線) と確率利得 (実線) は似たような傾向を示し, N_{f0} が大きくなるに従ってそれぞれの値はほぼ増加し, 特に $N_{f0} \leq 10$ 個では急激に増加しているが, それと反対に, 予知率 (鎖線) は単調に減少する傾向があることである。これは, $M_{\text{m}} \geq 5.0$ を本震とした場合, 調査した範囲内で前震数が多くなればなるほど本震の発生率が高くなり, 適中率や確率利得は大きくなるが, 一方で, そういった現象が本震発生前に起こることはむしろ希になるので, 予知率は低下してくるためと考えられる。 $M_{\text{m}} \geq 6.0$ とした場合の Figure 1.22 を見ると, 適中率や確率利得が極大を迎えるまで ($N_{f0} = 10 \sim 20$ 個程度まで) は $M_{\text{m}} \geq 5.0$ の時と同様な傾向を示すが, その後は増減するものの $N_{f0} = 60 \sim 70$ 個ですべて0に低下してしまう。これは, 前震数が多くなってもある程度以上には本震発生確率は高くはならず, むしろ大きな本震の発生確率は低下し, そのまま群発地震で終わる可能性が高くなることを示しており, 興味深い。

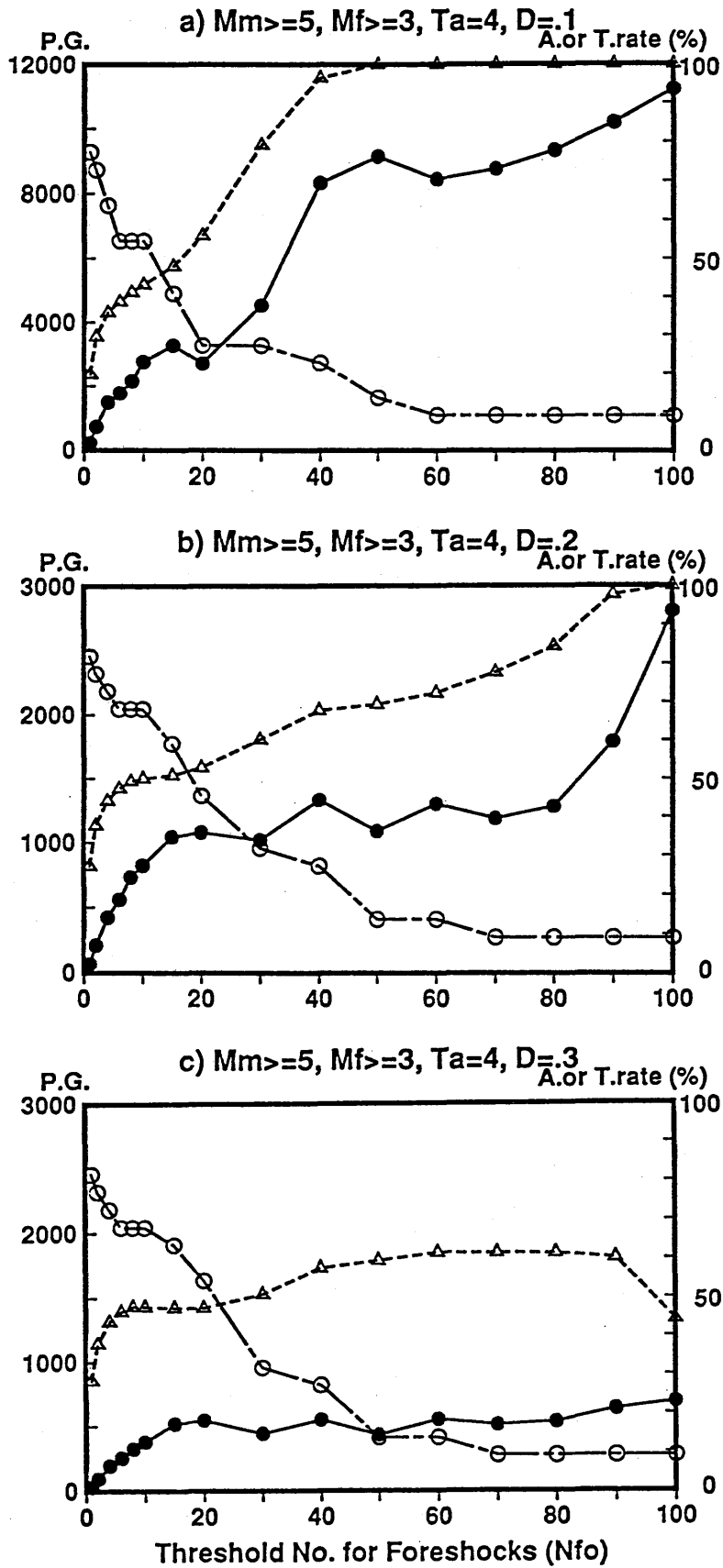


Figure 1.21 Variation of alarm rate(chain line), truth rate(broken line) and probability gain(solid line) with the threshold number of earthquakes(N_{fo}) for foreshock candidates with mainshock magnitude $M_m \geq 5$, foreshock magnitude $M_f \geq 3$ and alarm period $T_a = 4$ days. The three graphs correspond to different segment sizes. a) $D = 0.1^\circ$. b) $D = 0.2^\circ$. c) $D = 0.3^\circ$.

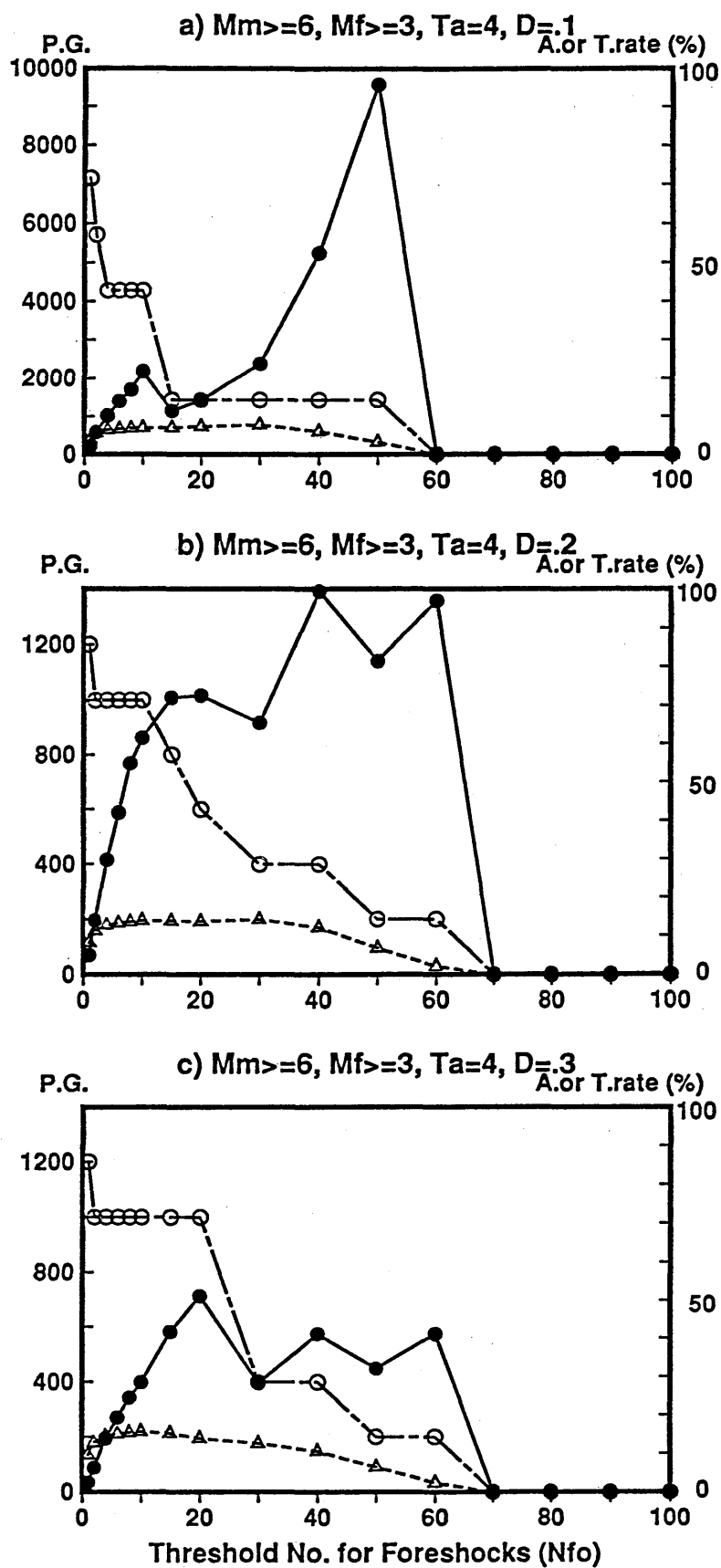


Figure 1.22 Similar to Figure 1.21, but for mainshocks with magnitude $M_m \geq 6$.

次に、ブロックの大きさの影響についてみると、Figure 1.21のb)とc)、Figure 1.22のb)とc)をそれぞれ比べてみて全般に言えることは、予知率あるいは適中率がほぼ同程度のところでは、 $D=0.2^\circ$ の場合は $D=0.3^\circ$ とした時に比べ確率利得はかなり高い値を示すことである。これは、ブロックの大きさを $D=0.3^\circ$ から 0.2° に小さくしても、予測できる地震に変化はなく、むしろ予測空間を狭くとるだけ確率利得という観点からは $D=0.2^\circ$ の方が有利であることを示している。さらにブロックの大きさを小さくするとどうなるかをFigure 1.22のa) ($D=0.1^\circ$)とb) ($D=0.2^\circ$)で比べてみよう。実用上問題になる予知率の高い範囲、例えばb)の $N_{f0}=15$ 個では予知率が57%であり、適中率、確率利得はそれぞれ14%、1008倍であるが、a)では同じ予知率を与える $N_{f0}=2$ 個の時、適中率、確率利得はそれぞれ6%、577倍となりかなり小さくなっている。また、全ての地震を前震候補と見なすことになる $N_{f0}=1$ 個の場合をa)とb)で比べてみると、予知率はb)の方が14%ほど高くなっている。予知率の低い範囲(約50%以下)では、確率利得は警報空間を狭くした効果でa)の方が高くなっているものの、適中率はb)の方が同等かそれ以上である。これらのことは、 $M_m \geq 6.0$ の本震を対象とした場合、 $D=0.1^\circ$ ではブロックの大きさが小さすぎて警報の出たブロックの中で本震が発生しない場合が多くなるためと解釈できる。次に、 $M_m \geq 5.0$ を本震とした場合をFigure 1.21のa)とb)で比べてみると、予知率の低い範囲(30%以下)では適中率、確率利得共にa)の方が高い。しかし、予知率の高い範囲(65%以上)では確率利得は大差ないものの、適中率はb)の方が高くなっており、やはり $D=0.2^\circ$ の方が有利であることが分かる。

以上のことを考慮して、実用的な N_{f0} 、 D の値を選ぶ基準として、ここでは以下のものを考えた。

- ① N_{f0} が増加することによって現れる確率利得の最初の極大点に近く、確率利得の値も高いこと。
- ② 予知率、適中率ができるだけ高く、また、 N_{f0} の変化に対して比較的安定していること。

これらの基準によりパラメータ値を選ぶとすれば、 $M_m \geq 5.0$ と $M_m \geq 6.0$ の両方の本震グループに対して、 $D=0.2^\circ$ 、 $N_{f0}=10$ 個となる。ただし、これらの値は選択の基準に任意性があるため、最適値ではなく参考値である。

b) 警報期間(T_a)の影響

下限前震数およびブロックの大きさを前節で選ばれた値、すなわち、 $N_{f0}=10$ 個、 $D=0.2^\circ$ に固定し、前震規模を $M_f \geq 3.0$ とした時に、警報期間(T_a)を変えることによる影響を $M_m \geq 5.0$ と $M_m \geq 6.0$ の本震のグループについて調べた結果がそれぞれFigure 1.23のa)とb)である。これらの図を見て興味深いことは、a)では $T_a \geq 4$ 日、b)では $T_a \geq 3$ 日の範囲では予知率も適中率もまったく変化せず、従って、警報期間が長くなる分だけ確率利得は徐々に減少していることである。この傾向は、 $T_a=100$ 日まで調べてみたが変わらなかった。つまり、 $N_{f0}=10$ 個、 $D=0.2^\circ$ 、 $M_f \geq 3.0$ の条件では警報期間としては高々4日程度で十分であり、それ以上長くしても確率利得が小さくなるだけでかえって不利

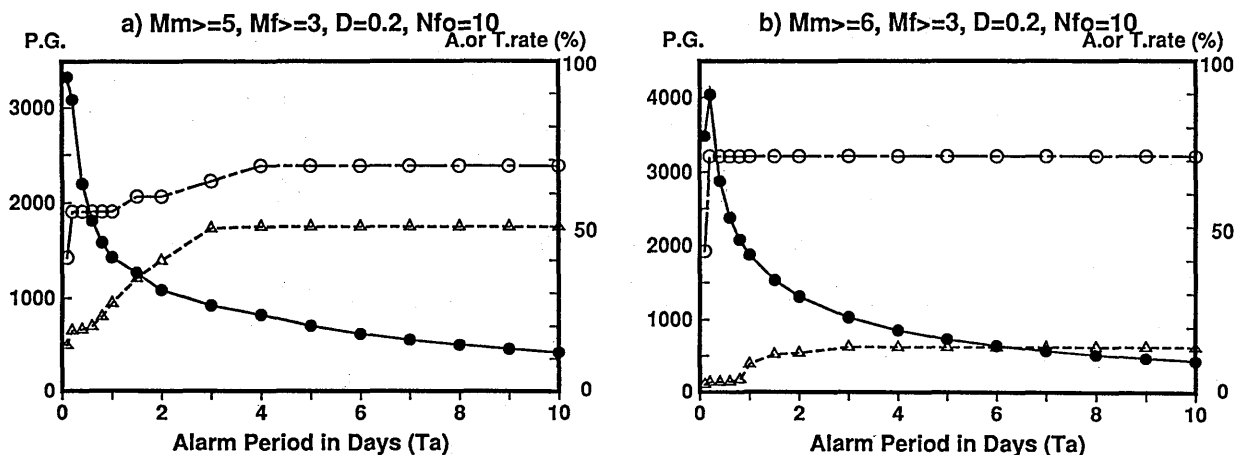


Figure 1.23 Variation of alarm rate (chain line), truth rate (broken line) and probability gain (solid line) with the alarm period (T_a) for $M_f \geq 3$, $N_{f0}=10$ and $D=0.2^\circ$ for mainshocks with different magnitude M_m . a) $M_m \geq 5$. b) $M_m \geq 6$.

になることが分かった。これは、前震候補が現れてから本震が起こるとすれば、最初の本震まで4日程度以内ということで、本震の直前予知には都合がよい。また、もし4日以内に本震が起こらなければ単なる群発地震に終わる可能性が高いことを示していて、群発地震の識別にも使えそうである。ただし、前震候補が引き続いて発生する場合は、結果的に連続する警報期間が4日以上になることに注意する必要がある。次に、上記と同じ条件で予報が適中した $M_m \geq 5.0$ の地震について、本震のどのくらい前に最初の警報が出されているかの頻度分布を Figure 1.24 に示す。同じ警報期間に2個以上の本震がある場合は、最初の本震についてのみ調べた。これを見ると、本震直前の0.2日以内が4個と比較的多いことが分かる。そこで、このデータを基に、最初の前震が現れてから最初の本震が発生する確率の時

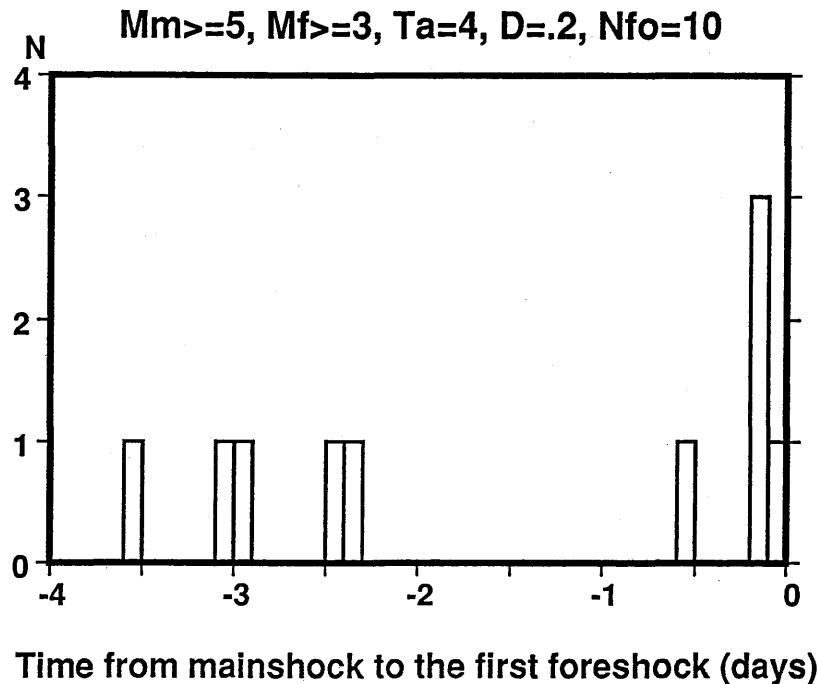


Figure 1.24 Histogram of time between the first foreshock and the first mainshock ($M_m \geq 5$) that occurred during the alarm period. The class interval is 0.1 day.

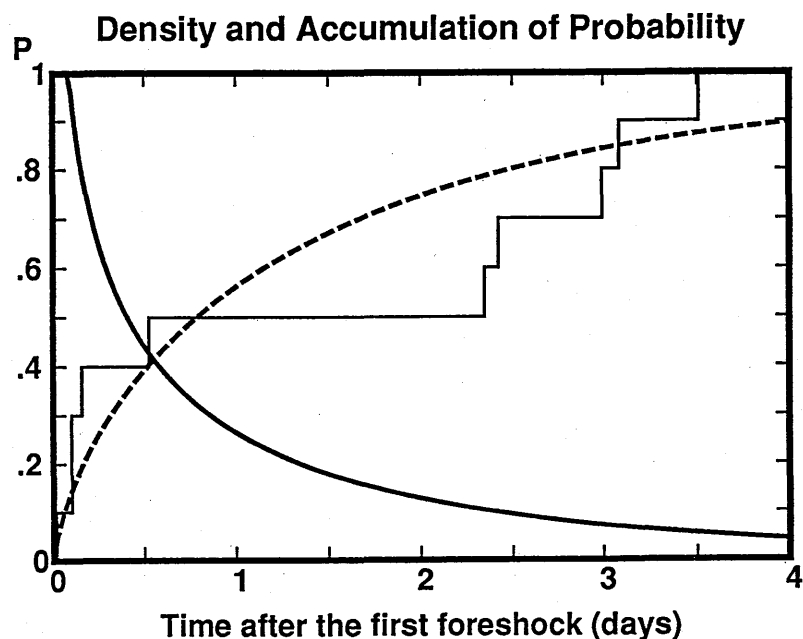


Figure 1.25 Probability density (thick line) and cumulative probability (dashed line) of the occurrence of mainshock as a function of time after the first foreshock. These functions were obtained by fitting the Weibull function to the data shown in Figure 1.24 with the maximum likelihood method. Cumulative data is also shown by the thin line.

間変化を求めることを試みた。ここでは、分布関数として地震の発生間隔の解析などによく用いられるWeibull分布(例えばHagiwara, 1974; Rikitake, 1976; 前田・吉田, 1991)を仮定し、確率密度を $Kt^m \exp[-Kt^{m+1}/(m+1)]$ という関数で表すことにした。パラメータ K, m を最尤法(Utsu, 1984)で求めると、 $K = 0.60$, $m = -0.27$ となり、この時の確率密度と積算確率の変化の様子を示したものがFigure 1.25である。図には積算データも示した。この図から、前震発生直後に本震発生の確率が高くなることが分かるが、この結果はJones (1985)の結果と調和的である。しかし、本研究の場合、データ数が10個と少ないため、詳細な議論をするためには今後のデータの蓄積を待つ必要がある。

c) 下限前震規模 (M_{f0}) の影響

M_{f0} の影響を調べるために、 $D = 0.2^\circ$, $T_a = 4$ 日と固定し、 $M_{f0} = 4.0$ に変えた場合について、 N_{f0} を1個から10個まで変化させたときの結果を本震の規模別にFigure 1.26のa), b)にそれぞれ示す。 $M_m \geq 5.0$ の本震についてみたFigure 1.21 b) とFigure 1.26 a) を比べてみると、 $M_{f0} = 4.0$ の場合は規模の下限を上げたことによる前震数の減少のために横軸のスケールが1/10になっていることを除けば、 $M_{f0} = 3.0$ の場合と同じ様な値および傾向を示す。しかし、先に選んだ参考値($M_{f0} = 3.0$, $D = 0.2^\circ$, $N_{f0} = 10$ 個)の時の予知率(68%)と同程度の予知率(64%)を与える $N_{f0} = 1$ のところと比較してみると、 $M_{f0} = 4.0$ の方が適中率で約20%、確率利得は約60%小さくなっており、 $M_{f0} = 3.0$ の方が良い結果を与えることが分かる。また、 $M_m \geq 6.0$ の本震についてみたFigure 1.22 b) とFigure 1.26 b) をやはり同じ程度の予知率を与える所どうしで比べてみると、予知率の低い範囲(約50%)以下では $M_{f0} = 4.0$ の方が適中率、確率利得共に高くなっている部分もあるものの、予知率の高い所どうし($M_{f0} = 3.0$ の時の $N_{f0} = 15$ と $M_{f0} = 4.0$ の時の $N_{f0} = 1$) では $M_{f0} = 3.0$ の方が逆に適中率、確率利得共に高く、有利であることが分かる。

d) 特定のパラメータ値の時の結果

以上の結果から、直前予知のための前震候補を選出する基準として比較的有効であろうと思われるパラメータ値として、次のような値を選んだ。

$M_{f0} = 3.0$, $D = 0.2^\circ$, $N_{f0} = 10$ 個, $T_a = 4$ 日。

Table 1.1は $M \geq 5.0$ 以上の本震リストであるが、このうち左端にA印のあるものが上記のパラメータ値によって警報を出した時に警報時空間内で発生した本震である。そこで、本震の規模 $M_m \geq 5.0$ と $M_m \geq 6.0$ のそれぞれに対する予知率、適中率、確率利得などを調べた結果をTable 1.2に示す。これを見ると、予知率は $M_m \geq 5.0$ および $M_m \geq 6.0$ の時それぞれ68%, 71%とかなり高く、Yoshida (1990) が伊豆地域で発生した $M_m \geq 5.0$ の地震について調べた前震を伴う確率(67%)と調和的である。適中率は定義によって、各ブロックで前震候補が現れる毎に出された警報回数に対する警報が適中した回数の比であるので、群発的に前震候補が発生すると警報回数が急増し、それが適中するかしないかで

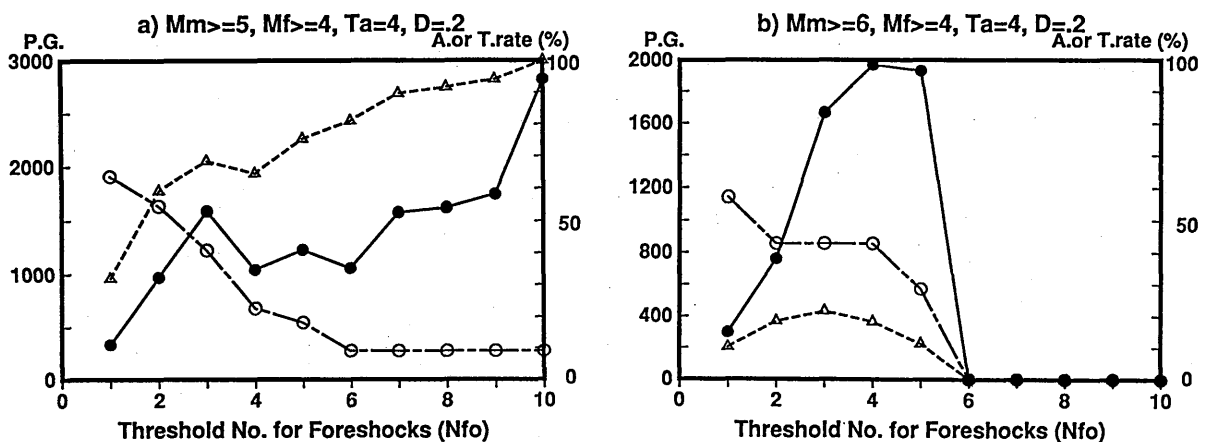


Figure 1.26 Variation of alarm rate (chain line), truth rate (broken line) and probability gain (solid line) with N_{f0} for $M_f \geq 4$, $T_a = 4$ days and $D = 0.2^\circ$ for mainshocks with different magnitude M_m . a) $M_m \geq 5$. b) $M_m \geq 6$. Compare these figures with Figure 1.21 b) or Figure 1.22 b) to see the effect of changing the value of M_f .

適中率が大きく変化する可能性がある。そこで、連続する警報時空間は1回の警報とみなしたとき(この場合合計17回の警報を出したことになる)の適中率も表中に載せておいた。しかしこの場合も、警報時空間の大きさが毎回異なるので、必ずしも適切な指標とは言えない。そこで、警報時空間内では一様に本震が発生する可能性があるとして、警報時空間内での平均的な本震発生率を求めた。その結果Table 1.2にみられるように、1日1ブロック当り $M_m \geq 5.0$ については0.061個、また $M_m \geq 6.0$ に対しては0.020個の発生率となり、1回警報を出すと $T_a=4$ であるから4日間警報が続くので、1警報1ブロック当りの発生率はそれぞれ0.24個、0.080個になる。一方、確率利得は $M_m \geq 5.0$, $M_m \geq 6.0$ の両者に対して800倍以上あり、警報期間内での本震の発生率が普段の800倍以上も高くなっていることが分かる。全警報時空間が全時空間のどれくらいの割合を占めているかを調べてみると、Table 1.2からも分かる通り僅か $1/1200 (=8.3 \times 10^{-4})$ 程度しか占めていない。本震と警報の現れ方を示すために、例として、1987年から1991年までの5年間に、Figure 1.20の133番から187番までのブロック内で発生した $M5.0$ 以上の本震と警報の時空分布を Figure

Table 1.1 Mainshocks in the Izu region. January 1, 1977 to December 31, 1991, $5.0 \leq \text{Mag} \leq 9.0$, $0 \leq \text{Dep} \leq 50 \text{ km}$, $33.5^\circ \leq \text{Lat} < 35.3^\circ$, $138.6^\circ \leq \text{Lon} < 139.8^\circ$.

A*	N	Y	M/D	H:MIN	LAT	LON	DEP	MAG
A	1	1978	1/14	12:24	34 46.0'	139 15.0'	0	7.0
	2	1978	12/ 3	22:15	34 53.0'	139 11.0'	20	5.4
A	3	1980	6/29	16:20	34 55.0'	139 14.0'	10	6.7
	4	1980	9/10	7:20	34 1.0'	139 0.0'	20	5.6
	5	1982	8/12	13:33	34 53.0'	139 34.0'	30	5.7
A	6	1982	12/27	20:33	33 45.0'	139 23.0'	20	5.4
A	7	1982	12/28	10:52	33 46.0'	139 22.0'	20	5.8
A	8	1982	12/28	15:37	33 52.0'	139 27.0'	20	6.4
A	9	1983	10/ 3	22:33	34 0.1'	139 30.8'	15	6.2
A	10	1986	11/21	17: 9	34 41.8'	139 16.3'	0	5.1
A	11	1986	11/21	17:12	34 44.6'	139 18.9'	9	5.1
A	12	1986	11/22	9:41	34 32.8'	139 31.5'	15	6.0
A	13	1987	5/11	6:35	34 55.7'	139 15.5'	15	5.0
A	14	1988	7/31	8:40	34 57.8'	139 13.0'	5	5.2
A	15	1988	8/ 2	20:16	34 56.7'	139 12.1'	2	5.2
A	16	1989	1/ 2	19:45	34 3.5'	139 6.0'	16	5.0
A	17	1989	7/ 7	0: 1	34 58.5'	139 8.0'	5	5.2
A	18	1989	7/ 9	11: 9	34 59.5'	139 6.7'	3	5.5
	19	1989	10/14	6:19	34 49.4'	139 30.2'	21	5.7
	20	1990	2/20	15:53	34 45.6'	139 14.0'	6	6.5
	21	1990	8/ 5	16:13	35 12.4'	139 5.7'	14	5.1
	22	1991	9/ 3	17:44	33 41.0'	138 49.9'	33	6.3

A*:alarmed mainshocks

1.27に示す。左端の番号はブロック番号を表し、その右の実線で囲まれた長方形の部分が各ブロックに対応している。各長方形内で破線より上の矢印は本震の発震時を、破線より下の黒塗の部分は警報期間を表し、本震が発生しなかった警報期間は高さを半分にしている。また、領域の縁辺以外で発生した本震は、ブロックの切り方の性質上、4カ所のブロックに同時に現れることに注意する必要がある。この図を見ても分かるように、警報回数の比較的多かったこの時空間領域においても、警報時空間の占める割合は非常に小さく、にもかかわらず、この時空間内に発生した8個の本震のうち5個がこの警報時空間に含まれている (Table 1.1も参照のこと) ことから、確率利得が高くなることが直感的にも理解できる。

(5) 議論および問題点

(4)のd)節で示した結果は、実用という観点からみると十分とは言えないまでも、比較的良好な結果ではないかと思われる。しかし、ここで得られた結果はM5.0以上の本震の数が22個、6.0以上の本震が7個という過去15年間のデータから得られたものであり、今後の活動を予測するのに十分な数であるとは言いきれない。もっと信頼性の高い経験則を導くためにはデータ数を増やすしかないが、検知能力の関係で解析期間をもっと過去に延ばすことは難しく、また、先に述べたように地域性が大きいので、解析領域をむやみに広げても必ずしも良い結果が得られるとは限らない。従って、将来のデータの蓄積に期待するしかなさそうである。また、同じ方法を伊豆以外の地域に適用した場合にうまくいく可能性があるのは、Mogi (1963) やYoshida (1990) らの前震活動の調査結果から推測すると、日本の内陸部では群発的前震活動を伴いやすいフォッサマグナ帯や九州中部であり、その他の地域についてはあまり期待できない。

Table 1.2 Results for $M_{f0}=3$, $D=0.2$, $N_{f0}=10$ and $T_a=4$ days.

Magnitude of mainshocks	Mm 5.0	Mm 6.0
Total number	22	7
Alarmed	15	5
Alarm rate (%)	68 (15/22)	71 (5/7)
Truth rate* (%)	50 (1050/2100)	14 (293/2100)
Truth rate+ (%)	53 (9/17)	29 (5/17)
Occurrence rate	0.061	0.020
in alarmed time-space	(per 1day 1segment)	(per 1day 1segment)
	0.24	0.08
	(per 4days 1segment)	(per 4days 1segment)
Probability gain	823	862
Ratio of alarmed time-space to total time-space	8.3 10 ⁻⁴	8.3 10 ⁻⁴

* This rate is defined as (number of successful alarms)/(number of alarms).

+ The definition is the same as above, but successive alarms in time or space are treated as a single alarm.

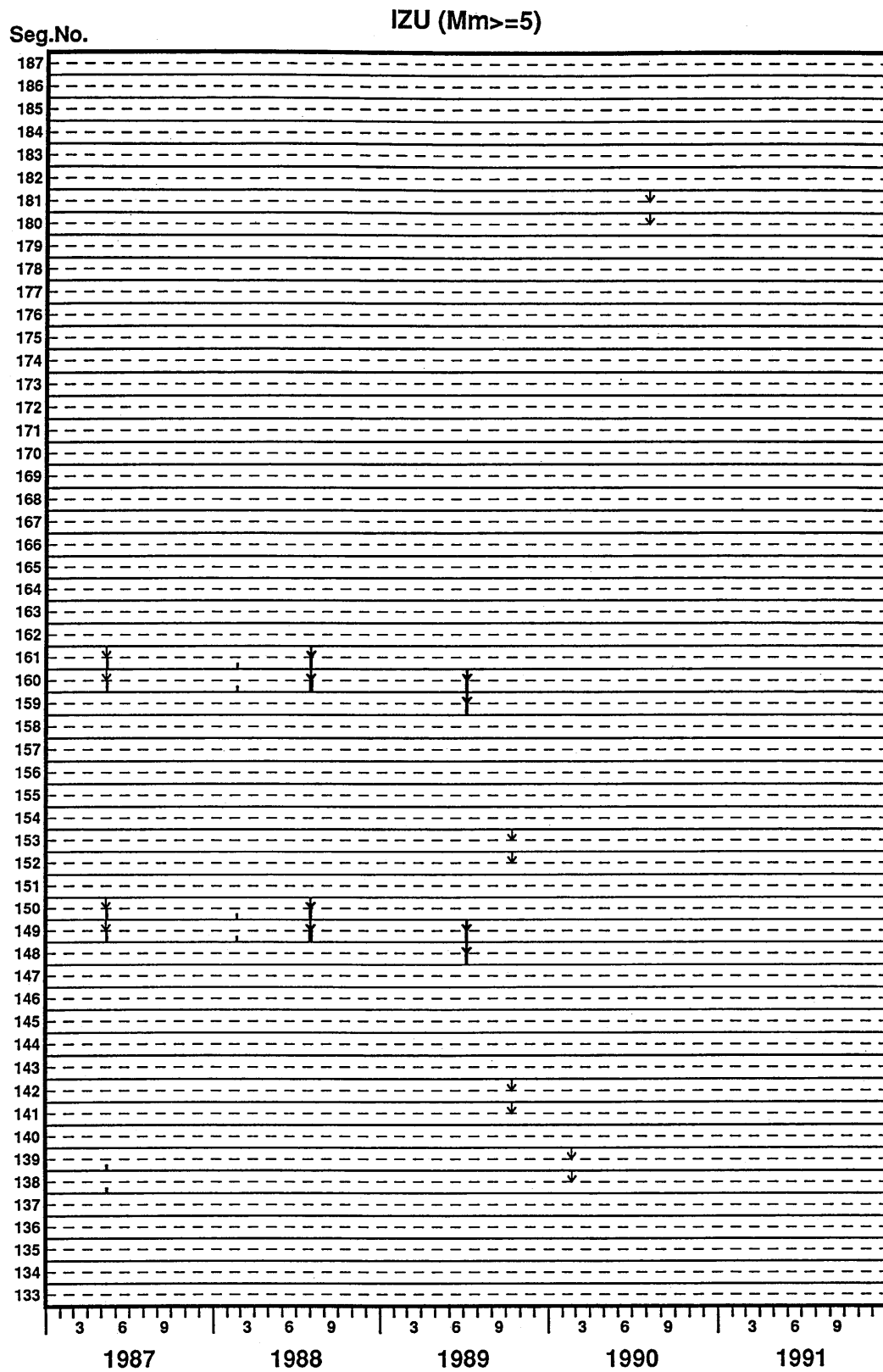


Figure 1.27 Example of alarm periods and times of mainshocks. Each narrow rectangle divided by a dashed line represents the history of a segment. The segment number (see also Figure 1.20) is written at the left. Times of mainshocks are shown by arrows in the upper part of each rectangle. Alarm periods are shown by filled columns in the lower part. Short columns indicate false alarms.

検知能力の均質性への配慮から、本研究では前震候補の規模の下限值(M_{f0})を3.0までとした。そこで、参考までに規模が3.0より小さい地震も含め、気象庁震源カタログに収録されている全ての地震を用い、他のパラメータは(4)のd)節の場合と同じにした時の予知率ほどの程度良くなるかについて調べてみると、Table 1.1の予測されなかった8個の本震の内わずか1個の地震(1978年12月3日 M5.4)が予測された地震の中に加わるだけであった。均質性を欠いたデータであるので厳密なことは言えないが、このことから推測すると M_{f0} を3.0より小さくしても結果の劇的な改善は望めないであろう。

(4)のd)節でパラメータ値を選ぶにあたって、本震規模によらず同じ値を選んだ。これは、それぞれのパラメータ値を変化させた時の予知率などに与える影響のパターンが、本震規模によらず似ているためであり、本震の規模の予測に特に選択的に影響を与えるパラメータはないからである。またこのことは、(4)のd)節で得られた確率利得の本震規模別の値が両者とも850倍程度と同様な値を示し、どちらの規模の本震に対しても同じように起こりやすくなっていることから分かる。従って、今回用いた方法では規模の予測は難しいといえる。

本研究で用いた方法は地震活動の集中度のみに着目して前震候補を選び出す方法であるが、他の連続観測可能なパラメータ、例えば、前震規模の差、 b 値の変化、 Q 値の変化等々、あるいは、地震以外の観測項目を組み合わせ前震候補を選び出す指標とすれば、さらに良い結果が得られるかも知れない。複数の観測項目の前兆から本震発生の確率を計算する方法としてはAki (1981) や Maeda and Yoshida (1990) などの研究がある。しかし、これらの方法に共通する問題は、経験則のパラメータを増やせばそれに見合うだけ多くの長期にわたり均質なデータが必要であるが、実際にはそういうデータは、特に大地震についてはまだ十分に蓄積されていない、ということである。従って、現状では信頼度の高い経験則を導出することには限界があり、前震活動を含めた本震発生機構の物理的解明によるモデルの設定も同時に進めなければならない。

(6) まとめ

前震を伴いやすい地域の1つである伊豆地域について、地震活動の集中度に着目して、経験的に前震候補を選び出す方法を提案した。マグニチュード $M_m \geq 5.0$ および $M_m \geq 6.0$ の本震の予報に対して、比較的良好な結果を与える前震候補選出のパラメータとして、ブロックの大きさ(D)=0.2°, 下限前震数(N_{f0})=10個、下限前震規模(M_{f0})=3.0を、また、警報期間(T_a)=4日を選んだ。このとき、マグニチュード $M_m \geq 5.0$ 、 $M_m \geq 6.0$ の本震に対して、予知率はそれぞれ68% (15個/22個)、71% (5個/7個)となり、1警報期間(4日)×1ブロック当りの本震発生率はそれぞれ0.24個、0.08個であり、確率利得は823倍、および862倍となる。また、警報期間としては前震候補が現れてから4日間程度で十分であり、もし最初の警報が出されてから4日間以内に本震が発生しなければ、群発地震で終わる可能性が高いことが分かった。これらの結果は、過去15年間に伊豆地方で発生した、マグニチュード $M_m \geq 5.0$ および $M_m \geq 6.0$ の本震それぞれ22個および7個について得られたものであり、予報の精度を上げるためには今後のデータの蓄積と前震発生機構の物理的解明が望まれる。

(前田憲二)

参考文献

- Agnew, D. C. and L. M. Jones, 1991: Prediction probabilities from foreshocks, *J. Geophys. Res.*, **96**, 11959-11971.
- Aki, K., 1981: A probabilistic synthesis of precursory phenomena, in "Earthquake Prediction: An International Review", ed. by D.W. Simpson and P.G. Richards, Maurice Ewing Series, 4, AGU, Washington D.C., 566-574.
- Hagiwara, Y., 1974: Probability of earthquake occurrence as obtained from a Weibull distribution analysis of crustal strain, *Tectonophysics*, **23**, 313-318.
- 石川有三・松村一男・横山博文・松本英照, 1985: SEIS-PCの開発一概要一, 情報地質, **10**, 19-34.

- 石川有三, 1987 : 気象庁震源データの変遷とその問題点, 駿震時報, **51**, 47-56.
- Jones, L. M., 1985 : Foreshocks and time-dependent earthquake hazard assessment in southern California, *Bull. Seism. Soc. Am.*, **75**, 1669-1679.
- Jones, L. M. and P. Molnar, 1979 : Some characteristics of foreshocks and their possible relationship to earthquake prediction and premonitory slip on faults, *J. Geophys. Res.*, **84**, 3596-3608.
- Kagan, Y. and L. Knopoff, 1977 : Earthquake risk prediction as a stochastic process, *Phys. Earth Planet. Interiors*, **14**, 97-108.
- Kagan, Y. Y. and L. Knopoff, 1987 : Statistical short-term earthquake prediction, *Science*, **236**, 1563-1567.
- Keilis-Borok, V. I., L. Knopoff, I. M. Rotvain and C. R. Allen, 1988 : Intermediate-term prediction of occurrence times of strong earthquakes, *Nature*, **335**, 690-694.
- Keilis-Borok, V. I., L. Knopoff, I. M. Rotvain and T. M. Sidorenko, 1980 : Bursts of seismicity as long-term precursors of strong earthquakes, *J. Geophys. Res.*, **85**, 803-811.
- Keilis-Borok, V. I. and V. G. Kossobokov, 1990 : Times of increased probability of strong earthquakes ($M \geq 7.5$) diagnosed by algorithm $M8$ in Japan and adjacent territories, *J. Geophys. Res.*, **95**, 12413-12422.
- Maeda, K. and A. Yoshida, 1990 : A probabilistic estimation of earthquake occurrence on the basis of the appearance times of multiple precursory phenomena, *J. Phys. Earth*, **38**, 431-444.
- 前田憲二・吉田明夫, 1991 : ワイブル分布を用いた地震発生確率—静岡市付近の地震活動への適用—, 地震2, **44**, 147-150.
- Mogi, K., 1963 : Some discussions on aftershocks, foreshocks and earthquake swarms - the fracture of a semi-infinite body caused by an inner stress origin and its relation to the earthquake phenomena (third paper), *Bull. Earthq. Res. Inst.*, **41**, 615-658.
- Mogi, K., 1985 : Earthquake Prediction, Academic Press, Tokyo, 355 pp.
- Reasenber, P. A. and L. M. Jones, 1989 : Earthquake hazard after a mainshock in California, *Science*, **243**, 1173-1176.
- Rikitake, T., 1976 : Recurrence of great earthquakes at subduction zones, *Tectonophysics*, **35**, 335-362.
- Sauber, J. and P. Talwani, 1980 : Application of Keilis-Borok and McNally prediction algorithms to earthquakes in the Lake Jocassee area, South Carolina, *Phys. Earth Planet. Interiors*, **21**, 267-281.
- 津村建四朗・唐鎌郁夫・萩野 泉・高橋正義, 1978 : 1978年伊豆大島近海地震前後の地震活動, 地震研究所彙報, **53**, 675-706.
- Utsu, T., 1961 : A statistical study on the occurrence of aftershocks, *Geophys. Mag.*, **30**, 521-605.
- 宇津徳治, 1978 : 前震と群発地震の識別に関する一調査, 地震2, **31**, 129-135.
- Utsu, T., 1984 : Estimation of parameters for recurrence models of earthquakes, *Bull. Earthq. Res. Inst.*, **59**, 53-66.
- Vere-Jones, D., 1978 : Earthquake prediction - a statistician's view, *J. Phys. Earth*, **26**, 129-146.
- Yamashina, K., 1981 : Some empirical rules on foreshocks and earthquake prediction, in "Earthquake Prediction: An International Review", ed. by D.W. Simpson and P.G. Richards, Maurice Ewing Series, 4, AGU, Washington D.C., 517-526.
- Yoshida, A., 1990 : Characteristics of foreshock activities associated with large shallow intraplate earthquakes in the Japanese islands, *Pap. Met. Geophys.*, **41**, 15-32.

1.4 本震直前における前震活動の静穏化

(1) はじめに

前震活動は、それをふだんの地震活動とどうやって区別するかという問題は残っているものの、地震予知にとって期待される現象の一つであることに変わりはない。過去に行われた前震活動に関する調査によれば、マグニチュード5以上の日本の内陸地震で何らかの前震を伴う地震というのは、観測能力にもよるが最近30年の平均的割合としては40%程度で、また、地域性が強いことなどが分かっている (Mogi, 1963; Yoshida, 1990)。前震は本震のどれくらい前に起こっているかを、最近まとめられた地震前兆現象データベース (気象研地震火山研究部, 1990) のデータを用いていろいろな地震を重ね合わせてプロットしてみると (Figure 1.28) 前震は本震の直前に多いことが分かる。同様の結果は Jones and Molnar (1976) によっても得られている。しかし、この図は前震活動のピークで本震が起こるということを必ずしも意味するものではない。実際、いくつかの地震については前震活動が次第に活発化していったその頂点で本震が発生するのではなく、本震発生の直前はむしろ静かになっていることが指摘されている (例えば、津村・他, 1977; Mogi, 1985; Yoshida, 1990 など)。茂木 (1967) は前震の活動様式には活動が次第に活発化して本震に至る連続型と、いったん活動が低下して本震が発生する不連続型があることを指摘したが、それらの割合については明示していない。また、従来連続型といわれていた地震も、もっと詳しく調べてみると直前に静穏化がある場合もあるのではないと思われる。もし、直前の静穏化が一般的に現れる現象であるのなら、本震の直前予知にとって有益な情報を与える可能性があるであろうし、また、本震発生のメカニズムを考える上でも重要な現象だと考えられる。そこで、過去に日本付近で発生した地震について本震の直前2日間における前震活動を詳しく調べることによって、直前の静穏化(“なぎ”)がどの程度一般的な現象なのかを明らかにするとともに、そのメカニズムについても考察してみた。

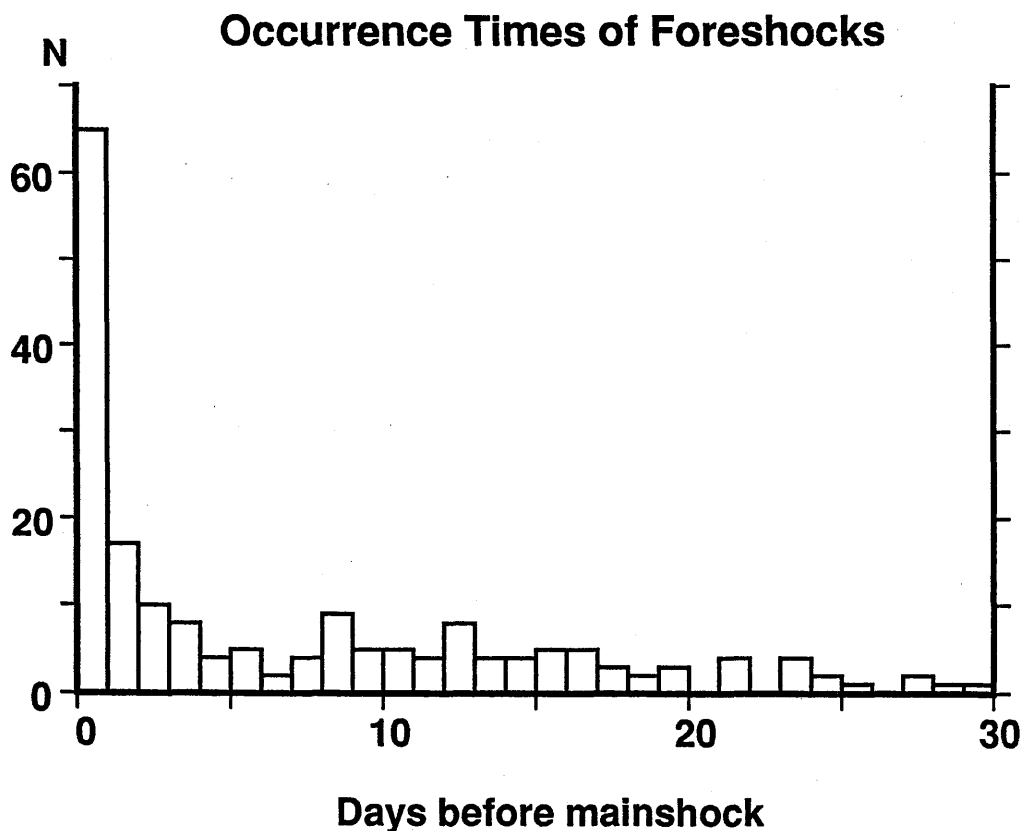


Figure 1.28 Histogram of times of foreshocks before mainshocks. (Data is taken from Seismology and Volcanology Research Department of MRI (1990).)

(2) データ

解析に用いた前震の資料は以下のものである。

I. 1872年～1983年の期間

主に鈴木(1985)の「前震の記録」によった。これは気象庁の地震調査原簿、地震報告、火山報告、地震月報などをもとに、前震を伴った230個の地震について前震の頻度分布図などと共に列挙したものである。震源の決まらない地震についても記録のある観測点配置、S-P時間、有感範囲などから本震の近傍の地震と推定されるものは前震に含めてある。また、鈴木(1985)の資料だけでは活動が不明なものは原資料まで遡って調べた。詳しい報告のあるいくつかの地震についてはその報告書の資料も参考にした。

II. 1984年～1990年の期間

気象庁地震月報に掲載されている日本付近に発生した地震のデータを用い

- ① 内陸地震については $M \geq 5.0$ の全ての本震について調査し、
- ② 内陸地震以外の地震については $M \geq 6.5$ の全ての本震について調査した。

前震の空間的定義は本震の緯度、経度のそれぞれ ± 0.2 度以内の地震を一応の目安にしたが、前震活動のクラスターがこの範囲を越える場合(②の地震にみられることが多い)には一まとまりのクラスターと思われる範囲までを前震として扱った。

I および II の地震のうち本震の直前の前震活動が活発で活動の推移が比較的よく分かる地震、すなわち、前震の個数が直前の2日間で10個以上ある合計53個の地震について静穏化があったかどうかを調べた。

(3) 静穏化の定義

ここでは本震直前2日間の活動様式を(A) 静穏化のあったもの、(B) なかったもの、(C) どちらともいえないものの3つに分類し、さらに、なかったものについては、(B1) ほぼ一定型と、(B2) 増加型に分けた。分類の基準を作成するに当たっては、地震活動の持つゆらぎを考慮しそれぞれ以下のように定めた。なお、以下の定義において、時間別あるいは10分間別地震個数の最大値を N_{max} 、最大値以降本震までの間の最小値を N_{min} と表すことにする。

(A) 静穏化ありの定義

- ・ 本震直前の2日間の時間別地震数について以下の基準(A)を満たすもの。
- ・ 時間別地震数では基準(A)を満たさなくても、直前の2時間の10分間別地震数について以下の基準(A)を満たすもの。

基準(A)

- ・ $N_{min} \neq 0$ のとき $N_{max} / N_{min} \geq 5$
- ・ $N_{min} = 0$ のとき 最大値を含む連続2区間の合計地震数 ≥ 5

(B) 静穏化なしの定義

(B1) ほぼ一定型

- ・ 静穏化あり及び増加型以外の地震であり、
- ・ 本震直前の2日間の時間別地震数について以下の基準(B1)を満たすもの。
- ・ 時間別地震数で直前の1時間が最大のときは直前の2時間について10分間別地震数について以下の基準(B1)を満たすもの。

基準(B1)

- ・ $N_{min} \geq 1$ であり、かつ
- ・ $N_{max} / N_{min} \leq 3$

(B2) 増加型

- ・本震直前の2日間の時間別地震数をみたとき、直前の1時間が最大値を示し、かつ
- ・直前の2時間について10分間別地震数をみたとき以下の基準 (B2) を満たすもの。

基準 (B2)

- ・ $N_{min} \geq 1$ であり、かつ
- ・ $N_{max} / N_{min} \leq 2$

(C) どちらともいえないものの定義

- ・上記 (A) および (B) の定義に当てはまらない地震。

(4) 分類結果

上記の定義により53個の地震の前震活動を分類したところ、静穏化ありとされた地震は37個 (70%)、静穏化なしは9個 (17%) (うちほぼ一定型が5個 (9%)、増加型が4個 (8%))、どちらともいえないものが7個 (13%) となり、圧倒的に直前に静穏化が認められる地震の数が多いことが分かった。Table 1.3に静穏化ありと分類された地震のリストを、Table 1.4に静穏化なしとされた地震を、Table 1.5にはどちらともいえないもののリストを示した。なお、Table 1.3には前震数が10個未満のものでも静穏化ありの条件を満足した5個の地震も参考として載せておいた。また、静穏化があった地震の例として、1930年北伊豆地震 ($M7.3$) の時間別前震数を Figure 1.29に、1978年伊豆大島近海地震 ($M7.0$) の前震発生時系列 (縦軸はマグニチュード) のグラフを Figure 1.30に示す。一方、静穏化がないとされた地震はすべて火山性の地震か群発地震であった。増加型とされた地震について詳しくみると、時間別地震数では単調に増加するものもあるが、10分間別では単調増加するものではなく、増減を繰り返しながら増えていくものばかりであった。次に、静穏化が認められた Table 1.3の全ての地震について本震のマグニチュードと前震活動の最盛時から本震までの時間 T_p (MA) との関係を図示してみると (Figure 1.31) ほとんど相関がないことが分かる。これは、Figure 1.32に示されるような、Mogi (1985) が指摘した第2種地震空白域 (本震の数年から数10年前に本震近傍に現れる地震活動の静穏化のこと) の場合とは明らかに異なる特徴である。 T_p (MA) の頻度分布は Figure 1.33のようになるが、この図から本震直前の2日間を詳しくみても Figure 1.28でみられた傾向は続いており、本震の直前に前震活動のピークがあるものが多いことが分かる。この分布をワイブル分布で近似し、前震活動のピークが現れてからある時間が経過した後に本震が発生する確率を示したのが Figure 1.34の P_e である。これを見ると時間が経過してもそれほど発生確率は変化していないことが分かるが、言い換えると、本震は前震のピークからある特定の時間が経った後に発生しやすくなるということはないことになる。ただし、これは後で述べるいろいろなメカニズムで起こりうる静穏化現象をまとめてみたときの結果であり、もし、メカニズムによって静穏化現象を分類することができれば異なる結果が得られる可能性もある。

(5) 直前の静穏化のメカニズム

直前の静穏化の原因は今のところ特定することはできないが、第2種の空白域の場合について考えられているメカニズムから類推して、主に次の5つが考えられる。これらのモデルはどれか1つが正しいというよりは、前震の起こり方の多様性を考えると、地震によって対応するモデルは異なるのではないと思われる。

① 強度分布、あるいは応力分布の不均質モデル

Kanamori (1981) は第2種空白域の出現する理由として、地殻の強度分布が Figure 1.35で示されるように2つのモードを持つアスペリティモデルを考えた。この図で示されるように、外部応力が次第に高くなるにつれて強度分布の最初のピークの部分で地震活動が活発になるが、さらに応力が高まると強度分布の谷にあたるところで活動が一時低

Table 1.3 Earthquakes preceded by a seismic lull.

No.	Year	Mon.	Day	Name of Earthquake	Mm	Mf	Md (Mm-Mf)	Tl hour	Ta hour	* Data from	Remarks
1	1905	6	7	Near Izu-Oshima	5.8	-	-	-	31	(1)	accompanying eruption
2	1913	6	30	W Kagoshima	5.9	5.7	0.2	23.4	22	(2)	
3	1914	1	12	Sakurajima	7.1	-	-	-	22	(3)	
4	1918	11	11	Omachi	6.5	5.9	0.6	13.1	13	(2)	
5	1927	12	4	Chijiwa Bay	5.4	5.0	0.4	8.4	8	(2)	8 events
6	1930	3	22	Near Ito	5.9	-	-	-	0.8	(1)	
7	1930	11	26	Kita-Izu	7.3	5.1	2.2	12.0	11	(4)	
(8)	1941	7	15	N Nagano	6.1	3.7	2.4	2.0	0.8	(2)	
9	1943	1	7	Near Okinawa	6.0	-	-	-	25	(1)	
10	1943	12	11	Near Mikurajima	5.4	4.6	0.8	15.4	43	(2)	
11	1945	1	13	Mikawa	6.8	5.9	0.9	36.6	37	(2)	
12	1946	12	22	C Kumamoto	5.0	-	-	-	10	(2)	
13	1948	12	16	Near Izu-Oshima	5.1	4.9	0.2	9.8	9	(2)	9 events
14	1952	10	27	Far off Sanriku	6.5	6.4	0.1	1.3	1.2	(1)	
15	1957	1	9	Near Izu-Oshima	4.5	4.2	0.3	1.7	1.5	(2)	
(16)	1957	5	30	Near Okusirijima	5.1	4.6	0.5	28.3	28	(2)	
17	1957	11	11	Near Niijima	6.0	5.5	0.5	10.9	7	(2)	accompanying eruption
18	1961	7	22	Near Izu-Oshima	4.6	-	-	-	0.5	(2)	
19	1962	8	26	Near Miyakejima	5.9	-	-	-	6	(5)	
20	1963	10	13	Off Iturup	8.1	6.3	1.8	17.8	16	(2)	
21	1966	4	5	Near Matsushiro	5.4	-	-	-	1.0	(1)	8 events
22	1966	8	6	Near Kozujima	4.0	-	-	-	6	(2)	
(23)	1968	9	21	N Nagano	5.3	4.0	1.3	3.7	3	(2)	
(24)	1971	2	15	Chijiwa Bay	4.6	4.2	0.4	0.4	0.7	(2)	
25	1973	11	14	Near Izu-Oshima	4.1	3.5	0.6	7.8	7	(2)	8 events
26	1974	5	3	E off Chiba	5.2	5.1	0.1	15.9	16	(2)	
27	1975	1	23	N Kumamoto	6.1	5.5	0.6	33.6	27	(1)	
28	1976	2	9	Hokkawa	3.6	1.8	1.8	6.7	7	(6)	
29	1976	6	16	E Yamanashi	5.5	4.7	0.8	2.0	1.8	(7)	8+α events
(30)	1976	8	18	Kawazu	5.4	3.0	2.4	1.4	1.5	(6)	
31	1978	1	14	Izu-Oshima-Kinkai	7.0	4.9	2.1	2.6	3	(8)	
32	1978	1	29	N Nagano	3.7	3.3	0.4	2.4	1.0	(2)	
33	1978	3	25	Near Iturup	7.3	6.7	0.6	43.3	39	(2)	8 events
34	1978	12	3	E off Izu Pen.	5.4	3.5	1.9	45.2	4	(8)	
35	1980	6	29	E off Izu Pen.	6.7	4.9	1.8	28.2	24	(8)	
36	1980	9	10	W off Miyakejima	5.6	3.9	1.7	4.1	3	(2)	
37	1982	7	23	Off Ibaraki	7.0	5.4	1.6	20.9	21	(2)	accompanying eruption
38	1983	1	20	E off Izu Pen.	4.5	3.9	0.6	37.6	38	(8)	
39	1983	5	21	E Boso Pen.	5.0	4.1	0.9	15.7	8	(2)	
40	1987	2	6	E off Fukushima	6.7	6.4	0.3	0.9	0.3	(8)	
41	1989	7	9	E off Izu Pen.	5.5	4.7	0.8	45.5	46	(8)	accompanying eruption
42	1989	10	29	E off Sanriku	6.5	6.0	0.5	2.3	2.0	(8)	

Mm and *Mf* represent the magnitude of mainshock and the largest foreshock, respectively. *Tl* and *Ta* show the duration time between the occurrence of the largest foreshock and mainshock and that between the most active time of foreshocks and the occurrence of mainshock, respectively. * (1):The original observation registers of earthquake of the Japan Meteorological Agency. (2):Suzuki(1985). (3):Omori(1914). (4):Sagisaka(1931). (5):The Volcanological Bulletin of the Japan Meteorological Agency. (6):Tsumura et al.(1977). (7):Seismological Division of JMA(1977). (8):The Seismological Bulletin of the Japan Meteorological Agency.

Table 1.4 Earthquakes preceded by no seismic lull.

(A) Nearly constant type

No	Year	Mon.	Day	Name of Earthquake	M _m *	Data from*	Remarks
1	1934	9	13	Near Yakushima	5.5	(1)	accompanying eruption
2	1972	1	14	Near Izu-Oshima	3.8	(2)	
3	1982	12	28	Near Miyakejima	6.4	(8)	
4	1983	10	3	Near Miyakejima	6.2	(5)	
5	1987	5	11	E off Izu Pen.	5.0	(8)	

* The same definition in Table 1.3.

(B) Increasing type

No	Year	Mon.	Day	Name of Earthquake	M _m *	Data from*	Remarks
1	1965	11	13	Near Torishima	6.5	(2)	accompanying eruption
2	1986	11	21	Near Izu-Oshima	5.1	(8)	
3	1986	11	22	Near Nijima	6.0	(8)	
4	1988	7	31	E off Izu Pen.	5.2	(8)	

* The same definition in Table 1.3.

Table 1.5 Unclassifiable earthquakes.

No	Year	Mon.	Day	Name of Earthquake	M _m *	Data from*	Remarks
1	1925	8	10	W Oita	4.4	(2)	
2	1942	11	7	Near Izu-Oshima	4.9	(2)	
3	1956	12	22	Near Mikurajima	6.0	(1)	
4	1965	11	6	Near Kozujima	5.6	(2)	
5	1975	9	25	Near Amamioshima	5.3	(2)	
6	1978	4	7	E off Chiba	6.1	(2)	
7	1981	1	19	Off Miyagi	7.0	(1)	

* The same definition in Table 1.3.

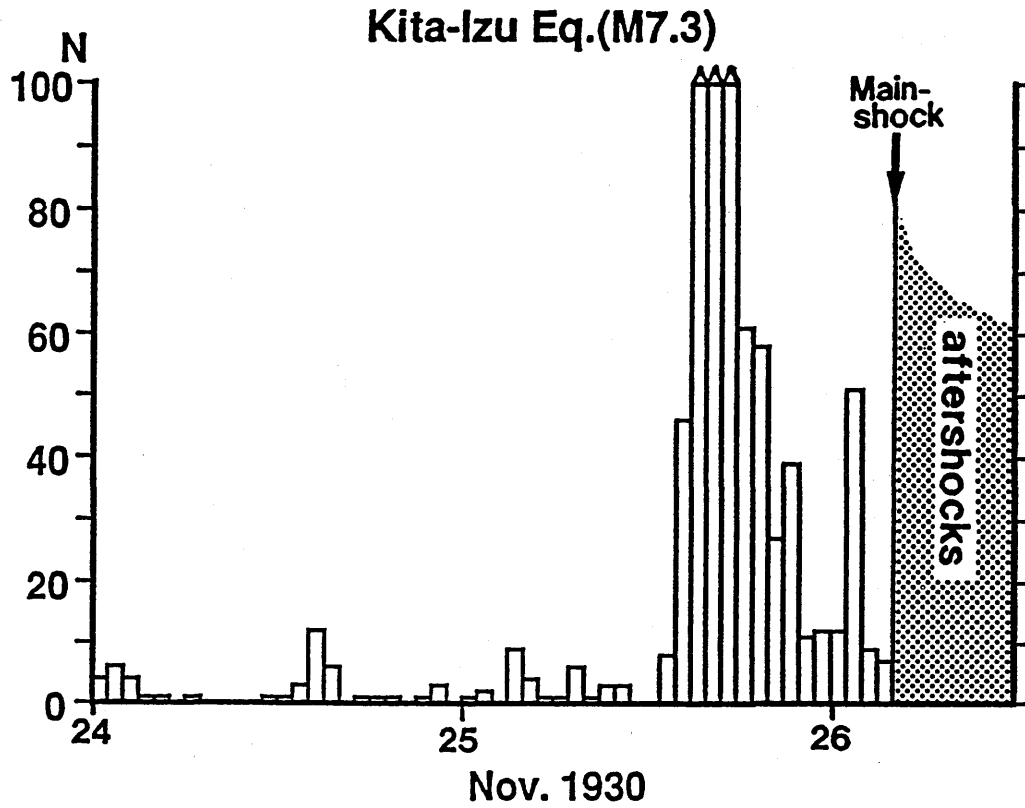


Figure 1.29 Hourly number of foreshocks observed before the 1930 Kita-Izu earthquake (M7.3).

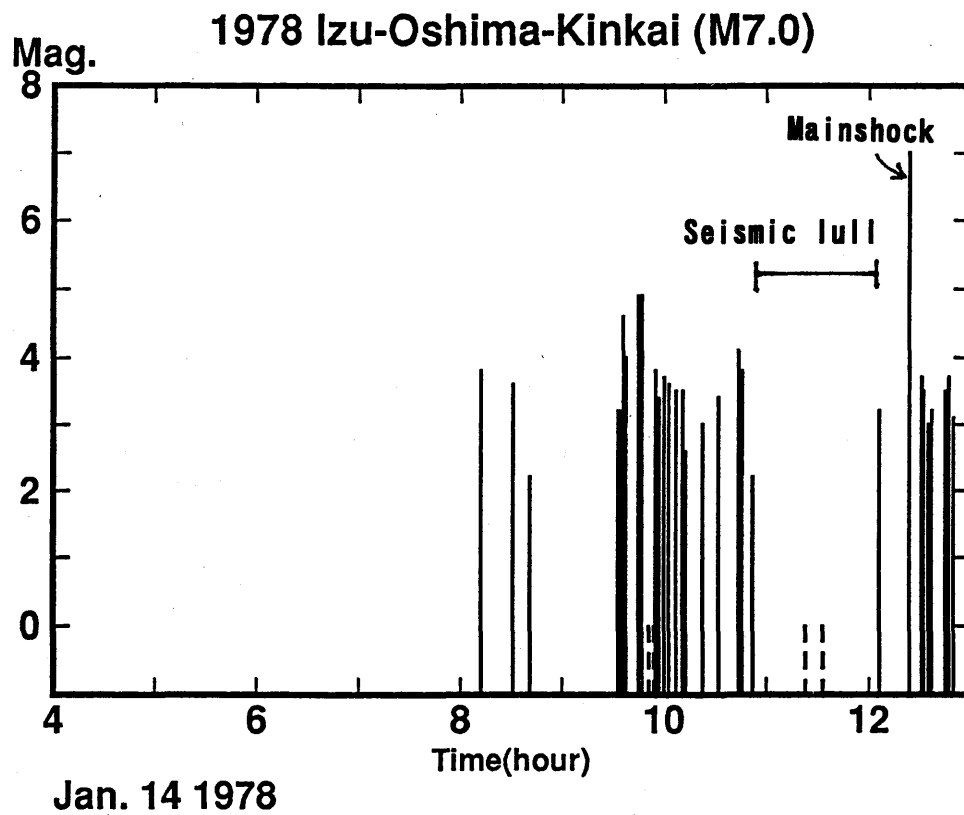


Figure 1.30 Magnitude-Time diagram for the foreshock activity before the 1978 Izu-Oshima-Kinkai earthquake (M7.0).

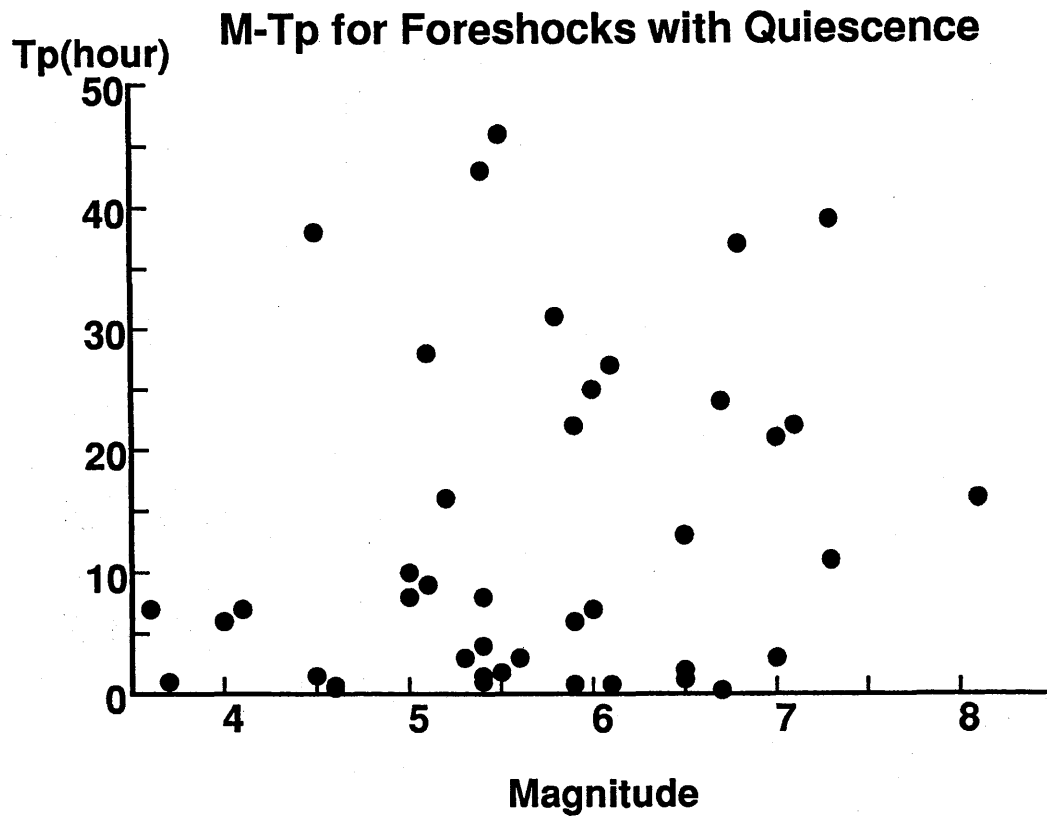


Figure 1.31 The most active times from mainshocks of foreshock activities that were followed by a quiescence before mainshocks as a function of magnitudes of the mainshocks.

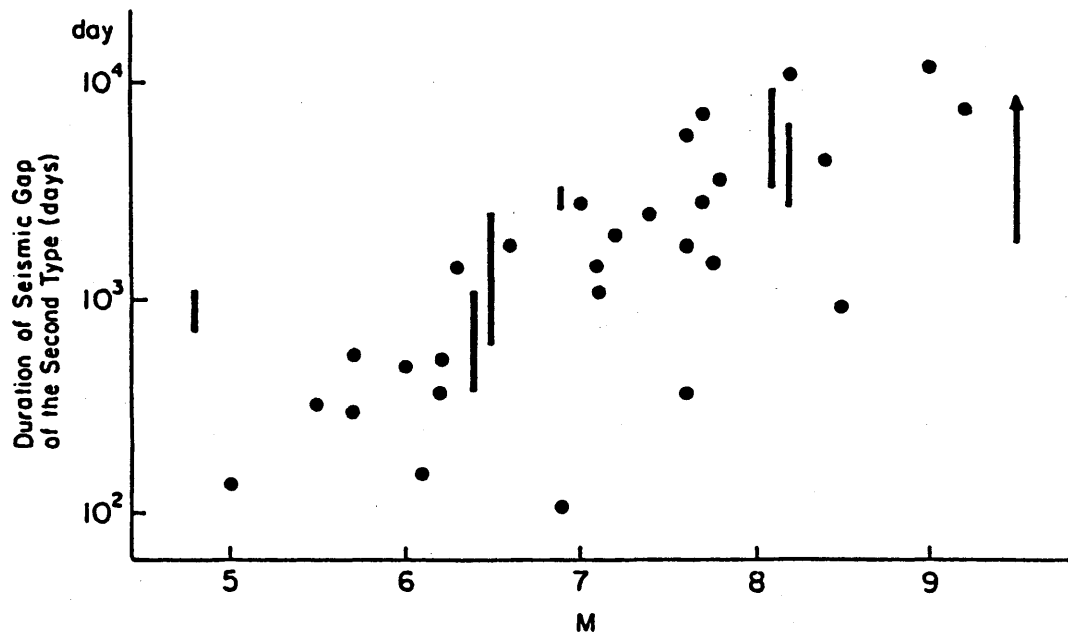


Figure 1.32 Relationship between magnitude M and duration of seismic gap of the second type. (Figure from Mogi (1985), and data mainly from Kanamori (1981).)

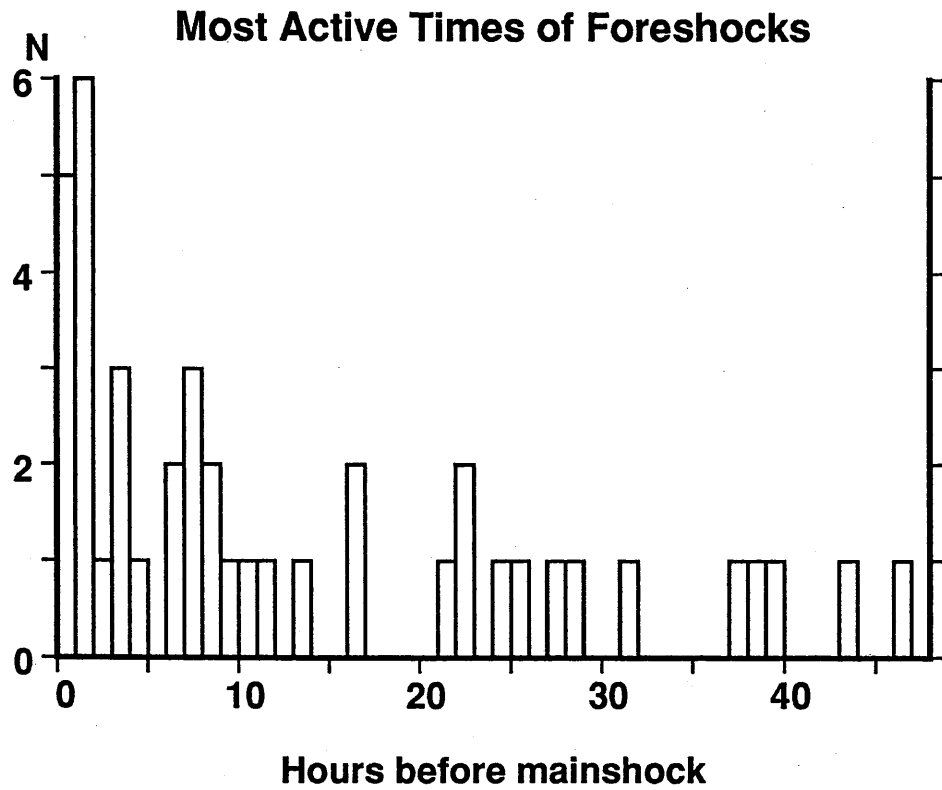


Figure 1.33 Distribution of the most active times of foreshock activities that are followed by a quiescence before mainshocks.

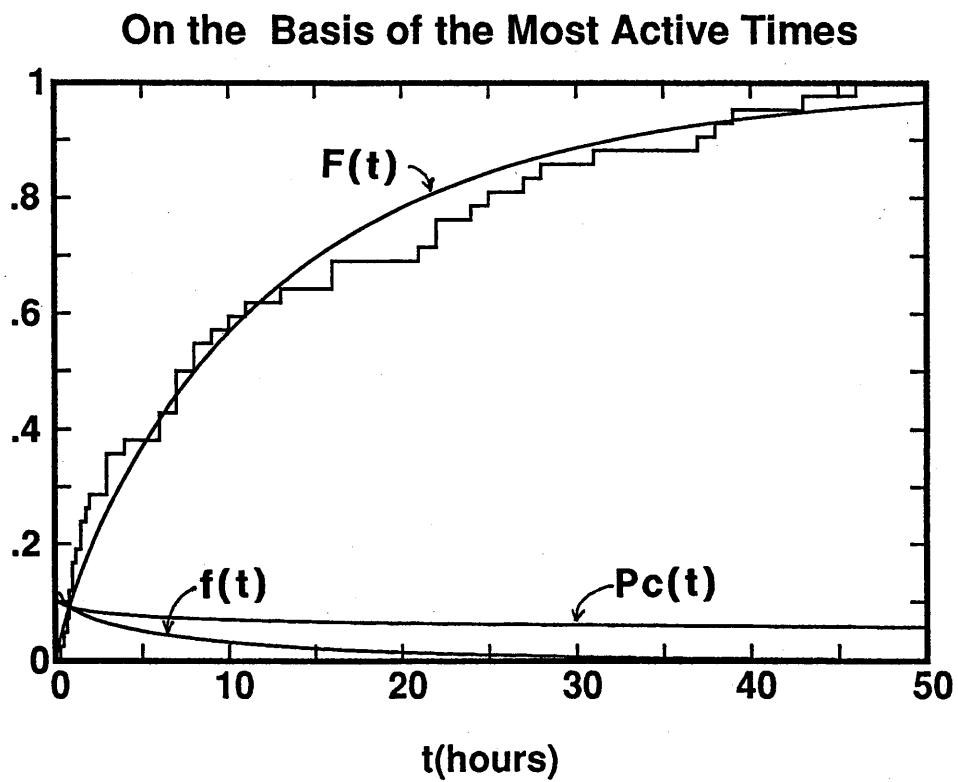


Figure 1.34 Time variations of conditional probability ($P_c(t)$) of occurrence of a mainshock during an hour at t hours after the most active time of foreshocks, probability density ($f(t)$), and cumulative probability ($F(t)$). Cumulative number of data is also plotted.

下する。しかし、もっと応力が増加すると最終的破壊を引き起こす第2のピークの近傍で再び活動が活発になり本震に至るというモデルである。このモデルは、強度分布は一様として、初期応力分布が何らかの理由で不均質になっている場合と等価であると考えられる。これらのモデルでは直前の静穏化の時間が数時間～数10時間であることを考えると分布の谷間の部分が非常に狭くならねばならず、不自然さが感じられる。とはいうものの、地殻はもともと不均質であることを考慮すると不均質性が地震発生に関与していることは間違いない。

② 応力の一時的低下モデル

岩石実験では応力を次第に高めていくと微小破壊が次第に増加するが、一時的に応力を下げると応力が元のレベルに戻るまで急激にその数が減少し、元の応力レベルを越えると再び微小破壊が急増することが知られている。これをカイザー効果というが、実際の地震のようなスケールの大きな破壊においても同じことが起こるとすれば、たとえば前震活動によって応力の一部が解放され、一時的に応力が低下することで静穏化が起こりうると考えられる (Figure 1.36参照)。火山性の地震などのように、地下のマグマ活動による影響を強く受けているような地震の場合には、マグマ活動に伴って応力が急に増減することも十分考えられる。従って火山性地震の場合にはこの理由によるものが多いかも知れない。しかし、もし、再び応力が増加し元のレベルに戻って本震が起こるとすれば、本震の直前にもう一度活発な前震活動があるはずであるが、現実にはこの直前の活動はそれほど活発ではない場合が多い。従って、このモデルで静穏化を説明するためには、応力が下がった状態でも本震が発生するメカニズムも解明される必要がある。

③ ダイラタンシーハードニングモデル

これはScholz (1973) が第2種空白域を説明するために提案したモデルであり、水が重要な役割を果たす。岩石実験によれば、最終破壊の前に多数発生する微小破壊によって岩石内に多数の亀裂が生じ体積が膨張する。また、亀裂が発生することで一時的に間隙水圧が低下し、そのため岩石に加わる有効垂直応力が高くなり結果的に岩石の強度が一時増加するというものである。これを地震活動からみると Figure 1.37 に示されるようにダイラタンシーハードニングが起こっている間は前震活動が低下することになる。Scholz は、このモデルによって Figure 1.32 のような本震のマグニチュードと静穏化の継続時間との相関関係が説明できるとしたが、直前のなごの場合にはむしろ Figure 1.31 に示したように両者に相関関係がないので、何らかのモデルの修正が必要である。

④ 滑り摩擦の変位あるいは速度依存性によるモデル

近年、岩石実験の結果などから滑り摩擦が静止摩擦から動摩擦に低下する仕方は、急激に単調減少するのではなく、変位量あるいは変位速度などに依存しながら、一旦増加した後に低下することなどが分かってきた。Cao and Aki (1984/85) はこの滑り摩擦の性質を地震の場合まで拡張することによって、地震発生を数値シミュレーションした。そ

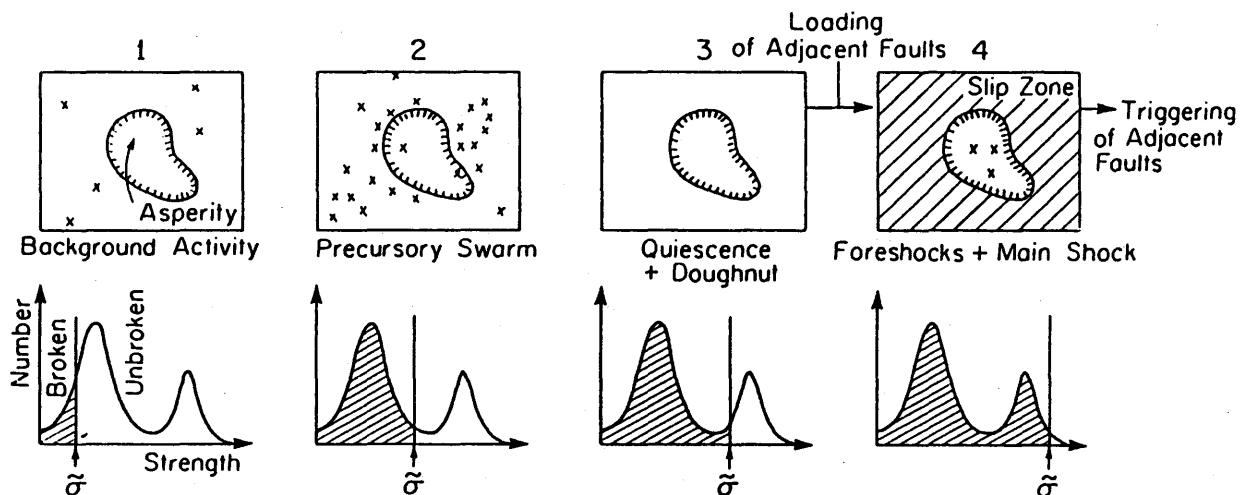


Figure 1.35 Sequence of seismicity pattern predicted by the bimodal asperity model. σ is the stress on subfaults (Kanamori, 1981).

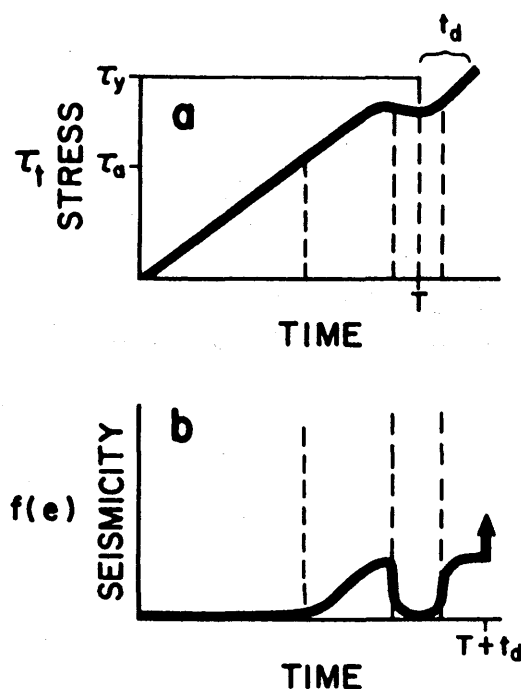


Figure 1.36 Seismicity variation (bottom) predicted by assuming a perturbation in tectonic stress (top); τ_y represents a local frictional yield stress, τ_t is the local tectonic stress, and τ_a is some critical stress at which the seismicity starts. T is the recurrence period, and t_d is the time delay from the expected recurrence time (Scholz, 1988).

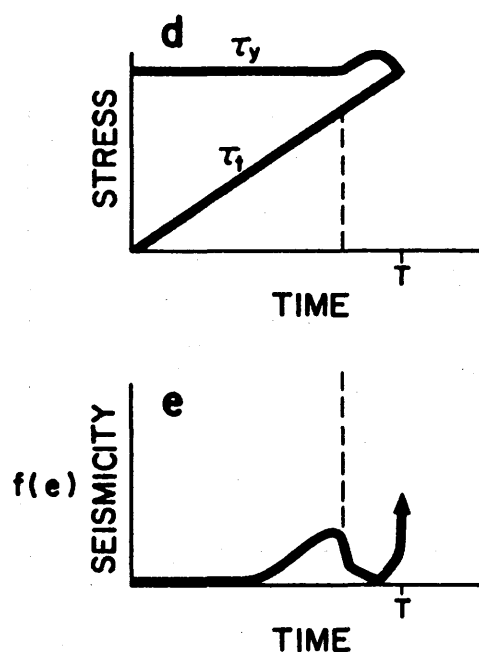


Figure 1.37 Seismicity variation (bottom) predicted by assuming a dilatancy hardening (top). The meaning of symbols is the same as in Figure 1.36 (Scholz, 1988).

の結果、①のモデルのように強度分布に2つのモードをもたせなくとも静穏化が現れることを示した (Figure 1.38)。彼らのモデルは第2種空白域を説明するためのものであるので、図から分かるように静穏化の期間が10年ほどになっているが、おそらくパラメータを適当に選ぶことによって直前の静穏化に対応した値にすることができるものと考えられる。しかし、この摩擦法則は実験室のスケールでしか確認されておらず、実際の地震にまで拡張できるかどうかは今後の課題として残っている。

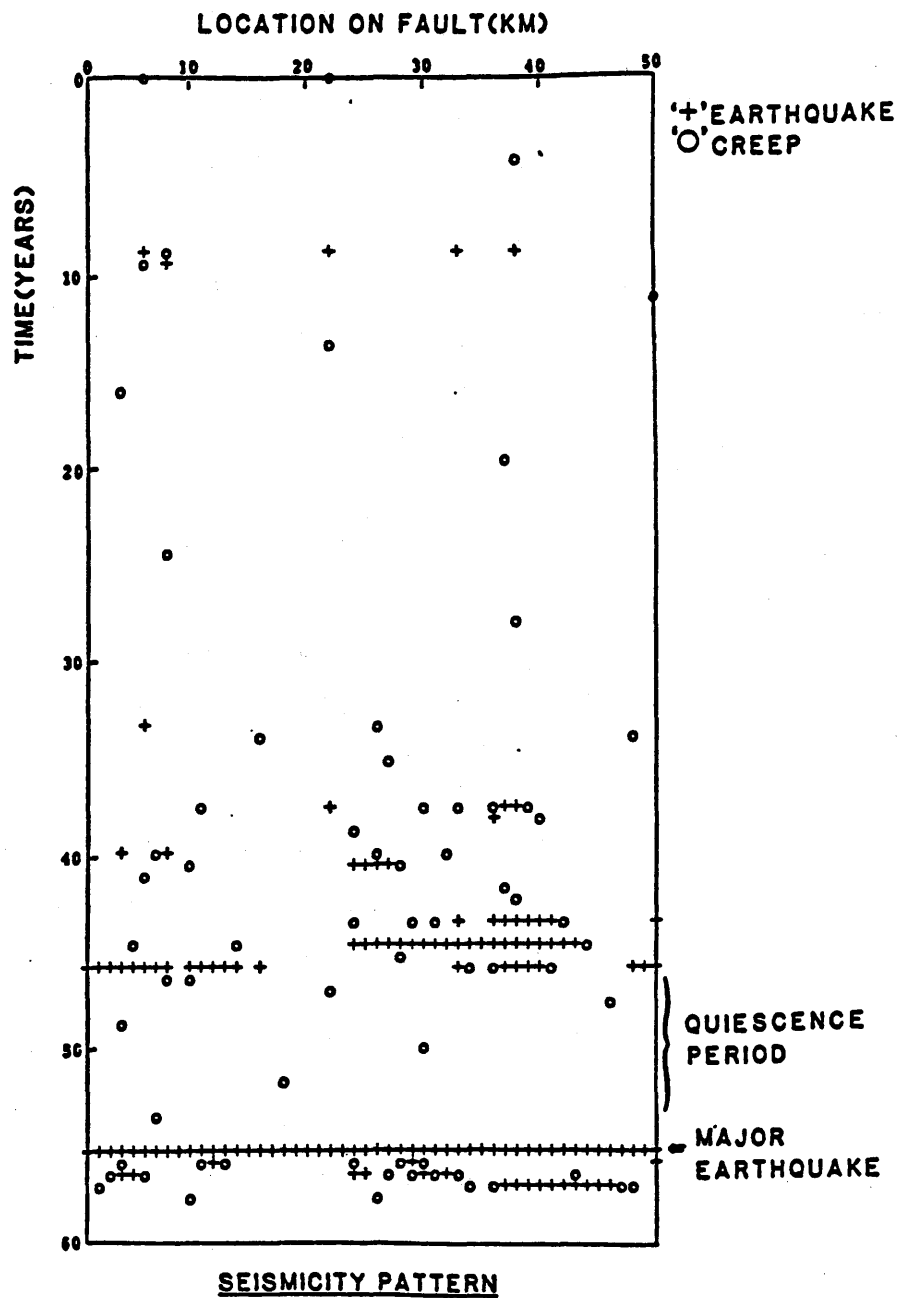


Figure 1.38 Simulated seismicity in the model with the displacement hardening-softening friction law and moderate to heavy heterogeneous fault strength distribution. The circles indicate the starting times of block creep for the particular blocks, and the pluses represent individual earthquakes (Cao and Aki, 1985).

⑤ 前震の余震活動モデル

このモデルは、前震と本震の関係を、本震は前震の余震の一つがたまたま前震より大きくなったもの、と解釈するモデルである。この考え方に立つと、前震直後における前震の余震活動の分布は、よく知られている大森の式で表されるように時間のべき乗で減少するはずであり、このことが本震前の見かけ上の静穏化を生成することになる。また、本震が前震の直接的な余震と考えなくても、前震の余震の影響は時間とともに時間のべき乗で急速に減少するので、その後本震が起これば本震までの間の活動は静穏化したように見える。

(6) まとめ

本震直前2日間の前震活動を詳しく調べたところ、本震直前には静穏化がみられる地震が70%程度あり、少数の静穏化がみられない地震は火山性か群発性の地震であった。また、静穏化がみられた地震の前震活動のピークは本震直前が多いことが分かった。静穏化のメカニズムは特定できないがいくつか考えられ、本震の発生メカニズムを考える上でも重要な意味を持つものと思われる。

(前田憲二)

参考文献

- Cao, T. and K. Aki, 1984/85 : Seismicity simulation with a mass-spring model and a displacement hardening-softening friction law, *Pure Appl. Geophys.*, **122**, 10-24.
- Jones, L. and P. Molnar, 1976 : Frequency of foreshocks, *Nature*, **262**, 677-679.
- Kanamori, H., 1981 : The nature of seismicity patterns before large earthquakes, in *Earthquake Prediction: An International Review, Maurice Ewing Ser. 4, AGU, Washington, D.C.*, 1-19.
- 気象研究所地震火山研究部, 1990 : 地震前兆現象のデータベース, 気象研究所技術報告, **26**, 329pp.
- Mogi, K., 1963 : Some discussions on aftershocks, foreshocks and earthquake swarms - the fracture of a semi-infinite body caused by an inner stress origin and its relation to the earthquake phenomena (third paper), *Bull. Earthq. Res. Inst.*, **41**, 615-658.
- 茂木清夫, 1967 : 前震・群発地震について, 地震2, **20**, 20巻記念特集号, 143-146.
- Mogi, K., 1985 : Earthquake Prediction, Academic Press, Tokyo, pp.96-103, 204.
- Omori, F., 1914, The Sakura-Jima eruptions and earthquakes, I [General account], *Bull. Imp. Earthq. Inv. Comm.*, **8**, 10 pp.
- 鷺坂清信, 1931 : 北伊豆烈震の前震, 余震と気圧との関係, 験震時報, **5**, 131-153.
- Scholz, C. H., L. R. Sykes and Y. P. Aggarwal, 1973 : Earthquake prediction: A physical basis, *Science*, **181**, 803-810.
- Scholz, C. H., 1988 : Mechanisms of seismic quiescences, *Pure Appl. Geophys.*, **126**, 701-718.
- 鈴木雄次, 1985 : 前震の記録, 自費出版, 164 pp.
- 津村建四郎・唐鎌郁夫・荻野 泉・酒井 要・高橋正義, 1977 : 伊豆半島における群発地震の観測, 地震研究所彙報, **52**, 113-140.
- Yoshida, A., 1990 : Characteristics of foreshock activities associated with large shallow intraplate earthquakes in the Japanese islands, *Pap. Met. Geophys.*, **41**, 15-32.

1.5 重ね合わせによる直前前震の時間分布

(1) はじめに

(2)節で紹介するように、本震発生前に時間スケールが数10年に及ぶ広義の長期的前震活動が次第に活発化したり、本震前の数ヶ月程度といった短期的な前震の加速的増加が観測された例がある。また、岩石破壊実験においても主破壊前の微小破壊数の加速的増加がみられる例が知られている。これらの現象の特徴は、その増加の仕方が時間の逆べき乗で近似されるような形で加速的に増えていくことであり、予測可能性を示唆する関数形であるため、本震(主破壊)の発生時刻を予測するという観点からは非常に興味深い現象である。

ここでは、本震前2日間の前震活動に焦点をあて、前震活動を重ね合わせたときに見えてくる本震直前における前震発生の統計的時間分布もまた時間の逆べき分布で近似できることを示す。本稿では逆べき分布もべき分布の一種と考え、単にべき分布と呼ぶことにする。

(2) いろいろな時空間スケールでの前震活動の加速的活発化例

1989年10月に米国西海岸で発生したロマ・プリータ地震($M7.1$)の震源を囲む約100 km×200 kmの領域内での地震活動を調べると、本震発生の50～60年前より $M5$ 以上の地震活動が加速的に活発化していたことがBufe and Varnes (1993)により指摘されている。彼らはその増加の仕方がべき分布で良く近似される点に着目し、たとえば地震発生の1年前までのデータを使って来るべき地震の発生時期と大きさのある程度予測できるとした(予測発生時=1990年, 予測 $M=6.8$) (Figure 1.39)。また、その後、Bufe *et al.* (1994)はアラスカ・アリューシャンの地震帯における長さ数100 kmに及ぶ4つの領域で、その当時から遡って10数年前より加速的に地震活動が活発になっていることを見出し、べき法則を適用して将来の地震発生を予測した。その内の1つの領域で、その後1996年6月アダック地震($M7.6$)が発生している(予測発生時=1994.1年, 予測 $M=7.8$)。山本(1998)は岩石破壊実験における微小破壊の物理的考察に基づき、最終破壊前の微小破壊の数が修正べき分布に従うと提案し、この分布を先のロマ・プリータ地震とアダック地震の場合にあてはめ、やはり本震発生時期と規模の予測がある程度可能であるとした。また、Knopoff *et al.* (1996)は米国カリフォルニア州近辺で発生した11個の $M7$ クラス以上の大地震について、10個までがその発生前の数年以内前まで $M5\sim6$ クラスの中規模の地震が震央距離数100 km以内という広い領域で非常に活発化していたと報告している。

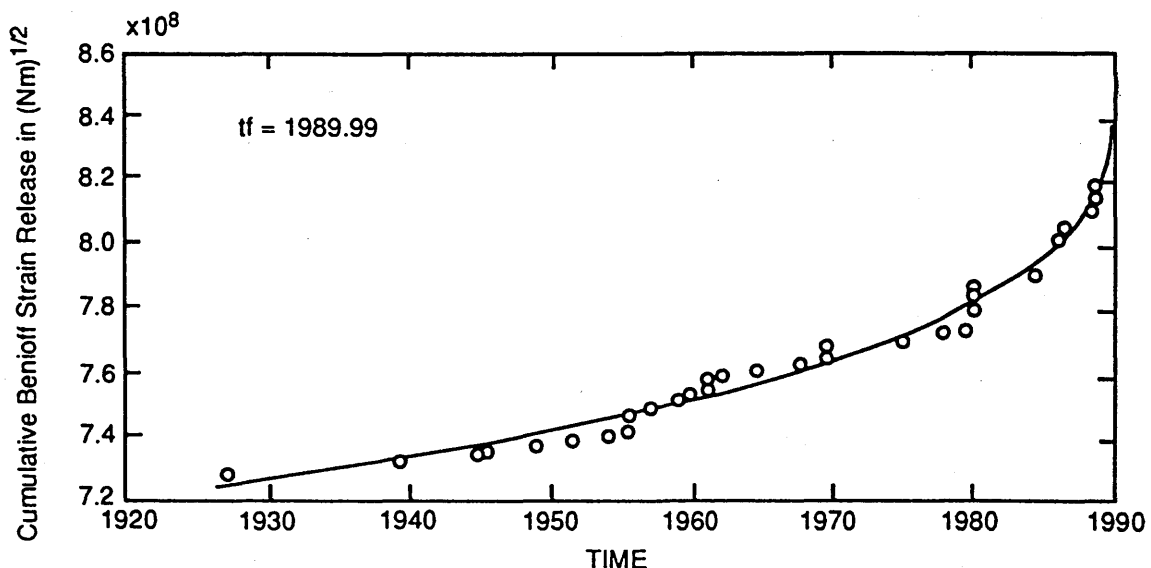


Figure 1.39 Accelerative increase of the cumulative Benioff strain of earthquakes with $M \geq 5$ within about a 100 km wide and 400 km long area in northern California observed before the 1989 Loma Prieta earthquake ($M7.1$) (Bufe and Varnes, 1993). t_f represents the expected time of a large earthquake obtained by fitting the power-law function to the data. The figure is slightly modified from the original one.

一方、1年～数ヶ月といった時間スケールで加速的に前震活動が活発化したという例はあまり報告されていないが、べき的に活動が活発化した代表的例として1993年の長野県西部の地震(M5.1)がある。この地震は、山岡・他(1993)によって報告されているようにVoight(1988)の式をあてはめることによって発生時期の予測が試みられている。Voightの式をあてはめることとべき分布をあてはめることは同等であることが分かっている(Bufe and Varnes, 1993)。ここでは、気象庁で震源が決まったすべての地震データを用い、本震から約10km以内の前震活動について、本震発生から20日前までのデータを用いてその後の活動を予測した場合の結果をFigure 1.40に示す。べき分布と指数分布の2つの関数をあてはめて予測を比較した場合、明らかにべき分布の方がその後の加速的増加の様子を良く表していることが分かる。べき分布をあてはめにより予測された本震発生時刻の最尤推定値と実際の発生時刻との差は1時間以内であり、ほとんど差はない。もっとも、本震発生時刻の推定値の標準偏差は推定時点では約50日と大きい。そのため、予測時刻の一致は偶然の可能性も大きい。本震発生の5日前までのデータを用いて推定した場合は推定値と実際の発生時刻との差はやはり1時間以内、推定値の標準偏差は約3日とさらに精度は良くなる。

ところで、もっと時空間スケールの小さい領域での例として、岩石破壊実験の例がある。吉田・他(1994)はサンドイッチ状に並べられた花崗岩ブロック資料の中央のブロックと両側のブロックとの間にせん断応力を作用させてすべり破壊を生成させる実験を行った。この実験で、彼らは最終破壊の前約5秒間までの微小破壊の積算回数データを用い、べき分布の式をあてはめることにより最終破壊の時刻を予測した(Figure 1.41)。べきの指数の値を精度良く推定できればかなりの精度で最終破壊の時刻を予測できるとしている。

以上のように、非常に幅の広い時空間スケールで本震(主破壊)の前に地震(微小破壊)活動が加速的に、また、べき分布で良く近似できる形で増加する例があることが分かる。しかし、本震の数日前といった時間スケールでは、活発な前震活動を伴う地震の例は群発地震を除き一般的にはごくまれであり、個々の前震-本震系列において、前震活動

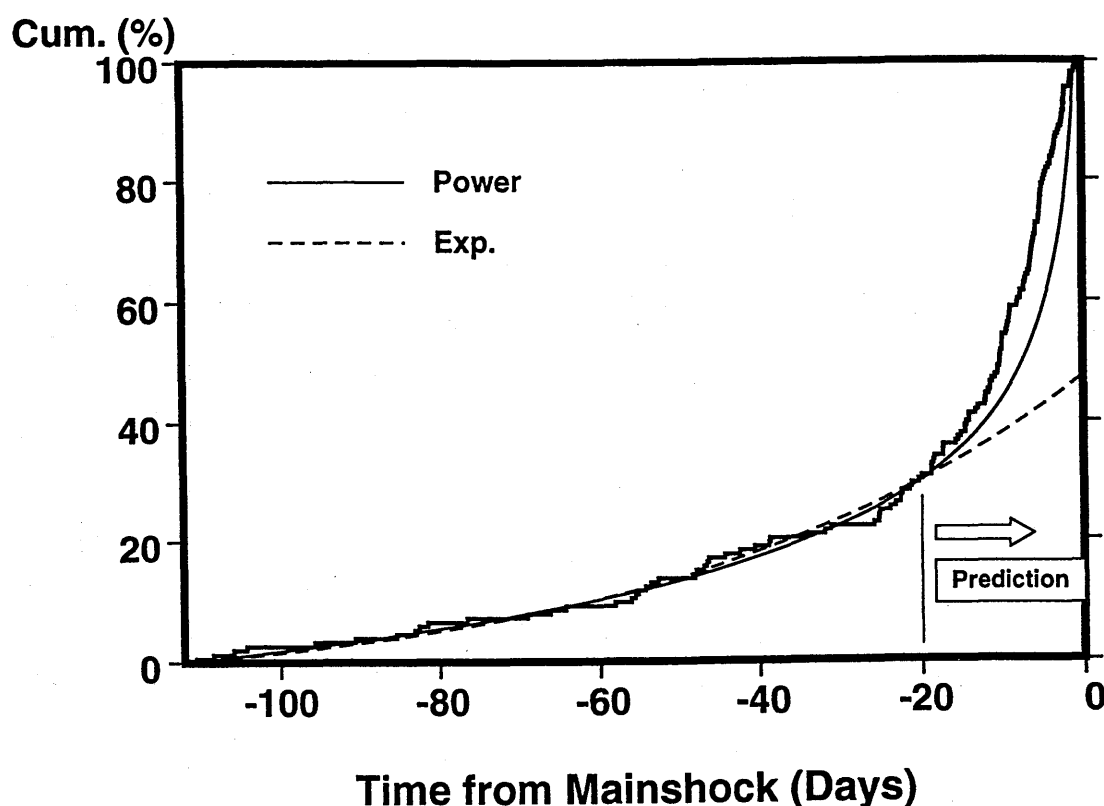


Figure 1.40 Accelerative increase of foreshocks observed before and within 10 km from the 1993 western Nagano earthquake, Japan (M5.1). Solid and broken lines represent the predicted activity by fitting the power-law and exponential functions, respectively, to the data up to 20 days before the mainshock.

が加速的に増加しているかどうかを判断するのは難しい。そこで、ここでは本震発生直前2日間の前震活動に焦点を絞り、多くの前震-本震の時空間分布を重ね合わせることによって前震の発生時間分布の統計的性質を調べた。

(3) 重ね合わせによる本震直前の前震活動の時空間分布

解析には1977年から1997年9月までの期間の気象庁震源データを用いた。まず、元のデータから余震を取り除き、残ったものからM5以上、深さ60 km以浅のものを本震として選び出した。次に、それぞれの本震について、本震発生の2日前以内に震源距離50 km以内、深さ100 km以浅で発生したM3以上の地震をその地震の直前の前震と定義し、選び出した。Figure 1.42に上記の定義により得られた本震の震央分布を、直前前震を伴った本震と伴わなかった本震に分けて示す。直前前震を伴う地震は、割合でみると三陸沖、茨城県沖、伊豆・三宅島付近、日向灘の地域が50~70%と高い値を示している。1つの本震の直前に発生する前震の数は通常多くて数個程度しかないので、ここでは、すべての前震活動は本震に対して同じ確率分布のもとに現れると仮定し、異なる本震に対する前震を重ね合わせて前震の統計的性質を抽出することにする。前震の重ね合わせを行うにあたり、特定の前震活動を強調しないようにするため、1つの本震に対して1つの代表的な前震のみを選び、その発生時間および位置を本震を原点にした時空間座標において重ね合わせた。代表的な前震としては3種類のものを定義した。1つは前震活動の中で規模が最も大きかった最大前震、2つ目は本震までの震源距離が最も近かった最近距離前震、最後は本震までの時間が最も短かった最近時間前震である。しかし、以下の議論ではどの種類の代表前震を選んでも結論には違いはないので、主に最大前震の分布のみについて述べる。重ね合わせによって得られた最大前震の本震に対する時空間分布をFigure 1.43に示す。原点がそれぞれの本震に対応している。この図から、直前の前震活動は時間的にも空間的にも本震の近傍に集中して発生していることが分かる。また、特に震源距離が約30 km以内では前震の発生が本震の発生時に近いほど急激に増加している様子が見てとれる。

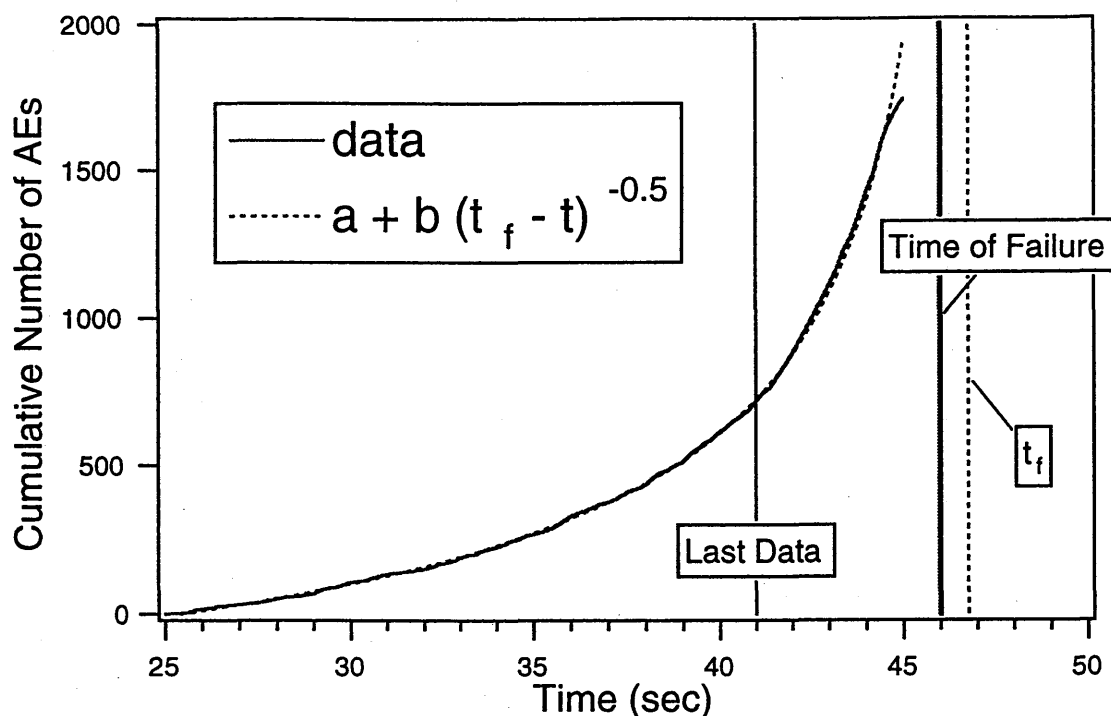


Figure 1.41 Accelerative increase of microfractures before the main rupture in a laboratory rock fracturing experiment. The broken line represents the predicted activity by fitting a power-law type of function to the data up to 5 seconds before the main rupture. The parameters a , b , and t_f are estimated by fitting the power-law function to the data, and t_f represents the expected time of failure (after Yoshida *et al.*, 1994).

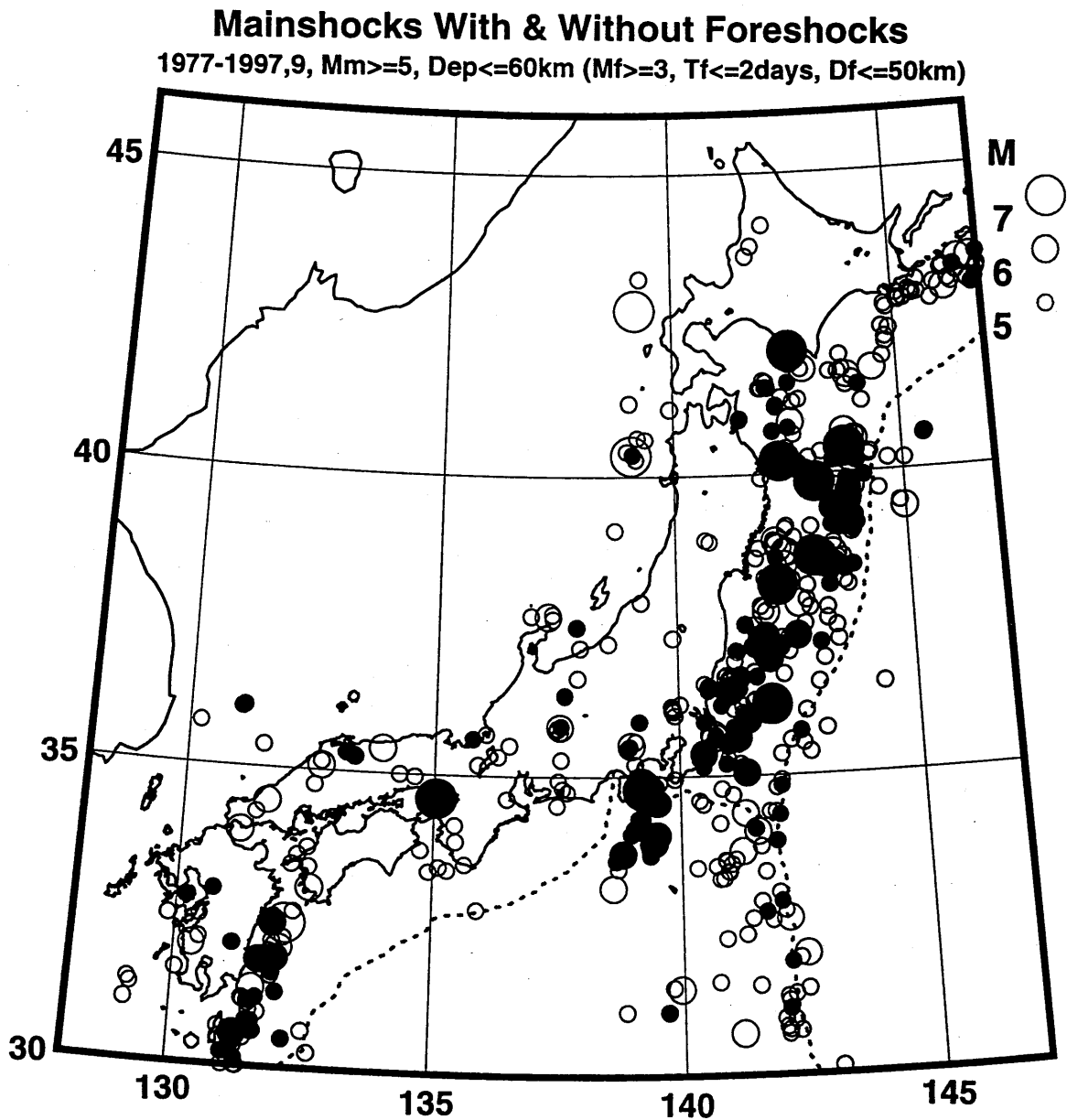


Figure 1.42 Epicentral distribution of investigated mainshocks with $M \geq 5$. Solid circles represent the mainshocks preceded by foreshock(s), and open circles indicate not preceded by foreshock(s).

(4) 直前の前震活動の時間分布はべき分布か指数分布か

本震からの距離が約30 km以内の前震の分布が本震の発生時に近いほど急速に増えている傾向が、べき分布と指数分布のどちらでより良く近似できるかを調べた。べき分布として $A1 + A2 \cdot (A3 - t)^{-A4}$ の関数形を、指数関数として $B1 + B2 \cdot \exp(B3 \cdot t)$ の関数形を用い、データに最適のパラメータ $A1 \sim A4$, $B1 \sim B3$ をそれぞれ最尤法により求めた。パラメータの推定にはUtsu(1997)による余震活動解析プログラムを使用した。重ね合わせによる最大前震の時間分布について、積算データと、べき分布と指数分布による最適曲線をFigure 1.44に示す。図から分かるように、べき曲線の方が全体としてデータに良く適合している。また、曲線のデータへの適合度を示す指標としてAIC値を計算してみると、べき分布と指数分布ではそれぞれ-191.0と-163.3となり(小さい方がより適合していることを示す)、有意にべき分布の方が適しているといえる。

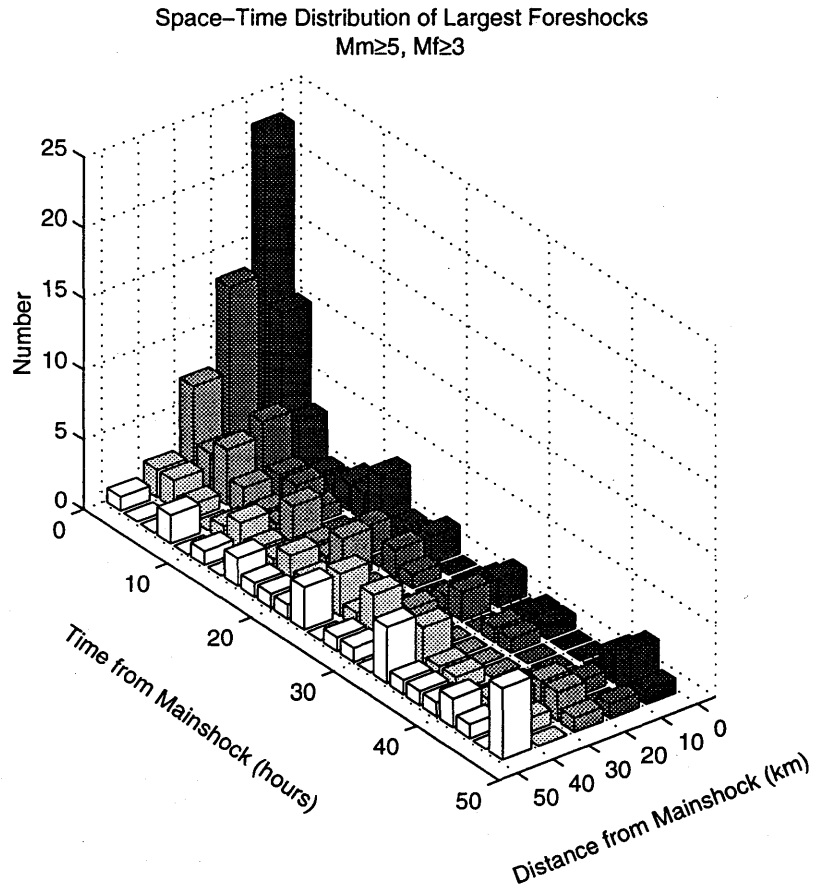


Figure 1.43 Space-time distribution of the largest foreshocks obtained by a stacking method. The origin of the axis represents the space-time location of each mainshock.

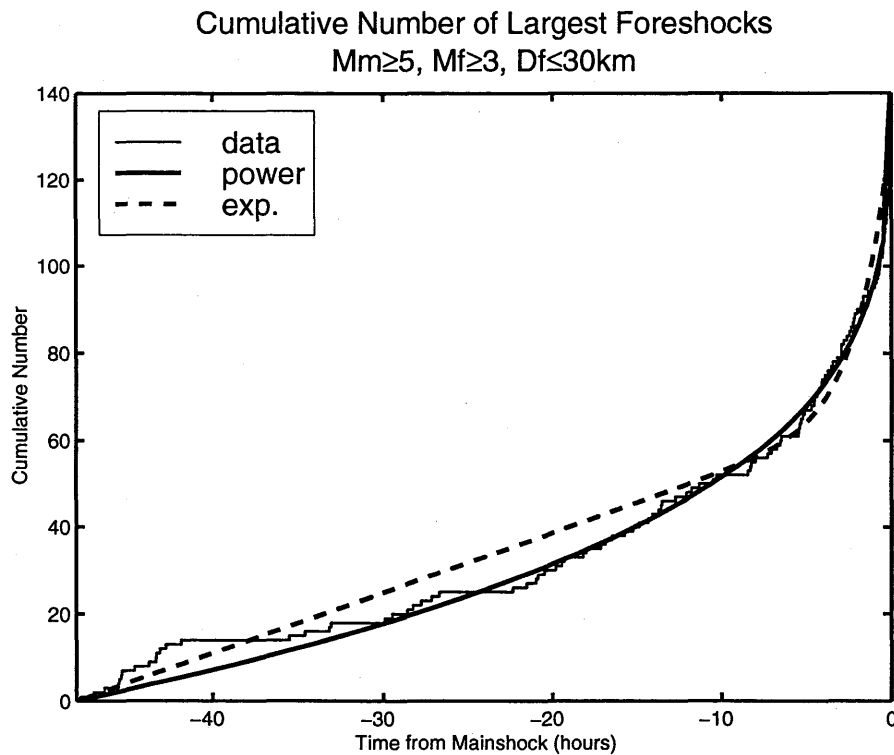


Figure 1.44 Cumulative number of the largest foreshocks within 30 km from and two days before mainshocks. Solid lines represent curves fitted by the power-law, and broken lines, by the exponential functions.

(5) 直前の前震のべき分布と余震のべき分布

前震の時間分布がなぜべき分布 (あるいはべきに類似の分布) で近似できるかについて、山本 (1998) は岩石破壊実験の結果の解釈から、有限の領域内への応力の一定速度での増加と、媒質の強度分布をべき分布と仮定することにより説明を試みている。定性的には、限られた大きさの領域に応力を一定速度でかけていくと、弱い部分から破壊が始まり、破壊された場所での保持力がなくなった分だけ、残された部分の応力が加速的に増加し、前震の数も加速的に増加するためと解釈できる。一方で、前震と本震の関係は本震と余震の関係と同等であり、余震の1つがたまたま本震より大きくなった場合に過ぎない、とする考え方がある (Jones *et al.*, 1995)。この考え方に立てば、前震の時間分布がべき分布になるのは、本震の余震分布が改良大森の式で表されるべき分布に従って時間とともに減衰するのと同じ現象を見ているからだ、ということになる。そこで、前震の時間分布と余震の時間分布が単に同じ現象を時間軸を反転させて見ているだけなのか、異なる現象を見ているのかを調べるため、それぞれのべき分布における指数の値を比べてみた。余震分布のべきの指数を求めるにあたっては、べき指数の求め方による差をなくすため、通常の前震のべき指数を求める方法ではなく、前震分布に対する方法と同じやり方で求めた。即ち、1つの本震に対して1つの代表的な余震を選び、それらを重ね合わせることで得られる時間分布に対してべきの指数を求めた。余震の代表としては前震のときと同様に、本震発生後2日以内の最大余震、最近距離余震、最近時間余震の3種を定義した。その結果、前震と余震の時間分布のべき指数の値は、最大前震と最大余震に対してはそれぞれ0.73と0.92、最近距離前震と最近距離余震に対しては0.79と1.02、最近時間前震と最近時間余震に対しては1.03と1.24とそれぞれ求まった。いずれの場合も、パラメータ値の推定誤差を考慮しても前震の方が余震より有意に小さい値を示すことが分かった。このことは、たとえ前震の余震の影響が本震発生に関与しているにしても、通常の本震と余震の関係としてだけでは前震と本震の関係は説明できないことを示している。前震分布の方が余震分布よりべき指数が小さいということは、より大きな地震が発生し得るような場の中で起きた地震の場合は、それ自身が最大地震である地震の場合に比べ、見かけ上余震の影響が長く続くことを定性的には意味する。いずれにせよ、前震の時間分布がべき分布で近似できることの明確な解釈については今後の課題であろう。

(6) まとめ

ここで得られた直前の前震活動の加速的増加傾向は、重ね合わせの結果現れる性質であり、本稿の最初で紹介したほかの例と必ずしも同様の現象を見ているものではない。また、個々の前震-本震の時系列で本震の直前に多数の前震を伴い、しかも加速的に増加する前震活動が見られる例はほとんどなく、実際の前震活動から本震の発生時刻を予測することは非常に難しい。しかし、背後にある何らかの物理的現象が統計的な意味での前震活動のべき分布を生じさせているとすれば、その物理現象を解明することにより、あるいは、前震の統計的べき分布を生じさせるもととなる震源域および周辺の広い領域での歪や応力場の時間変化を直接観測することにより、地震発生の直前予測の道が開かれるかもしれない。

(前田憲二)

参考文献

- Bufe, C. G., S. P. Nishenko, and D. J. Varnes, 1994 : Seismicity trends and potential for large earthquakes in the Alaska-Aleutian region, *Pure Appl. Geophys.*, **142**, 83-99.
- Bufe, C. G. and D. J. Varnes, 1993 : Predictive modeling of the seismic cycle of the greater San Francisco Bay region, *J. Geophys. Res.*, **98**, 9871-9883.
- Jones, L. M., R. Console, F. D. Luccio, and M. Murru, 1995 : Are foreshocks mainshocks whose aftershocks happen to be big? Evidence from California and Italy, (abstract), *EOS Trans. Am. Geophys. Union*, **76**, 388.

- Knopoff, L., T. Levshina, V. I. Keilis-Borok, and C. Mattoni, 1996 : Increased long-range intermediate-magnitude earthquake activity prior to strong earthquakes in California, *J. Geophys. Res.*, **101**, 5779-5796.
- Utsu, T., 1997 : IASPEI Software Library, IASPEI.
- Voight, B., 1988 : A Method for prediction of volcanic eruptions, *Nature*, **332**, 125-130.
- 山岡耕春・上田義弘・大井田徹・山崎文人, 1993 : 1993年4月23日長野県西部M5.1の発生時を予測させた前兆地震, 日本地震学会講演予稿集, No.2, 314.
- 山本清彦, 1998 : 岩石資料の破壊予測と地震発生の予測可能性, 地震2, **50**, 169-180.
- 吉田真吾・大中康譽・沈 林峰, 1994 : 岩石破壊実験における破壊時刻の予知, 日本地震学会講演予稿集, No.2, 23.