

余震活動確率予測の実践

塚越利光*・細野耕司*・若山晶彦*・吉川一光*
伊藤秀美**・吉田明夫**

Practice of Probabilistic Forecasting of Aftershock Activity

Toshimitsu Tsukakoshi*, Kohji Hosono*, Akihiko Wakayama*, Kazumitsu Yoshikawa*
Hidemi Ito**, and Akio Yoshida**

(Received December 20, 1999 : Accepted February 21, 2000)

Abstract

The JMA started making probabilistic forecasts of aftershock activity in 1998. The work is carried out at the Earthquake Prediction Information Division of Seismological and Volcanological Department in JMA when a maximum seismic intensity of weak 5 or larger is observed and the earthquake is a mainshock-aftershock type. Up to the present (from 1998 to March, 1999), probabilistic forecast has been issued only once for the northern Iwate Prefecture earthquake (M6.1) that occurred on September 3, 1998. We, however, determined parameters of aftershock activity (K , c and p in the modified Omori's law and b -value) necessary to calculate the probabilities for other major earthquakes as well, and used the results in monitoring activities. In the course of the work, we have found that it is not easy to obtain stable parameters immediately after the mainshock.

The following are points to which we must pay attention in calculating the probability of aftershock.

- (1) The time when we change the way of calculation that is based on the estimation of only K to the one that uses more accurate parameters should be about one day after the mainshock waiting that parameters get to be stable.
- (2) When the b -value is small, the aftershock probability becomes large. Within one day, we must take care that b -value might be calculated to be smaller than true value.
- (3) We must take an appropriate lower limit of earthquake (M_{th}) that is larger than the level of earthquake detection and is not so large lest data number should get to be too small.
- (4) Because it is known that in the vicinity of volcano, a large aftershock is apt to occur, we must take care the place where the earthquake occurs.
- (5) The activity that is accompanied by the spread of aftershock area or induced earthquakes cannot be modeled by a simple modified Omori's law. In such cases the parameters get to be unstable and the aftershock probability is evaluated to be too large or too small. So we must pay attention to the change of seismic activity.

* Earthquake Prediction Information Division, Seismological and Volcanological Department, Japan Meteorological Agency

気象庁地震火山部地震予知情報課

** Seismology and Volcanology Research Department, Meteorological Research Institute

気象研究所地震火山研究部

JMA determines the parameters that are needed in the probabilistic forecasting of aftershock activity and puts these to practical use in monitoring the change of aftershock activity. Aftershock activities of the Mie-Gifu Prefecture earthquake and the Southern Miyagi Prefecture earthquake in 1998 have been lasting anomalously long. We traced the temporal change of parameters in the modified Omori's law (especially p-value). As the result, it is recognized that in some cases of aftershock activity lasting anomalously long, p-value in a few days from the mainshock is in the contrary considerably larger than the standard one in the crust.

The most likelihood method is generally used as the method for estimating the parameters of the modified Omori's law. But the simulation shows that the (non-linear) least squares method or the Anderson-Darling method in which the one variable is reduced is equivalent to the most likelihood method.

As the clustering nature of aftershocks gets to be strong, the aftershock probability changes largely. It is found that the Anderson-Darling statistics W_n^2 can be used for one index of clustering of aftershock activity which affects the stability of aftershock probability.

§ 1 はじめに

1995年に発生した兵庫県南部地震(M7.2)を契機に、地震災害への備えを強化するため、同年7月に総理府に地震調査研究推進本部が設置された。同本部の下で地震調査委員会は全国で発生する地震のデータを収集、分析し、活動の評価を行って一般に公表している。気象庁は地震調査委員会の構成メンバーとして地震に関するデータを委員会に提供している。

兵庫県南部地震のような大きな地震が発生すると、その後多くの余震が発生する。これらの余震の中には被害を生じさせるような地震も含まれる。このような大きめの余震の発生確率を評価する手法について検討が進められ、平成10年4月8日に地震調査委員会(1998)から「余震の確率手法についての報告書」が公表された。気象庁では、従来被害を伴うような地震が発生し余震活動が観測されている場合には、余震の発生域及び発生の減衰状況など、余震に関する情報を従来から防災支援のための情報(以下「防災情報」という)として発表してきた。今回この報告書を受けて、新たに余震発生の確率予測に関する情報をこれに加えることとした。

現在、気象庁が余震確率予測のための計算作業を開始する基準は震度5弱以上を観測した場合となっている。地震発生の数時間後に本震-余震型であると見極めがついた場合、約1日後には余震の発生確率を含む情報が発表されることになる(第1表)。1998年以降で実際に情報を発表したケースは、同年9月3日の岩手県内陸北部の地震

(M6.1)のみである。ただ、この地震以外についても、気象庁では余震活動の確率予測に必要なパラメータ(改良大森公式のK, c, pとb値)(§2の脚注1)参照)を決定し、その後の活動の推移と比較して監視に活用した。その過程で、これらのパラメータを本震発生直後に安定的に求めるのは容易ではなく、いくつか注意すべき点があることがわかった。ここでは、岩手県北部の地震、およびその後活動が異常に長引いているいくつかの地震の余震活動についてその特徴を紹介すると共に、パラメータ決定上の問題点などについて検討した結果を述べる。

§ 2 予測作業の流れ

余震の確率評価手法を活用して得られる有用な情報内容としては、①ある時点以後3日以内に、被害を拡大させる可能性のあるような規模(M)の余震が発生する確率、②有感となる余震の発生頻度の見込や、有感となる余震の発生頻度が1日当たり1回程度になる時期の目安などがある。被害を伴う規模の余震が発生する確率についての気象庁における解析・計算作業は、被害を伴う可能性の高い震度5弱以上が観測された地震が発生し、かつその後の活動が後述のように本震-余震型であると見極めがついた時点で開始することになっており、その成果は防災情報に適宜取り込まれ発表される。また、その地震活動が生じた地域を管轄する気象台からは、この防災情報が都道府県の防災機関に提供される。

本震発生後1日以内の段階では余震の震源決定が十分

Table 1 Work flow for probabilistic forecasts of aftershock activity at JMA.

This table shows the work flow for probabilistic forecasting of aftershock activity when a maximum seismic intensity of weak 5 or larger is observed.

気象庁における余震の予測作業の流れ

時間経過	作業内容	余震確率モデルのパラメータ 改良大森公式(K, c, p) / b値	
① 地震発生直後 (震度5弱程度以上)	まだ余震の状況は正確に把握できない。過去における類似の地震についての検索を行う。	1) 地震回数の自動計数開始 (トリガー時刻取り込み) 2) 震源計算実行 (ルーチン処理)	
② 数時間後	「本震-余震型」であることを確認し、余震域を把握し、余震の状況を必要に応じて発表する。		
③ 約1日後	観測結果から余震の確率の計算に必要なパラメータが求まり、今後3日間程度の余震の確率を計算し情報発表に活用する。	1) のトリガー時刻を使用してKのみ計算 c, pは標準値 (内陸/海域)	b値は標準値 (≒1.0)
④ 地震調査委員会開催時	地震調査委員会に、総合的評価のもとになる資料を提供する。		
⑤ 3日後以降	計算に必要な精度の良いパラメータが次々に求まる。余震確率と余震回数の予測を活用した情報を必要に応じて発表する。	2) の震源要素から K, c, pを計算	2) の震源要素からb値を計算

に追いついていけないので、活動度の推定には本震から適当な距離のところに地震計の記録から一定の振幅以上の地震の回数か、処理装置によってトリガーされた時刻を用いて改良大森公式のK値のみ計算 (p, cおよびb値は標準値を使用) することになっている^{*1)}。p, cおよびb値の標準値としては、日本周辺で発生した地震の全体、および地域別 (地殻内、プレート境界) に求めた余震パラメータの中央値 (松浦,1993) を使用し、本震が発生した地域に応じて選択される。

その後、およそ1日後に十分な震源要素が得られた段階ですべてのパラメータを決定してより精密に余震確率を計算する。気象庁における具体的な作業の流れを第1表に示す。

* 1) 余震の確率計算に必要なパラメータと余震確率の式
・ K, c, pは改良大森公式のパラメータである。
改良大森公式 (宇津,1957, Utsu,1961) によると単位時間当たりの余震数 $\nu(t)$ は

$$\nu(t) = \frac{K}{(t+c)^p} \quad (1)$$

ここでtは本震発生時を起点とした経過時間である。通常tの単位と (1) の単位時間としては日がとられ、以下の計算でも日を単位にしてある。

・ bはGutenberg-Richterの式

$$\log n(M) = a - bM \quad (2)$$

の直線の負の傾きを示し、b値と呼ばれる。ただし、地震の規模MがMからM+dMの間にある余震数を $n(M)dM$ とする。

・ M_{th}は計算に使用する余震のマグニチュードの下限である。もれなく観測されている地震の下限 (M_{low}) に等しいか、それより大きくなければならない (M_{th} ≥ M_{low})。余震の発生を非定常ポアソン過程であると仮定して、Gutenberg-Richterの式と改良大森公式とを組み合わせると、本震後の経過時間t₁からt₂までの間にM以上の余震が発生する確率Qは、以上のパラメータを用い、 $\beta = b \ln 10$ とにおいて、

$$Q = 1 - \exp\{-N(t_1, t_2)\} \quad (3)$$

となる。ここで $N(t_1, t_2)$ は t_1 から t_2 までの間に発生する M 以上の余震の予測回数で、

$$N(t_1, t_2) = K \exp\{-\beta(M - M_u)\} A(t_1, t_2) \quad (4)$$

$$A(t_1, t_2) = \frac{1}{1-p} \left\{ \frac{1}{(t_2+c)^{p-1}} - \frac{1}{(t_1+c)^{p-1}} \right\} \quad (p \neq 1)$$

$$A(t_1, t_2) = \ln(t_2+c) - \ln(t_1+c) \quad (p = 1)$$

である。

震度5弱以上を観測した地震の発生後数時間以内に、気象庁の担当者は、次のような経験確率^{*2)}の計算結果、地震活動の状況、改良大森公式への適合度、発生場所の特殊性などを考慮した上で、本震-余震型であるかどうかを見極める作業を行う（地震調査研究推進本部地震調査委員会（1998）参照）。

1) 最初の地震が前震である経験確率

最初の地震の規模、地域、M6クラスの内地震が10年以内に発生しているか否か、最近1ヶ月以内に徐々に大きな地震が発生しているか否かを条件にして、1926年～1995年の気象庁震源データに基づいて最初の地震が前震である経験確率を算出する。

2) 最初の地震が本震であるとしたとき、被害を伴う規模の余震を伴う経験確率

最初の地震の規模、地域を条件に1926-1995年の気象庁震源データに基づいて、最初の地震が本震であるとしたとき、被害を伴う規模（場合により異なるが、おおよそM5以上）の余震を伴う経験確率を算出する。

3) 最初の地震発生後数時間の地震活動

最初の地震を本震とし、標準値を用いた余震活動（規模別地震数に基づく）と比較して、異常に活発、あるいは異常に静穏でないかどうか。

4) 改良大森公式に従って地震回数が減衰しているか

改良大森公式によるモデリング（ K 、 c 、 p 、 b すべて標準値、もしくは K のみ推定）の適合度を調べる。

5) 地震学的あるいは地質学的に危険度を高めるかもしれないという要因

震源域が地震空白域、危険を指摘されている活断層などの近傍にあるか、

などを検討する。その結果、前震である経験確率が20%を越えた場合、大森公式への適合性が著しく悪い場合、地震活動が異常に低調な場合などは、現在の基準では本震-余震型とは見なさない。また、本震-余震型と見なした場合でも、例えば前震の経験確率が10%を越えていれば、情報文の中で、「(今より)大きな地震が発生する可能性もある」などの表現で注意を喚起することになっている。

余震観測の具体的な作業は、次のようになる。まず震央から適当な距離にある観測点を選別し、コンピュータで地震回数の自動計数を開始する。次に過去地震のデータベース検索プログラムによって、前震の可能性、発生した地震と同規模の地震の後にどのような規模の余震が発生しているか、また震源が以下に述べるような特別な領域に含まれるか否かなどについて半自動的検索を行う。上記1)、2)の確率はこの過程で計算される。本震が三陸沖や択捉沖など、地震が続発する傾向のある地域、あるいは火山と隣接したところで発生している場合には、本震に近い規模の余震が発生する可能性も無視できないので、情報文の中でそのような可能性について注意を喚起する。地震発生後半日経過すれば、前記の基準に基づき、余震発生回数の時間的変化からその活動が本震-余震型であるかどうかの判断が概ねできると考えられる。本震-余震型と判断された場合は、その後さらに蓄積したデータを用いて余震の発生確率が計算され、例えば「今後3日以内にM5.0以上の余震の発生する確率は20%」という形で発表される。

なお、余震の発生確率を計算する手法については細野・吉田（1992）や地震調査委員会の「余震の確率手法についての報告書」（1998）を参照されたい。

§ 3 最近発生した地震に伴った余震の解析例

最近1年間（1998年4月から1999年3月まで）に余震活動のパラメータ（ K 、 c 、 p および b 値）を計算した主な地震の震央分布を第1図に示す（図中の番号は第2表の地震番号に対応する）。この中で余震確率の計算を開始する条件の1つである震度5弱以上を観測した地震は、1998年8月12日の長野・岐阜県境付近の地震（M4.7、震度5弱）、1998年9月3日の岩手県内陸北部の地震（M

* 2) 経験に基づいて求めたある事象が起きる確率のことである。例えば過去の気象資料に基づいて、10月10日など特定の日に晴れであった確率を計算すれば、それは経験確率である。

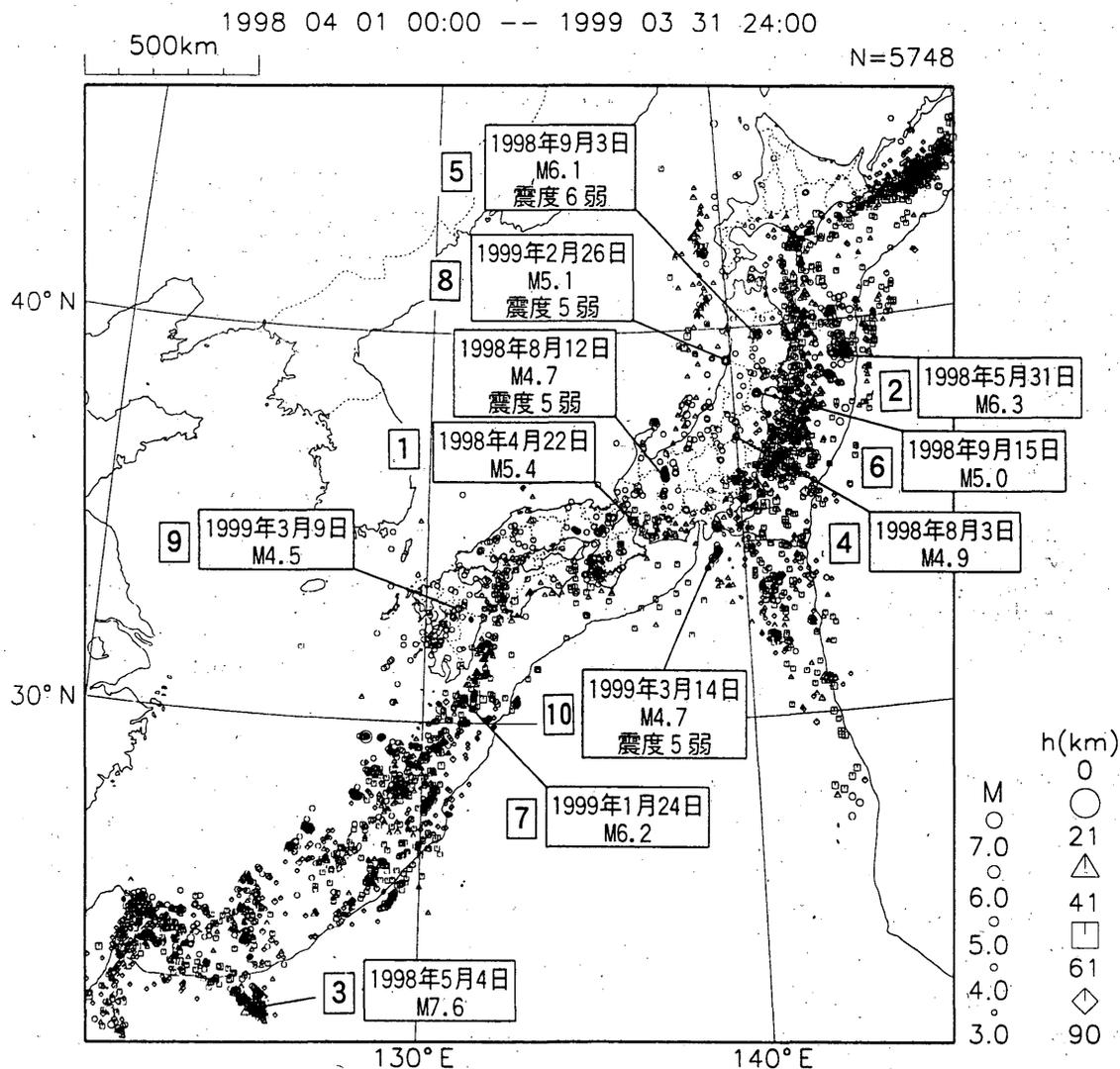


Fig.1 Epicentral distribution of earthquakes whose aftershock parameters (K, c, p and b-value) have been determined. The number in this figure corresponds to the earthquake number in Table 2.

6.1, 震度6弱), 1999年2月26日の秋田県沿岸南部の地震 (M5.1, 震度5弱), 1999年3月14日の新島・神津島近海の地震 (M4.7, 震度5弱) の4個である。このうち、1998年9月に発生した岩手県内陸北部の地震の際に、初めて余震確率を取り入れた地震情報が発表された。1998年8月の長野・岐阜県境付近の活動および1999年3月の新島・神津島近海の地震は、群発的活動が続く中で発生した他の地震より規模の大きい地震であったため群発地震型と判断され、また1999年2月26日の秋田県沿岸南部の地震は本震-余震型と判断されたが、規模が小さかったため余震確率発表の対象とはならなかった。第2表に解析を行ったすべての余震活動のパラメータをまとめて示してある。ここでb値は改良犬森公式のモデル適用期間

に発生した余震に対し、最尤法により求めている (宇津,1965, Aki,1965)。

次に、主な余震活動について解析の実例を示す。このうち、実際に余震確率を含む情報を発表した1998年9月3日の岩手県北部の地震について初めに詳しく述べる。

§ 3-1 岩手県北部の地震

1998年9月3日に岩手山の南西約10kmでM6.1の地震が発生し、雫石町長山で震度6弱を観測するとともに、岩手県北部で軽傷者9名と道路破損などの被害があった。この地震の震源の深さは約10km、メカニズムは陸域地殻内の逆断層タイプで、本震直後(12分後)に最大余震(M3.9)が発生している(第2図)。半日後には典型的な

Table 2 Parameters of aftershock activities.

No. is the earthquake number, M is the earthquake magnitude, M_{th} is the lower limit of aftershock magnitude. K , c , p are parameters of the modified Omori's law and b is b -value. α is the indicator for aftershock activity that is defined by equation (5). The unit of time in the modified Omori's law is day.

余震のパラメータ一覧表 [1998年4月～1999年3月]

No.	震央地名	本震年月日時分	M	M_{th}	K	c	p	b	α	モデル作成期間(データ数)
1	三重・岐阜県境	1998/04/22 20:32	5.4	2.0	15.360	0.008	0.880	0.95	-2.04	1998/04/22 21:00～/07/29 17:58 (158)
2	千葉県南部	1998/05/16 03:45	4.8	2.0	10.920	0.195	1.092	0.89	-1.45	1998/05/16 03:45～/06/28 02:34 (55)
	三陸沖	1998/05/31 03:18	6.3	2.8	10.993 163.818	0.146 1.508	1.232 3.216	0.68	-1.34	1998/05/31 04:00～/06/29 00:11 (81) T2 /06/01 10:21
	千葉県東方沖	1998/06/14 22:17	5.6	2.2	2.605	0.016	0.779	1.06	-3.19	1998/06/14 22:17～/06/30 22:20 (18)
	奄美大島近海	1998/06/22 16:07	5.1	2.0	6.264	0.0	0.623	0.71	-1.40	1998/06/22 17:00～/07/19/ 22:10 (59)
	三重・奈良県境	1998/06/23 22:54	4.2	1.7	10.809	0.299	0.988	0.83	-1.04	1998/06/23 23:00～/07/15 23:59 (48)
3	石垣島南方沖	1998/05/04 08:30	7.7	3.5	9.524	0.013	0.807	1.09	-3.60	1998/05/05 00:00～/06/30 13:37 (84)
	長野県北部	1998/07/01 02:22	4.7	1.3	3.818	0.0	0.932	1.3	-3.84	1998/07/01 02:25～/08/01 00:00 (34)
4	福島・栃木県境	1998/08/03 20:09	4.9	1.5	26.650 1.192	0.046 0.001	1.285 0.987	0.96	-1.84	1998/08/03 21:00～/08/27 15:43 (211) T2 /08/16 01:56
5	岩手県内陸北部	1998/09/03 16:58	6.1	1.8	14.194	0.029	1.221	0.81	-2.33	1998/09/03 16:58～/12/01 00:00 (117)
6	宮城県南部	1998/09/15 16:24	5.0	1.8	28.482	0.007	0.938	0.81	-1.14	1998/09/15 16:24～1999/03/01 15:30 (295)
7	種子島近海	1999/01/24 09:37	6.2	2.3	19.008	0.011	1.069	1.27	-3.67	1999/01/24 09:40～/02/08 23:36 (144)
	長野県中部	1999/01/28 10:25	4.7	1.3	4.957	0.025	1.353	0.63	-1.45	1999/01/28 10:28～/02/04 00:00 (42)
8	秋田県沿岸南部	1999/02/26 14:18	5.1	2.0	3.009	0.000	0.825	(0.64)	-1.50	1999/02/26 14:18～/03/08 19:17 (21)
9	熊本県阿蘇地方	1999/03/09 12:53	4.5	1.5	17.613	0.005	0.951	1.23	-2.44	1999/03/09 12:56～/03/17 02:16 (115)
10	神津島付近	1999/03/14 09:04	4.7	-2.2	5.580	0.126	2.384	0.98	-1.70	1999/03/14 09:05～/03/15 07:35 (68)

注) K , c , p が 2 段になっているのは、改良大森公式の 2 段モデルを示す。T2 は 2 段目の開始時刻である。

() 付きの b 値は余震数が少ないため、精度が良くない。

本震一余震型と判断され、後述のように余震確率の計算が行われた。その後約3ヶ月の期間で見直しても典型的な本震一余震型で、このタイプの余震活動の良い解析例の一つである。この期間で計算した p 値は 1.22 で地殻内地震の標準値 (1.12) (松浦,1993) に近かった。また余震活動の相対的活発さを示す指標として、次の (5) 式で定義される α がよく使われる (Reasenber and Jones,1989 など) が、この地震では $\alpha = -2.33$ で地殻内地震の標準値 (-2.36) (松浦,1993) とほぼ一致し、余震活動の活発さは内陸の地震としてはごく標準的であった (第2表)。

$$\alpha = \log K - b(M_0 - M_{th}) \quad (5)$$

ここで M_0 は本震の M である。

岩手県北部の地震はそれほど大きな被害を伴ったわけではないが、余震確率を入れて地震情報を発表した初のケースでもあり、この余震活動を例にして本震直後の余震の確率予測に関わる問題について見てみる。

余震確率を計算する作業手順 (第1表) により、本震の震源近くに適当な観測点を選択し、その地震計の波形出力のトリガーレベルを適当に設定して、本震発生後の30分後にはプログラムによる自動的な地震のトリガーを開始した (波形記録は24時間前まで表示できるので、本震

からのトリガー記録を得ることができる)。観測成分として岩手葛巻 (震央距離は約44km) の速度上下動を使用した。また連続記録をチェックして自動で得られたトリガーからノイズや別の地域で発生した地震によるトリガーを除いた。

地震回数の計数作業と並行して、過去地震のデータベース検索プログラムによる計算を行った。その結果は、この地震が内陸地震として前震である経験確率は10%、本震に近い規模の余震 (本震との規模差が1以下) が発生する経験確率は30%であった。また、今回の地震は第四紀火山から20km以内に位置し、本震と同程度の余震を伴う経験確率は10%だった。火山に近いことから、今回の地震が特異な性格を持つのではないかと懸念されたが、約半日後には地震回数の減衰が標準値を用いた改良大森公式に概ね合致することが確認され (第3図 a)、今回の活動が本震一余震型である可能性が高いと推定された。

岩手葛巻の地震トリガー時刻 ($M \geq 2.5$ 相当) を用いて、本震のおよそ12時間後に、 K のみ推定する方法で推定した改良大森公式による地震回数積算曲線、および各時点でその後3日以内に $M5.0$ 以上の余震が発生する確率が時間経過とともにどう変わるかを第3図 (a), (b) に示した。 K のみ推定する方法のため、近似の精度が落ちていること、また余震の推定積算回数がモデル適用期間

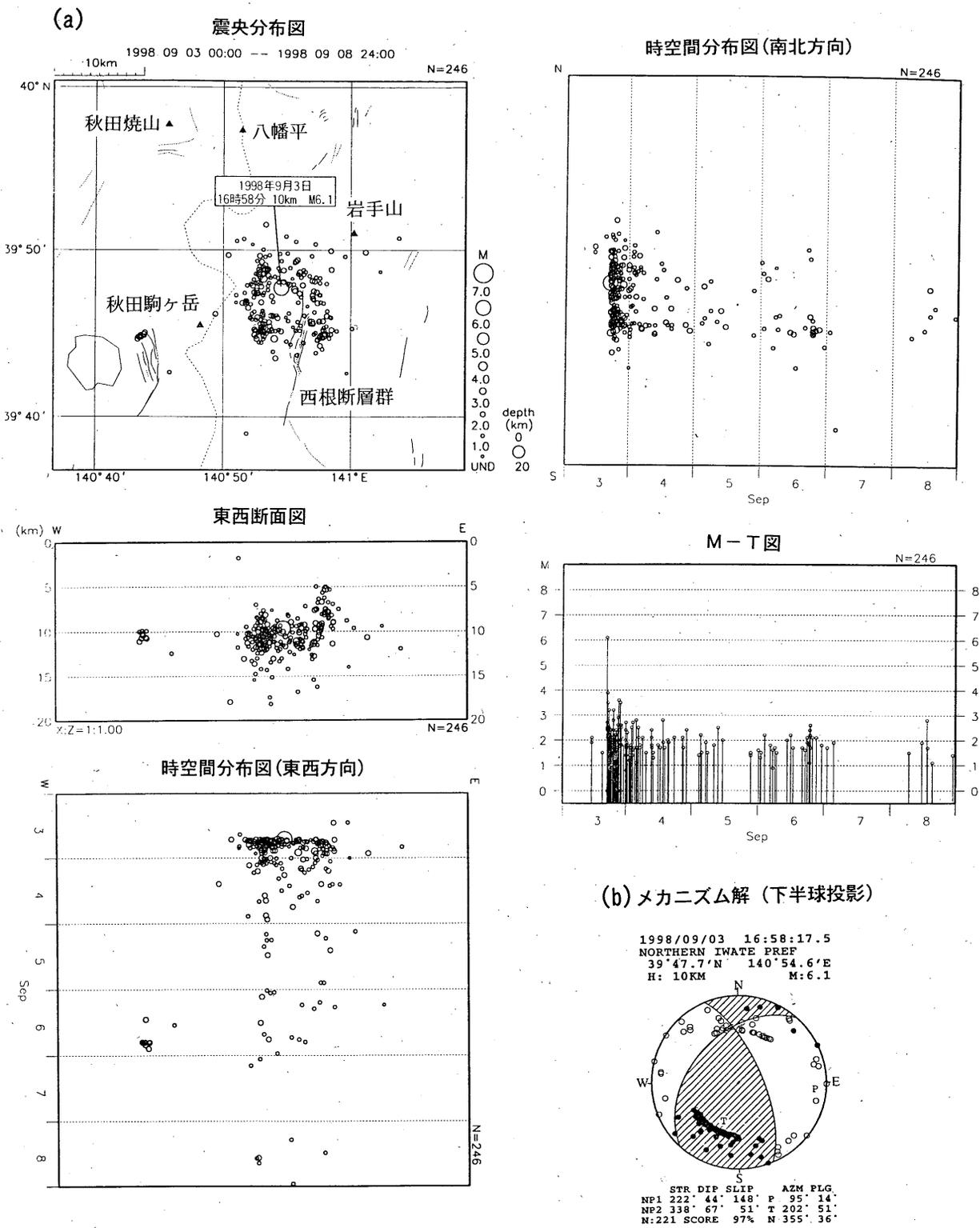
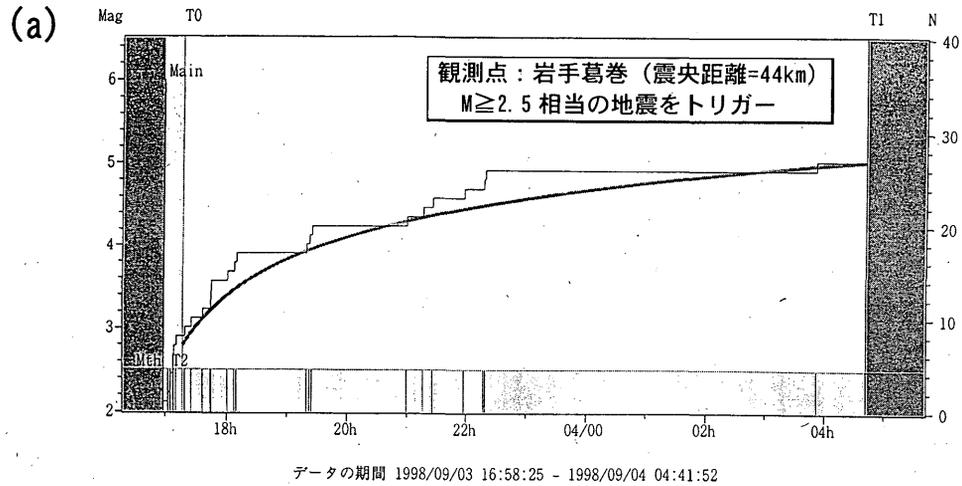


Fig.2 Seismic activity of the northern Iwate Prefecture earthquake (M6.1 on September 3, 1998).

(a) Seismic activity from September 3 to September 8, 1998.

(b) Focal mechanism solution of the mainshock.



モデル: 大森0
 本震: 1998/09/03 16:58:25
 T0: 1998/09/03 17:16:39
 T1: 1998/09/04 04:41:52

K = 5.6
 c = 0.019 (標準値)
 p = 1.12 (標準値)

(b) 確率(%) 3日以内にM5.0以上の余震が発生する確率

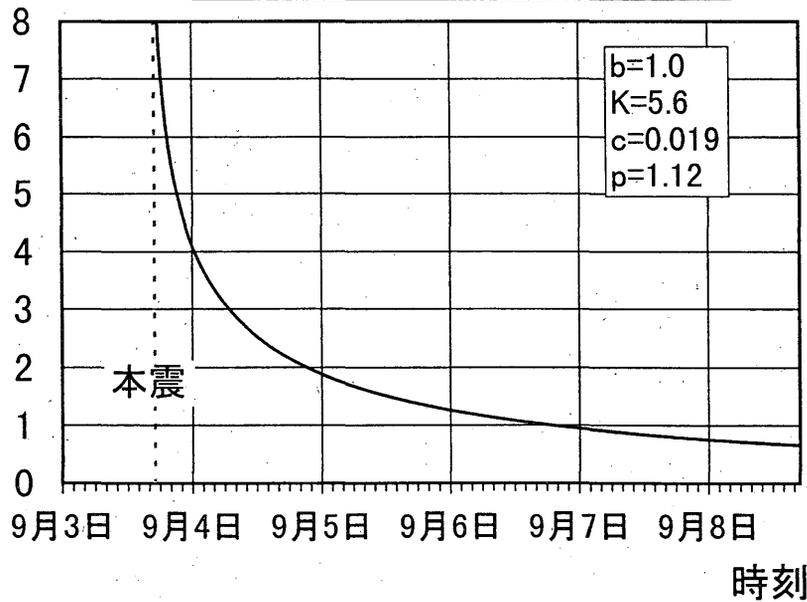


Fig.3 Temporal change in the probability that aftershock with M5.0 or larger will occur within the following three days for the northern Iwate Prefecture earthquake.

(a) The observed cumulative number of earthquakes and that expected by the modified Omori's law using the trigger time for the observed earthquake (equivalent to $M \geq 2.5$). T0 is the head time of modeling period and T1 is the last time of it.

Using the up and down component of a velocity seismometer at Iwate-Kuzumaki where the epicentral distance is 44 km, only the K-value is calculated by the trigger time for the earthquake ($K=5.6$). For other parameters, standard values in the crust are used for calculation ($c=0.019$, $p=1.12$ and $b=1.0$). The degree of accuracy in estimation is low because only K is calculated, and the expected curve of cumulative number is displayed in the form that the expected curve and observed one agree to each other at the last time of modeling period (T1). So the expected curve that should pass along the top of steps of observed curve, is passing along the bottom of its steps in practice.

(b) Temporal change in the probability that aftershock with M5.0 or larger will occur within the following three days.

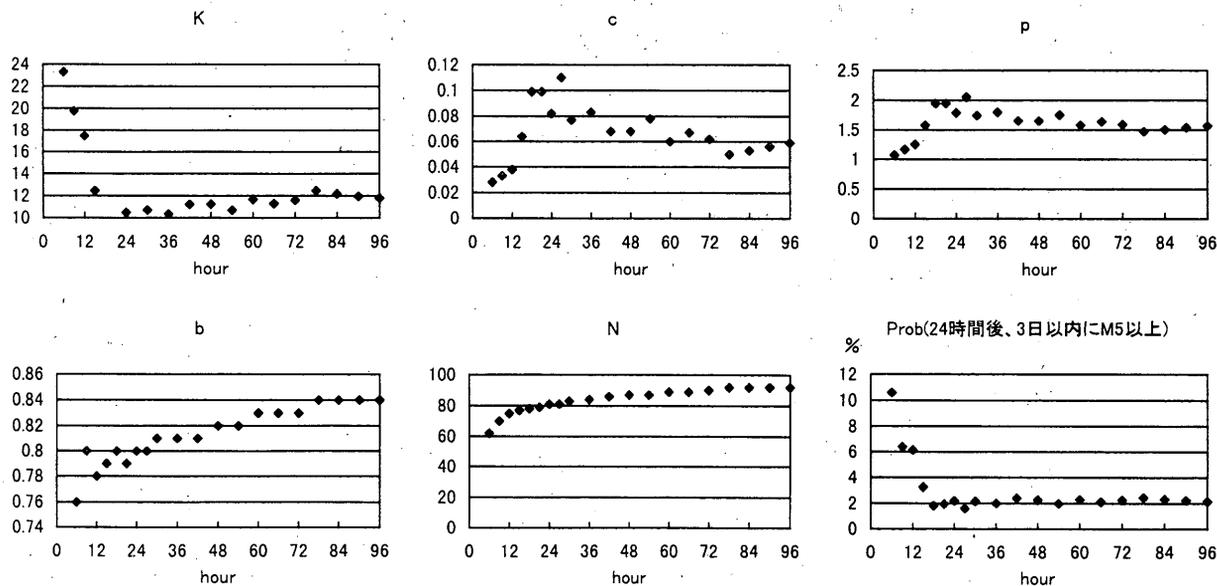
の最後 (T1) で観測された積算回数と一致するように表示しているため、第3図 (a) では、推定した積算曲線は観測された積算回数のステップの上端近くを通るべきものがステップの下端付近を通っている。また第3図 (b) のように、各時点でその後3日以内にM5以上の地震が発生する確率は本震発生の2時間後で6%とかなり高かったが時間とともに急速に低下し、本震の1日後には2%になっていることがわかる (b 値は標準値1.0を使用)。

余震発生確率の作業手順として、十分な震源要素が得られた段階ですべてのパラメータを計算し、それを用いてより精密に余震確率の計算を行うことになっているが、どの時点でこの精密な計算に切り替えるのが適切なのか、この地震を例に見てみる。第4図は業務で用いているプログラムを使用して、モデル適用を開始する時刻 (T0) を本震発生の3分後とし、時間の経過とともにモデル区間を逐次長くにとっていって (6時間後から) 時間ステップ3時間毎に計算を行い、各パラメータの時間的変化を見たものである。T0を本震から3分後にしているのは、本震直後は本震の地震動が続き、小さな余震がその中に隠れてしまって見えなくなっている恐れがあるためである。

本震発生の6時間後から1日以内ではモデルの適用期間が短いパラメータの推定誤差が大きいと考えられる。また地震活動のゆらぎのためパラメータが大きく変動することがある (§ 3-2 と § 3-3 の地震の場合に顕著に見られる)。このため、より精密な計算結果に切り替える時期としてはパラメータが安定するのを見てからにしたほうが良い (この地震の場合はほぼ1日より後である)。本震直後のパラメータの不安定は他の余震活動の場合にも同様に見られる (§ 4 参照)。

なお、モデル適用を開始する時刻 (T0) は本震の規模、作業上の震源の欠落の程度により適当にとる必要がある。通常は、本震のゆれが収まり、余震の欠落が少なくなった後にとれば良い。第3図は実際の作業で作成したものであるが、本震後は余震の欠落が多いと判断し、本震の18分後にとった。また、精度の良い震源が決まった後は、今回扱った地震の規模は最大でもM6.1だったので、T0として本震のゆれが十分収まったと考えられる本震後3分にとった。また、確定震源が求められた後にパラメータを決定した場合は、第2表の岩手県内陸北部の地震の場合などに見られるように、T0を本震時刻にとつ

1998/9/3 岩手県内陸北部 M6.1



Mth = 1.8
T0 = 3 minute

Fig.4 Temporal change in parameters calculated using the routine program of JMA for the aftershock activity of the northern Iwate Prefecture earthquake.

K, c, and p are parameters appearing in the modified Omori's law, while b represents the b-value and N is the number of data used. Prob is the probability that aftershock with M5.0 or larger will occur within the following three days at the time 24 hours after the occurrence of the mainshock.

た場合もある。この場合、本震は計算に含んでいない。

各パラメータについて具体的に見てみると、 K , c , p についてはその推定に最尤法 (Ogata,1983) を採用しているが、モデル適用期間が短いとその期間の取り方に依存する不安定の生じる場合があった。すなわち第4図の1日以内では、その後と比べ、 p が小さいのに対し K は大きい。また c は12時間以内では小さいがその後急に大きくなり、24時間を過ぎると徐々に小さくなるという結果が得られている。各時点で計算されたパラメータの安定性を見るために、それらのパラメータを用いて、本震24時間後の時点で計算した、その後3日以内にM5.0以上の地震が発生する確率を第4図のProbのグラフに示した。6から15時間以内で確率は10%から3%まで低下し、18時間以降は2%でほとんど一定になった (b 値は24時間後の値0.8に固定)。よってこの地震の場合、1日以内ではそれ以降より余震確率が大きくなるようにパラメータ K , c , p が求められていることがわかる。最小二乗法、Anderson-Darling statistic法 (Nyffenegger and Frohlich,1998) によるパラメータ推定法もテストして比較したが、その結果については §4 で述べる。

b 値は余震確率の計算に大きく影響する。第5図の余震確率と b 値の関係に見るように、 b 値が小さくなるほど余震確率は急速に大きくなる。この地震の場合、 b 値は約3ヶ月の期間のデータで決定すると0.81 (第2表) だが、1日以内では若干小さく求まる (0.76~0.8) ため、余震確率の値は大きくなる。他の地震でも同様な傾向があるが (§4 参照)、この原因として本震直後は、本震の震動が収まるまで小さい余震の識別が困難なこと、処理能力が追いつかないため小さい地震が欠落することなどが考えられる。しかし、本震直後は b 値が実際に小さい場合があるという指摘もある (松浦,1995)。

次に、計算に使用する地震の M の下限 M_{th} を変化させた時の各パラメータの変化を、本震発生1日後で計算した結果を第6図に示した。「 K は M_{th} に大きく依存するが、 p と c は M_{th} にほとんど依存しない」といわれている (宇津,1999)。岩手県内陸北部の地震の場合、M1.5以上の余震数は本震後1日以内で150個ほどである。この地域でもれなく観測される地震の規模 (検知力) はM1.8で、 M_{th} をそれ未満にとるとパラメータの変動が大きくなる。また、M2.5から上でもデータ数が少なくなることにより、

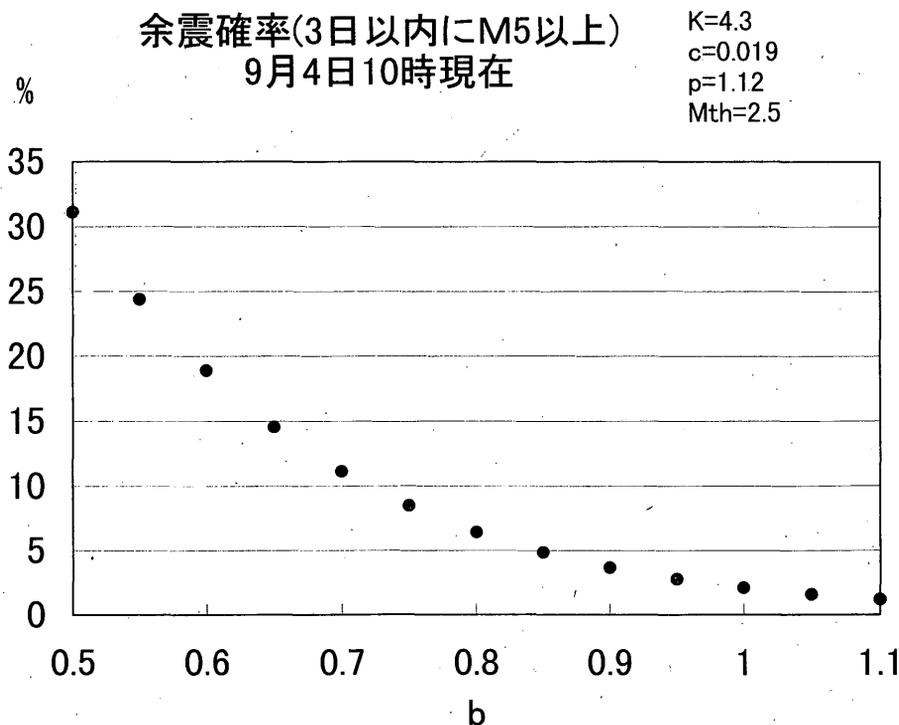


Fig.5 Relation between probability of aftershock occurrence and b -value for the case of the northern Iwate Prefecture earthquake.

This graph shows relation between b -value and the probability that aftershock with M5.0 or larger will occur within the following three days at 10:00 September 4, 1998.

Mthの効果

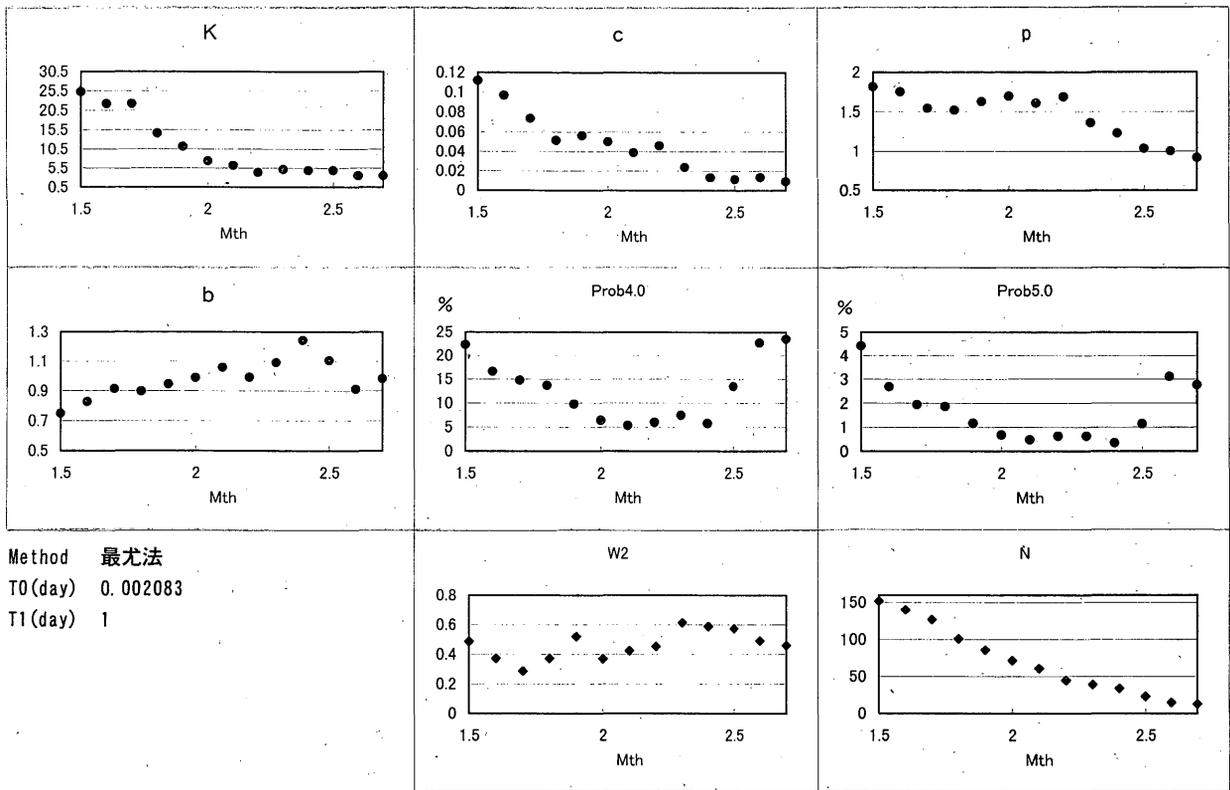


Fig.6 Change in parameters when the lower threshold magnitude Mth is varied.

Each parameter is calculated for 1 day after the mainshock of the northern Iwate Prefecture earthquake. K, c, p, b, and N are the same as those for Fig.4. Prob4.0 and Prob5.0 represent the probability that aftershock with M4.0 or larger and M5.0 or larger, respectively, will occur within the following three days. W2 indicates the Anderson-Darling statistic Wn^2 (cf. § 4 or § 5).

パラメータの変動が大きい（特にb値の変化が大きい）。つまり、Mの下限M_{th}は検知力とデータ数の減少を考慮して、この場合M1.8からM2.5の間にとる必要がある（Mの下限がこの範囲では各時点でその後3日以内にM4.0あるいはM5.0以上の余震が発生する確率（Prob4.0, Prob5.0）はほぼ一定になっている）。

なお、第2表の秋田県沿岸南部の地震（1999年3月9日）では、発達した低気圧が翌日に通過したことによって日本海の波浪が高まったため、付近の地震計のノイズレベルが急激に大きくなり、それが数日続いた。このため、この間地震検知力が大きく低下し、もれなく観測される余震のMの下限M_{low}は静穏な期間よりかなり大きくなった。その結果この地震に関するパラメータは精度が悪く（b値も含め）、余震確率は標準のパラメータで計算せざるを得なかった。このように気象条件やその他、人為的原因により地震検知力が変化する場合は、変動するもれなく観測される余震のMの下限M_{low}の最大値より、

Mの下限M_{th}を大きくとらなければならない。

火山近傍における余震活動の一般的性質として大きい余震が起きやすいといわれている（地震調査研究推進本部地震調査委員会,1998）。しかし、岩手県内陸北部の地震の場合、活火山である岩手山の近くで発生したが、本震と最大余震の規模の差は2.2で、日本付近の浅発地震でM6以上の地震についての規模差のメジアンである1.8（宇津,1977）よりむしろやや大きく、通常の地殻内の地震に近かったといえる。また、この地震の余震の減衰は3ヶ月ほどの期間では順調に減衰したが、より長期で見ると減衰がややゆるやかになったように見える。この原因としては、余震域の北部が岩手山西側の火山性地震の発生域と重なったため、従来から発生している火山性地震（微小な地震が多く、短期間の余震確率には影響はない）が余震に混在したことが考えられる。

§ 3-2三重・岐阜県境の地震（1998年4月22日、M5.4）

1998年4月22日、三重・岐阜県境付近の深さ約11kmでM5.4の地震が発生し、多くの余震を伴った。余震のb値は0.95だった(第2表)。本震のメカニズム解は東-西方向に圧縮軸をもつ逆断層型で(第7図)、余震分布と地下構造探査の結果から、養老断層の地下深部で発生したと推定されている(地質調査所,1998)。第8図は本震後2ヶ月間ほどの地震活動の経過を見たものである。観測された積算地震回数と、改良大森公式のモデル適用区間(T0~T1)を3通り((a)4月22日~5月2日、(b)4月22日~5月16日、(c)4月22日~6月24日)に変えた時の推定積算地震回数を示してある。(a)の期間では本震-余震型で活動は順調に減衰すると見られたが、(b)の期間になると本震の10日後あたりから、改良大森公式で予想される回数を越えて地震が散発的に発生し、その後また(c)のように減衰するという活動パターンを示した。第7図(a)に本震発生後1ヶ月間の余震活動を示したが、この期間の時空間分布図を見ると5月9日ころ活動域が北西側に拡大したことがわかる。第9図(a)は1日あたりの余震回数の時間変化を両対数グラフに表示したもので、 α 、 β の曲線はそれぞれ第8図(a)、(c)に対応する改良大森公式により推定した1日あたりの地震回数時間変化を示している。これから、本震後10日ほどは余震数はかなり早く減衰したのに(α の曲線)、その後余震域の拡大に対応して余震数が増え、減衰が遅くなったことが分かる(β の曲線)。すなわち、モデル期間を長くとるに応じて余震域の拡大が影響し、それによってp値が変化した。第9図(b)に示すように、本震の10日後においてp値は1.2で地殻内地震の標準値に近かったが、5月半ば過ぎに0.8に下がり、以降はほとんど一定となった。

p値は1より大きい値をとるのが通常であるが、この地震の場合、第8図の(b)、(c)の期間以降、p値は1より小さく求まる。これらの期間では余震域の拡大を含む活発化が生じたために改良大森公式にあまり良くあてはまらずp値の誤差は大きい、いずれにしても第7図(b)に見られるように、M5.4の地震にしては余震活動が長く続いており、実際に減衰は遅いと推定される。

§ 3-3 宮城県南部の地震(1998年9月15日、M5.0)

本震の位置(深さ13km)、余震分布(第10図a)やメカニズム解(東南東-西北西方向に圧縮軸をもつ逆断層型)から、北東-南西走向の活断層である長町-利府線

断層帯の地下深部の断層が活動したものと考えられている。この地震の3日前から前震が発生し(最大M3.1)前震-本震-余震型であったが、規模のわりに余震活動が長く続いている様子が見られる(第10図b)。p値は本震後1日以内ではおよそ1.5~2.1でかなり大きく、余震活動は早く減衰すると思われた。しかし、その後余震が続発するようになり、11月頃にp値は1.05と求まり、地殻内の地震の標準値より小さくなった。その後更に徐々に小さくなっている様子が見える(第12図)。この地震の α は-1.14で地殻内地震の標準値(-2.36)よりかなり大きく、余震活動は活発だった(第2表)。第11図に改良大森公式のあてはめと、地震回数の時間変化、b値の計算例を示し、第12図にモデル適用期間を長くした時のp値の変化を示す。

三重・岐阜県境の地震では余震域の拡大、宮城県南部の地震では通常より多くの余震を伴うような活動が生じ、単純に本震-余震型とはいえない様相が見られて、活動期間も長引いている。計算結果を見ても単一の改良大森公式のモデルにあまり良くあてはまらない。このような活動ではモデル適用期間を長くしていくとパラメータが変動し、余震確率の計算に影響することになる。

§ 4 パラメータと余震確率の時間による変化

前節で述べたように、本震直後はモデル適用期間が短いことや、余震活動のゆらぎが大きいために改良大森公式のパラメータが安定的に求まらず、余震確率の計算にも影響する。そこで、最近1年間(1998年4月~1999年3月)に発生した10個の地震の余震活動を用いて、次の3つの方法により本震直後(5日後まで)の改良大森公式のパラメータを決定し、相互の比較を行ってみた。

モデル適用期間の初めの時刻を本震3分後とし、時間の経過とともにモデル区間を逐次長くにとって、時間ステップを1時間としてパラメータ計算を繰り返し(6時間後から)、各パラメータの時間的変化を見た。本震直後は余震発生確率が高く、各パラメータの変化の特徴を比較しやすいため、データの期間として本震後5日間に対する確率計算を行った。パラメータの決定法については、グラフを使う方法を初めとして、従来からいくつかの方法が工夫されている(松浦,1995)。それらには決定上の誤差が不可避だったが、Ogata(1983)は地震の時系列を非定常ポアソン過程とみなし、時系列の対数尤度を最大にするようパラメータを決めるという1つの客観的方法を

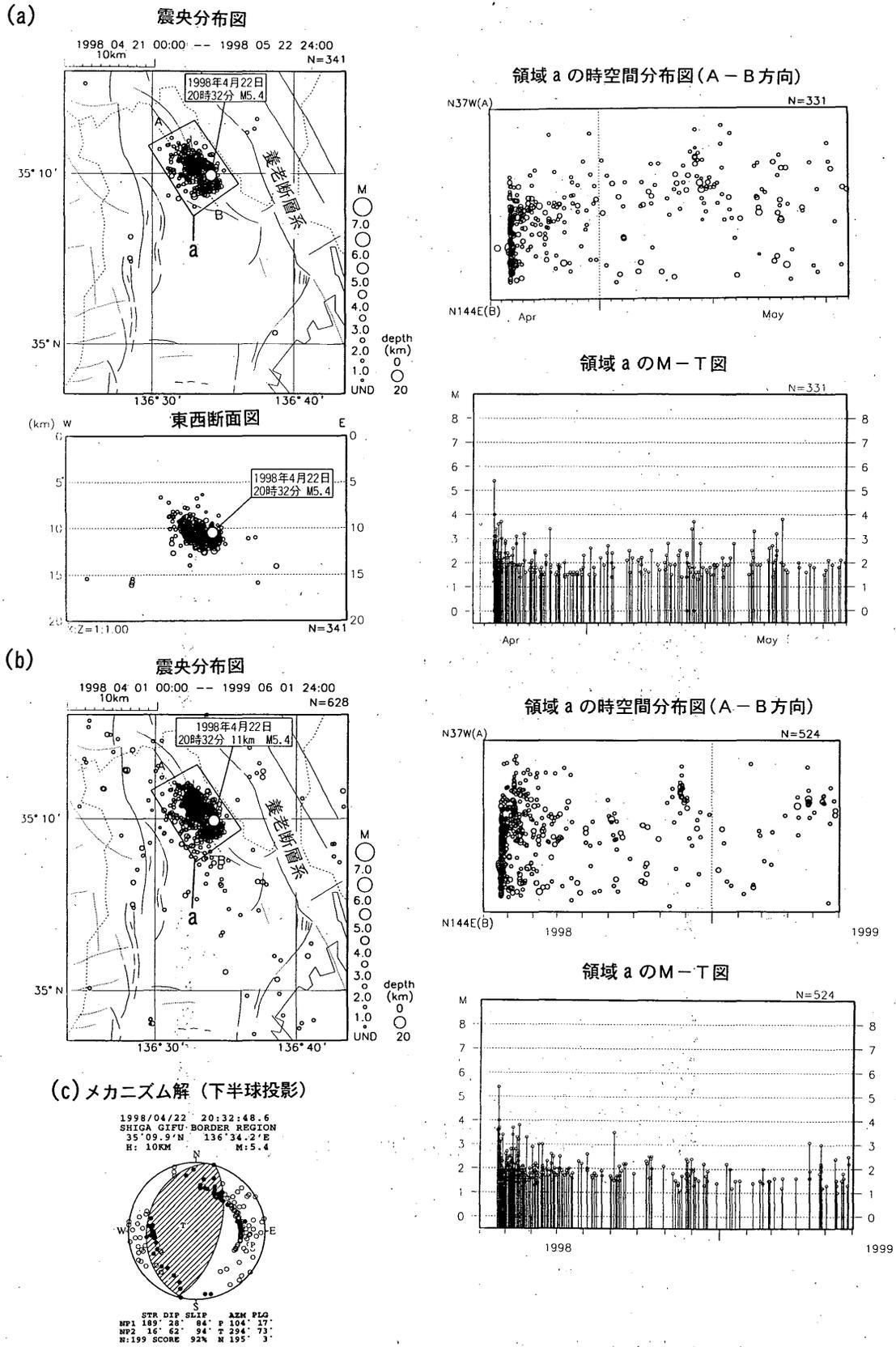


Fig.7 Seismic activity of the Mie-Gifu Prefecture earthquake (M5.4 on April 22,1998).
(a) Seismic activity from April 21 to May 22,1998. (b) Seismic activity from April 1,1998 to June 1,1999. (c) Focal mechanism solution of the mainshock.

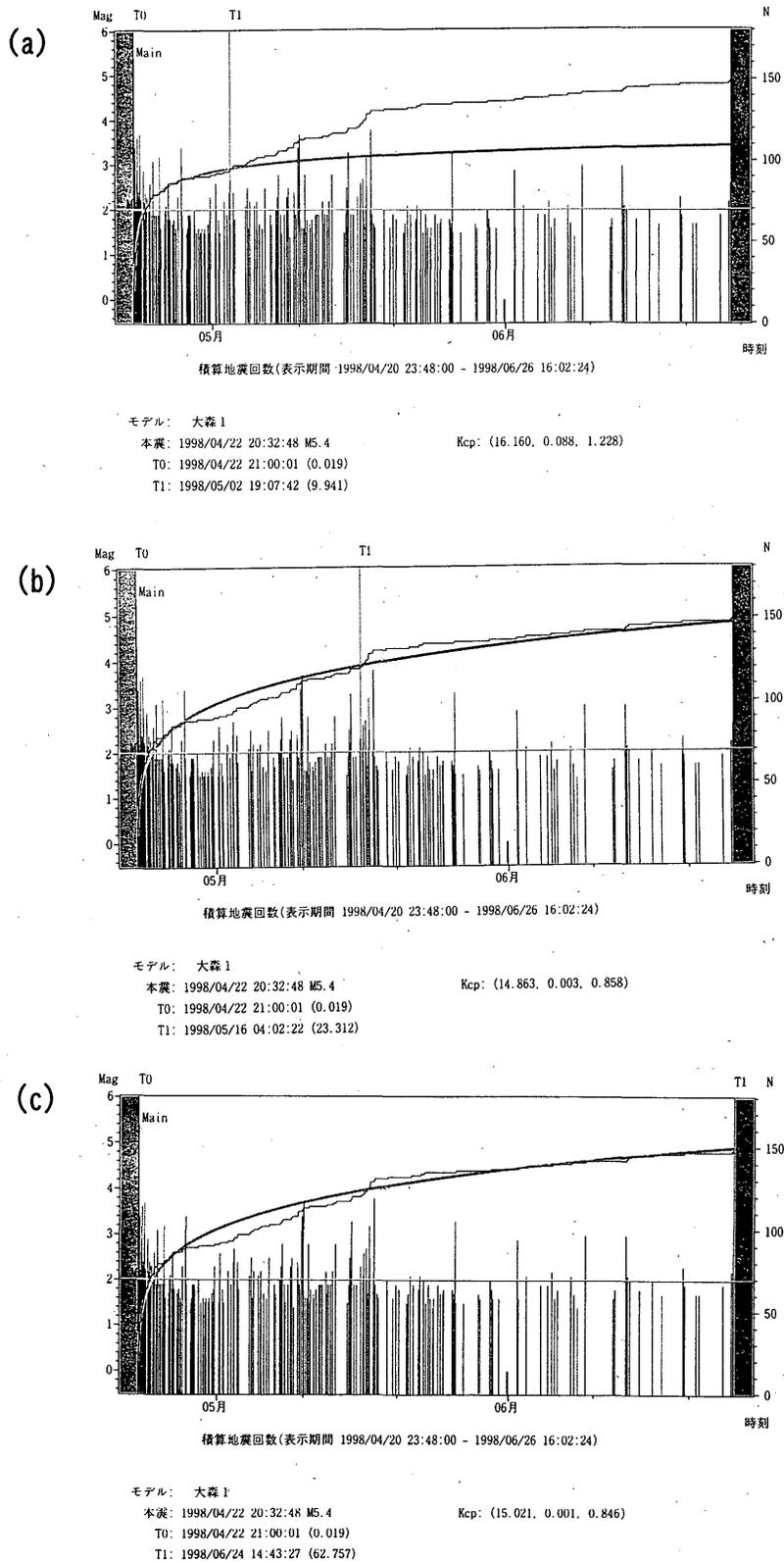
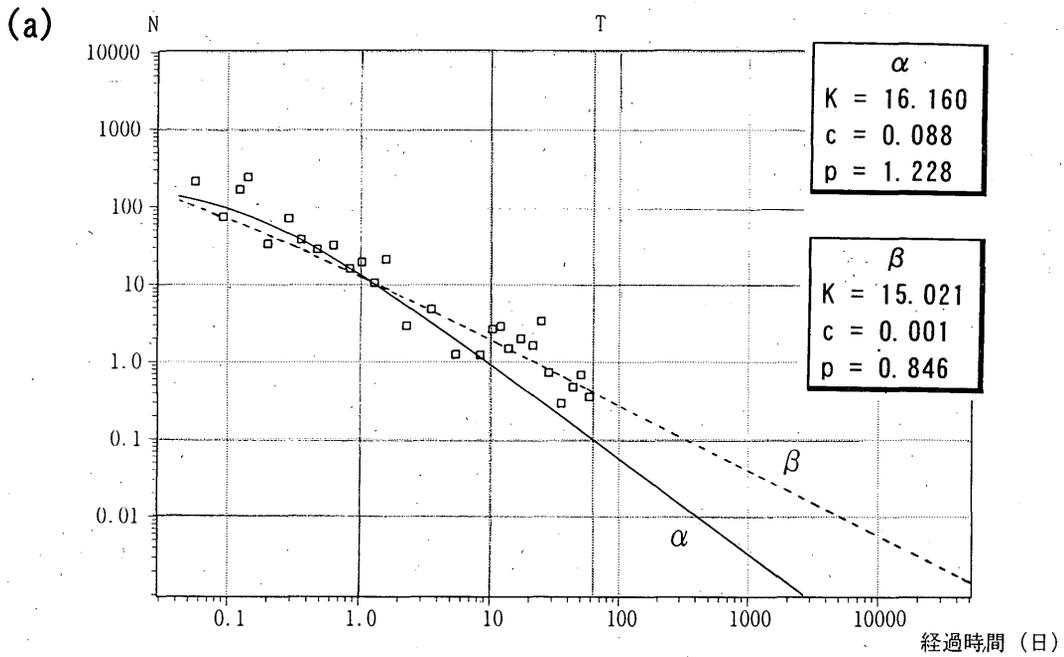


Fig.8 Change in aftershock activity for the Mie-Gifu Prefecture earthquake.

The cumulative number of earthquakes as observed and as calculated using the modified Omori's law as well as the magnitude-time distribution are shown for three periods ((a) April 22-May 2, (b) April 22-May 16, (c) April 22-June 24, 1998) where model parameters obtained in each period are applied. The figure in parenthesis after T0 or T1 is the time from the mainshock (its unit is day).



本震(1998/04/22 20:32:48)から1日あたりの地震回数 ($M \geq 2.0$, $N=149$)

(b)

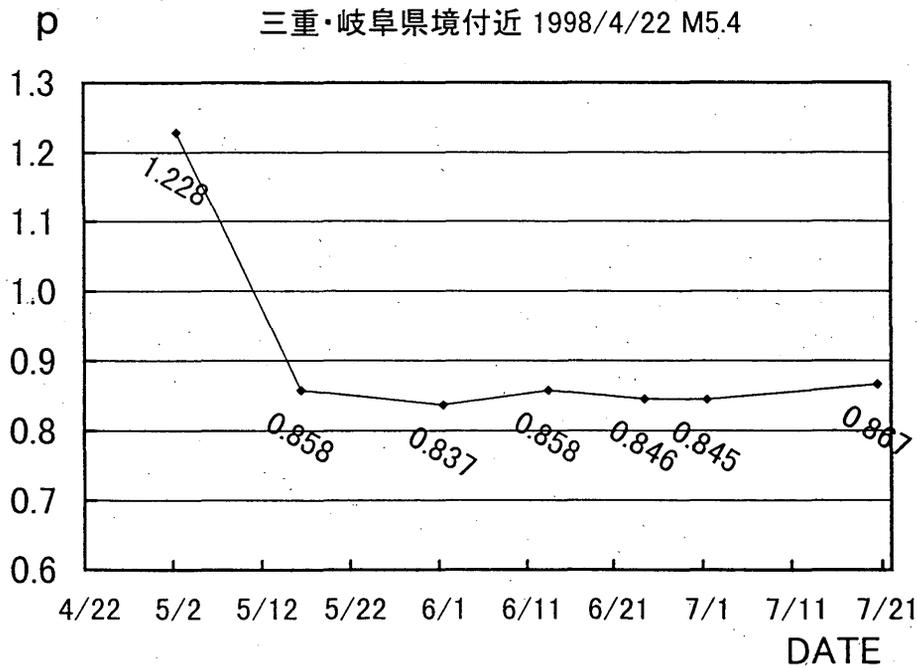


Fig.9 Temporal decay of aftershock activity for the Mie-Gifu Prefecture earthquake.

(a) Temporal decrease in the number of earthquakes per day ($M \geq 2.0$; the unit of time in the abscissa is day).

The line α or β shows the temporal change of earthquake number per day expected by the modified Omori's law corresponding to Fig.8 (a) or Fig.8 (c) respectively.

(b) Temporal change of p-value in the modified Omori's law.

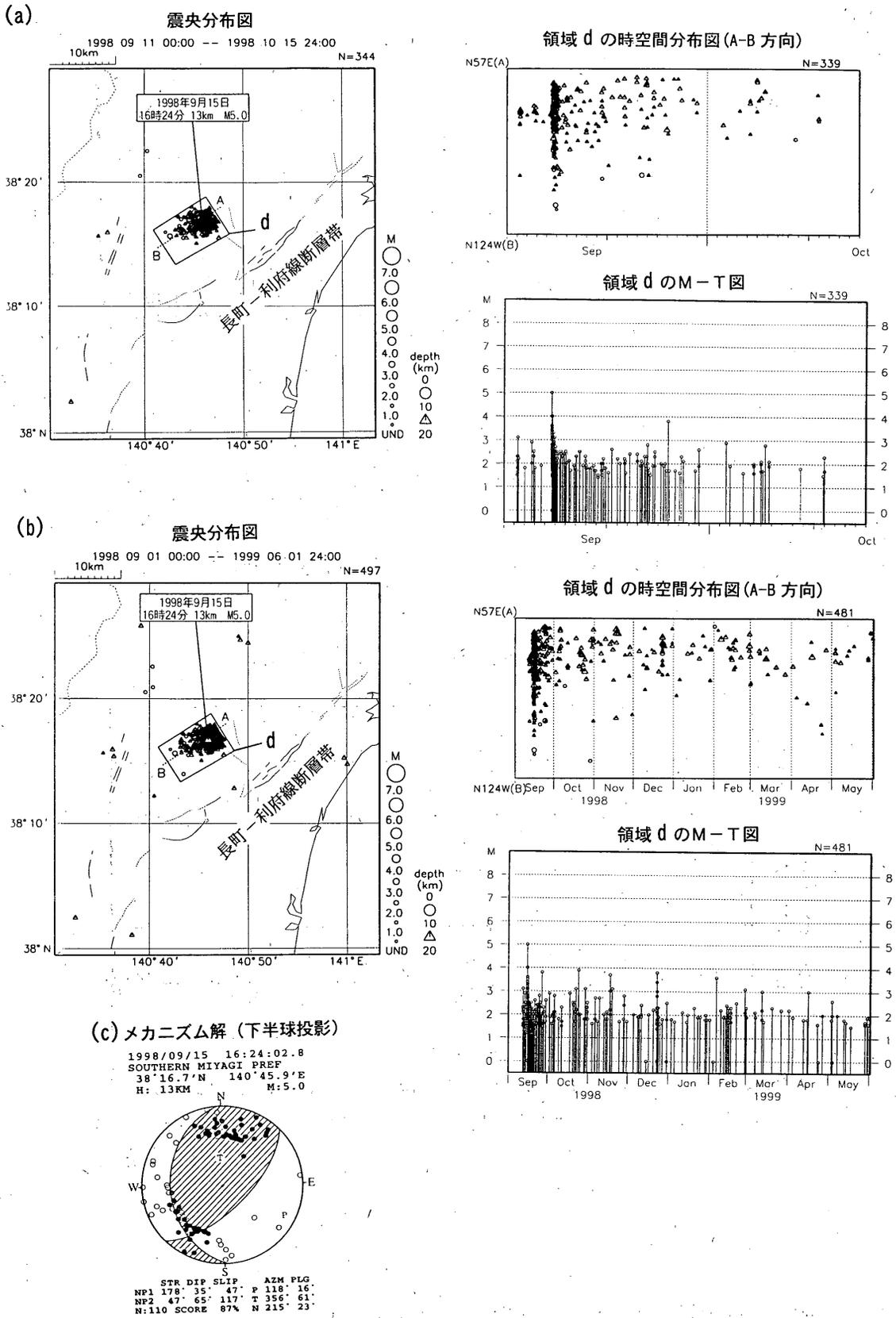
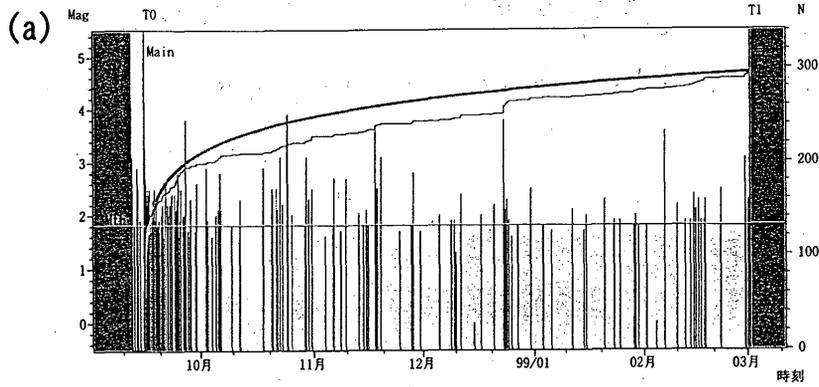


Fig.10 Seismic activity of the southern Miyagi Prefecture earthquake (M5.0 on September 15,1998).

(a) Seismic activity from September 11,1998. (b) Seismic activity from September 1,1998 to June 1,1999. (c) Focal mechanism solution of the mainshock.



積算地震回数 (表示期間 1998/09/02 00:00:00 - 1999/03/11 00:00:00)

モデル: 大森 1

本震: 1998/09/15 16:24:02

$K = 28.48$

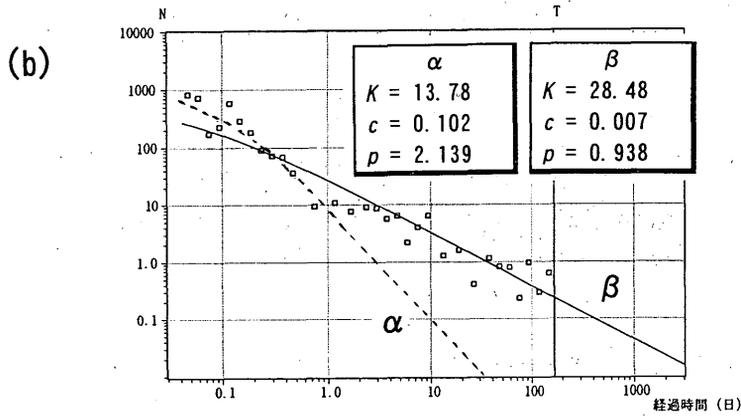
T0: 1998/09/15 16:24:02 (0.000)

$c = 0.007$

T1: 1999/03/01 15:30:54 (166.963)

$\rho = 0.938$

注) ()内は本震からの経過日数



本震 (1998/09/15 16:24:02) から 1 日あたりの地震回数 (M1.8以上, N=294)

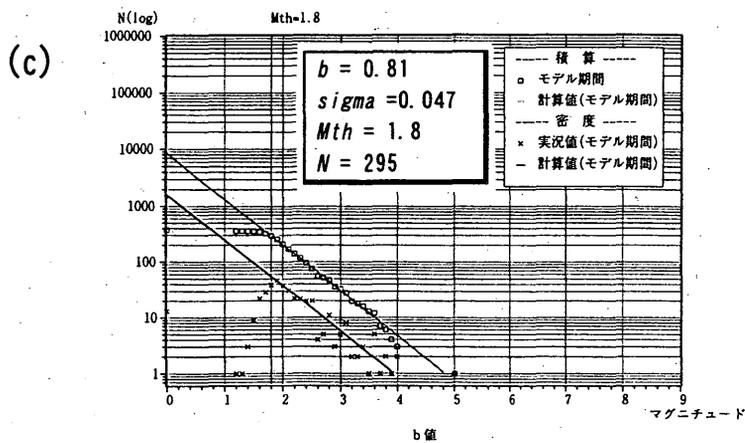


Fig.11 Aftershock activity for the southern Miyagi Prefecture earthquake.

(a) The cumulative number of earthquakes observed and as expected by the modified Omori's law.

(b) Decay in daily number of earthquake.

The line α or β shows the temporal change of earthquake number per day expected by the modified Omori's law corresponding to the 1 or about 167 days model period respectively.

(c) b-value.

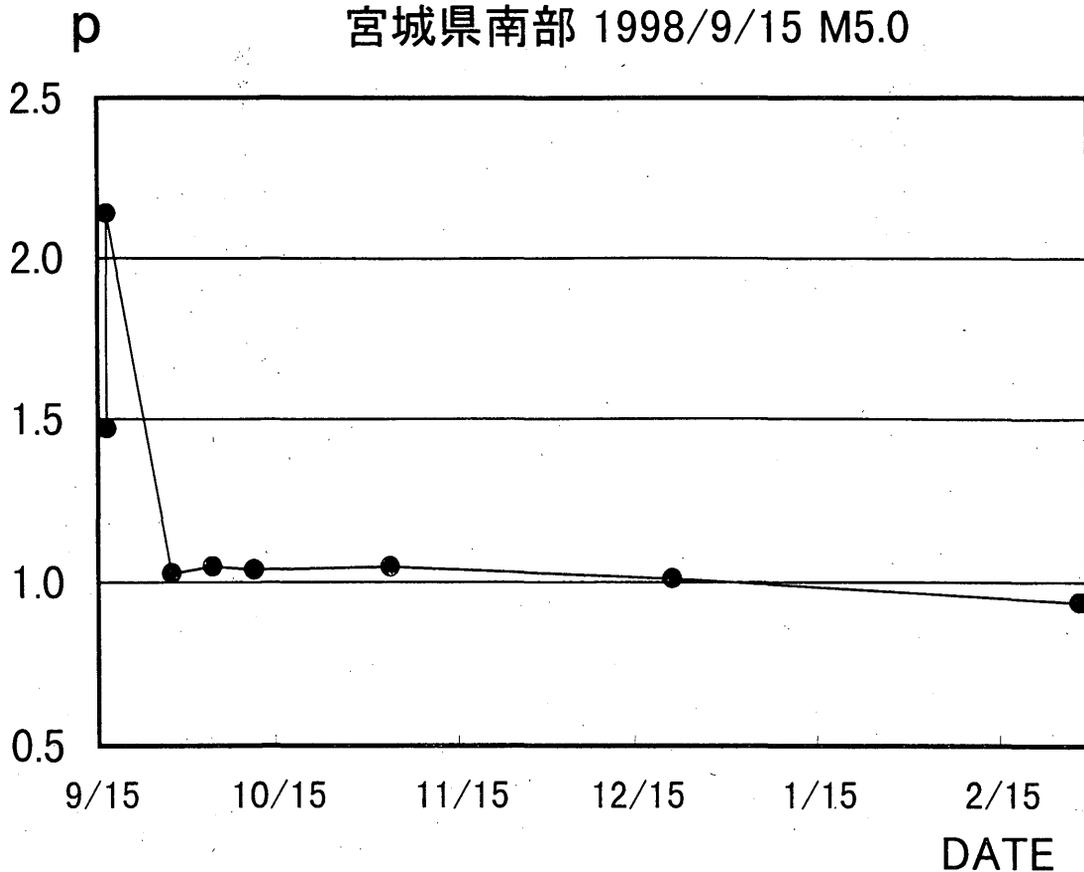


Fig.12 Change in the p-value for the aftershock activity of the southern Miyagi Prefecture earthquake.

開発した（最尤法）。今回はその方法を含め、次の3つの方法でパラメータを計算し、それらの特徴についてまとめてみた。改良大森公式のパラメータ決定の問題は非線型なので、いずれも初期値を与えて逐次的にパラメータを変化させて最適の解を得るという方法をとることになる。

a) 最小二乗法（非線型）

細野・吉田（1992）は単位時間あたりの余震回数が（1）の改良大森公式にあうように K , c , p のパラメータを最小二乗法で決定している。しかし、この方法では地震活動の揺らぎによる余震回数の変動を受けやすいので、ここでは（1）を時間積分した累積曲線に地震回数の積算曲線が一致するようにし、計算には非線型最小二乗法であるMarquardt法を使用した（渡部ほか（1989）に添付のソースプログラム（MARQ）を一部変更して使用した）。この方法で K , c , p を独立パラメータとしてモデル適用区間を次第に伸ばして計算すると、b)の最尤法ほど安定な解は得られないことが2, 3の例について計算した結果分かった。そこで区間の最後で観測と公式による

積算回数が一致するという条件を加えてパラメータ数を1つ減らし2として計算してみた。この場合 K は c と p の関数となる（付録（A）を参照）。非線型最小二乗法の場合パラメータの初期値を与える必要があるが、初期値によって結果が異なる場合が出てくる。このため c は一定の値とし、 p の初期値を変化させて（ $p=0.7, 0.9, 1.1, 1.3, 1.5$ ）、赤池の情報量基準（AIC）が最小となる解を採用した（Akaike, 1974）。この方法に基づく解析の例（岩手県内陸北部の地震）を第13図に示す。

b) 最尤法

Ogata（1983）が開発した方法で、改良大森公式の客観的なパラメータを得ることができる。これまでの方法の中で最も安定した方法と言われ、気象庁の業務用プログラムにも採用されている。今回のシミュレーションでは、尤度関数を最大にするようにパラメータを求める計算法に関してDavidon-Fletcher-Powell（DFP）法（非線型最適化のための1つの方法）を使用した（渡部ほか（1989）に添付のソースプログラム（DFP）を一部変更して使用した）。独立パラメータ数は K , c , p の3つで、

パラメータと余震確率の時間による変化 (最小二乗法)

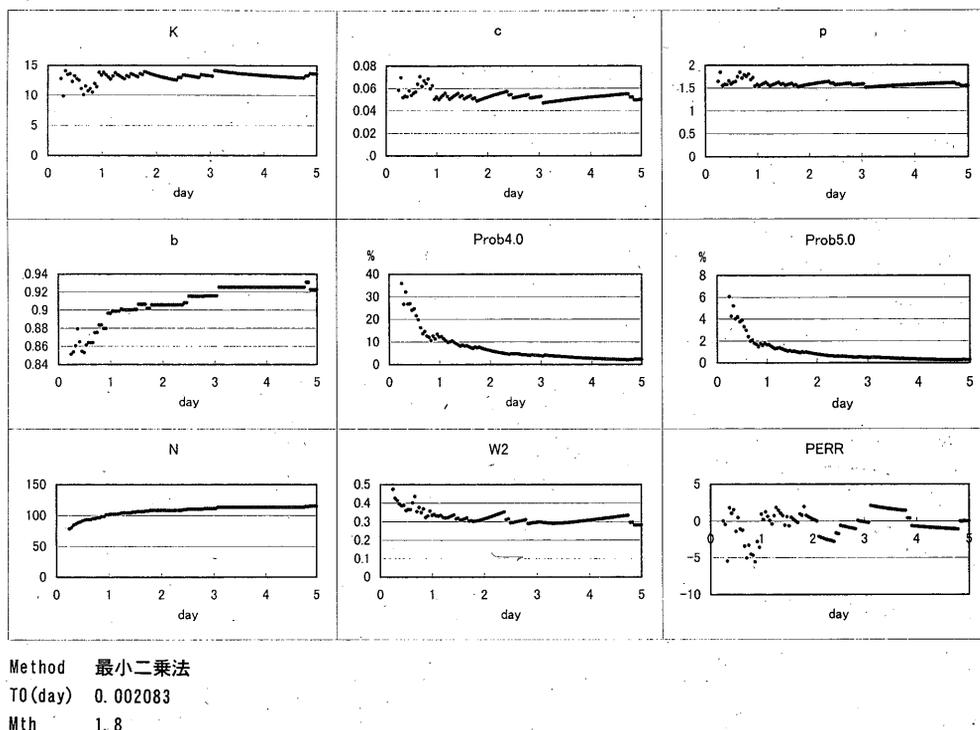


Fig.13 Example of analysis by a least square method (the northern Iwate Prefecture earthquake (M6.1 on September 3, 1998)).

Temporal change of parameters when calculation is executed at each time gradually taking the longer model length is shown (time step is 1 hour). K, c, p, b, and N are the same as those of Fig.4. Prob4.0 and Prob5.0 show the probability that aftershock with M4.0 or larger and M5.0 or larger occurs within the following three days, respectively. W2 indicates the Anderson-Darling statistic Wn^2 . PERR is difference between the accumulated earthquake number in 24 hours predicted by the modified Omori's law using its parameters calculated per hour and the observed one. Mth is 1.8.

パラメータの初期値はa)と同様とした。なお、これまでの解析からcは正の値で数分から数時間以内と言われている (Yamakawa,1968, Utsu,1969, 松浦,1995)。しかし、本震発生後、最初に得られる震源には処理の遅れによる欠落が生じて不十分な場合がある。このような場合、計算中にcが負になり解がうまく収束しないことがあったので、 $c = d^2 (\geq 0)$ とおきK, d, pをパラメータとした (付録 (B) 参照)。

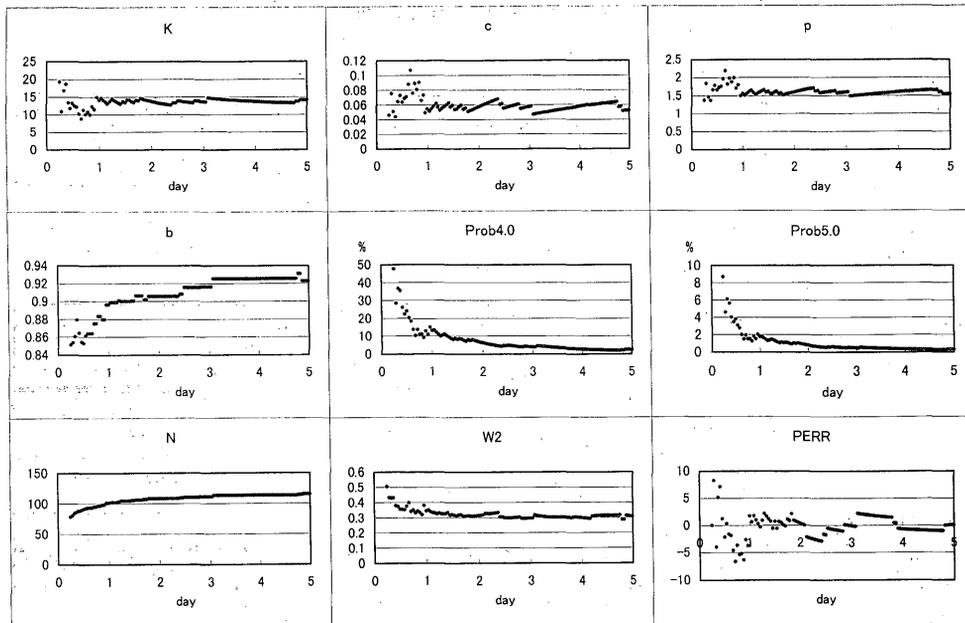
最尤法による解析の例を第14図に示す。これを気象庁の業務用プログラムで計算した場合の第4図と比較してみよう。第4図は暫定的な震源データを使用して3時間毎に計算したが、第14図は最終的な震源 (地震月報で公表される震源) を用い1時間毎に計算を行っている。第14図ではその後の再観測により小さい地震が1日以内で十数個追加されたこともあり、1日以内の時点でのパラメータの安定性が増したことがわかる。またb値も0.1ほど大きく

なった。このため余震確率は第14図のほうがやや小さく求まっている。このように本震発生後の暫定的な震源ファイルには地震の欠落があると考えて良く、Mthをその時点でもれなく観測されていると推定される地震の下限 (M_{low}) より少し大き目にとった方が安全である。

c) Anderson-Darling 法

統計量 Wn^2 (Anderson and Darling,1954) を最小にするようにパラメータを決定する方法である。この統計量を最小にする計算法としてはDavidon-Fletcher-Powell法を使用した。Nyffenegger and Frohlich (1989) はcを一定としてK, pを独立変数としたパラメータ決定のシミュレーションを行い、最尤法よりAnderson-Darling法 (と呼ぶことにする) の方がpの値を良く代表していると主張している。しかし、独立な変数をK, c, pの3個にするとAnderson-Darling法では最尤法ほどの安定した解が得られないことが、2, 3の例

パラメータと余震確率の時間による変化 (最尤法)

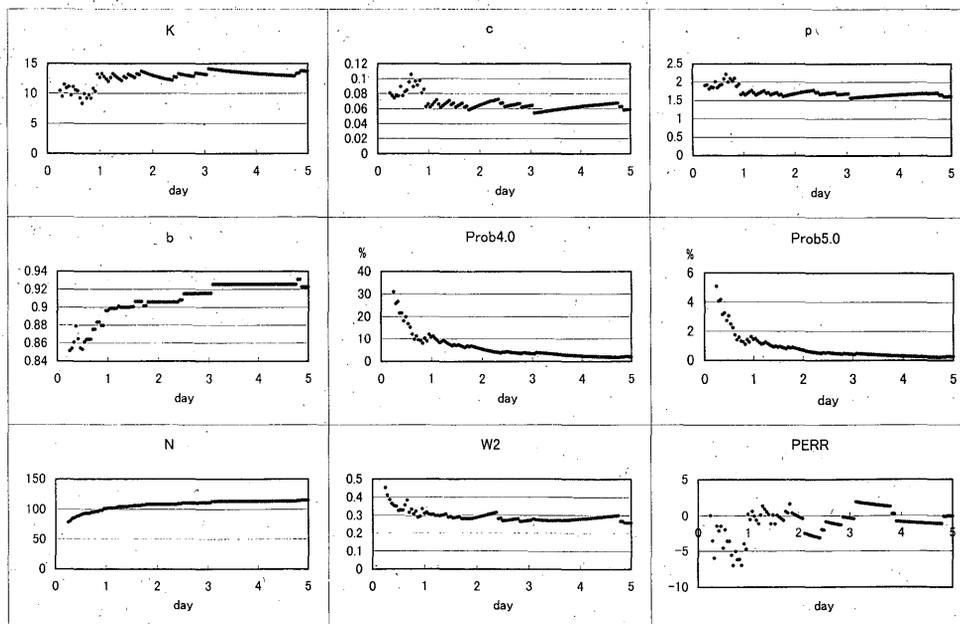


Method 最尤法
 T0(day) 0.002083
 Mth 1.8

Fig.14 Example of analysis by a maximum likelihood method (the northern Iwate Prefecture earthquake (M6.1 on September 3, 1998)).

Analysis same as those of Fig.13 is carried out by a maximum likelihood method. The notation in Fig.14 is same as that of Fig.13.

パラメータと余震確率の時間による変化 (Anderson-Darling法)



Method AND-DAR 法
 T0(day) 0.002083
 Mth 1.8

Fig.15 Example of analysis by the Anderson-Darling method (the northern Iwate Prefecture earthquake (M6.1 on September 3, 1998)).

Analysis same as those of Fig.13 is carried out by the Anderson-Darling method. The notation in Fig.15 is same as that of Fig.13.

について計算してみた結果わかったので、最小二乗法の場合と同様の条件を用い、パラメータ数を2とした。Anderson-Darling法による解析の例を第15図に示す。3つの方法を比較すると、a), b), c) ともに1日以内の期間ではパラメータは安定に求められない。c) はa), b) の方法に比べやや安定性に欠ける。この方法は W_n^2 の定義からもわかるように、データ区間の最初と最後に重みを付けており、実際の活動でしばしば見られる本震直後の余震発生の大きな揺らぎの影響を受けていると考えられる。a) とb) を比べると同等の安定性がある。b) では1日以内の場合に、K, c, pの間のパラメータ決定の際の相互依存性によって変動が出ている。a) でもそれに相当するものが出ているがやや小さい。b) はこの相互依存性によって変動する区間を除けば安定している。a) は相互依存性の影響が比較的少なく、b) と同等の安定性がある。その理由はパラメータを2個にした最小二乗法は、最尤法ほどデータの揺らぎに敏感でないことが幸いしていると考えられる。第2表の10個の地震に対し、6時間後から5日後まで、1時間毎に3つの方法で求めた改良大森公式のパラメータを用いて計算した、各時点から24時間後の予測積算地震回数と、24時間後の実際の積算地震回数との差(第13~15図のPERR)の平均と分散を第16図に示す(予測した積算地震回数と余震確率の間には式(3)の関係がある)。いずれも本震直後は誤差が大きく、正負に変動している。3つの方法による予測誤差の平均と分散を比較するとそれほど差がなく、地震回数

の予測という点では同等の結果が得られている。計算法はいずれも非線型最適化法を用いているが、最適化の条件が異なっており、業務で日常的に用いられている最尤法の結果のチェックに、他の方法で計算してみることも有効だろう。

§5 時間的クラスター化の程度

余震活動の解析でクラスター化の程度を目安として、Anderson-Darlingの統計量 W_n^2 (大きいほどクラスター化の程度が大きい)を用いることがある(Frohlich,1987など)。nはモデル適用区間内のデータ数である。この統計量 W_n^2 はnが大きくなると(n \geq 8で)急速にnが無限大のときの値に収束する傾向があり(Lewis,1961)、また、次のような性質を持つ(Anderson and Darling,1952,1954, Cox and Lewis,1966)。

W_n^2 の期待値を $E(W_n^2)$ とすると

- 1) 時系列が高度にクラスター化していれば、 $E(W_n^2) \gg 1.0$
- 2) 時系列がポアソン過程ならば、 $E(W_n^2) = 1.0$
- 3) イベントが離れて分布するならば(例、準周期的系列)、 $E(W_n^2) \ll 1.0$

統計量 W_n^2 がn \geq 8で一定値に収束するという性質から、データ数の異なる余震活動の性質を比較することができる。第2表の10例について、本震後5日間のデータを用いてAnderson-Darling法による計算を行い、積算観測回数(縦軸)と理論積算回数(横軸)の関係を示すグラフを統計量 W_n^2 の小さい順に並べて第17図に示した。三陸沖や神津島近海の地震は W_n^2 が大きく、クラスター化の程度が非常に大きい。また、宮城県北部の地震では岩手県北部の地震や三重・岐阜県境の地震に比べ W_n^2 が大きく、クラスターの性質が強いことを示している、観測的事実と一致することがわかった。余震活動のクラスターの性質が強いとパラメータが変動して、余震確率が時間的に一様に減衰せず、揺らぎが大きくなる。このように余震確率の安定性に影響する余震活動のクラスター化の程度を示す目安の1つとして、Anderson-Darlingの統計量 W_n^2 を用いることができると考えられる。

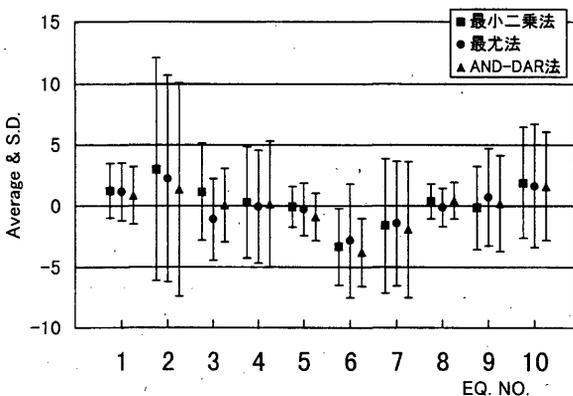


Fig.16 Average and standard deviation of the prediction error for the cumulative number of earthquakes. In ordinate, average and the range of standard deviation of the prediction error for cumulative number of earthquakes are shown and in abscissa, the earthquake numbers which correspond to No. in table 2 are shown.

§6 議論

余震発生確率予測の精度向上と防災上の観点から、今後、更に検討すべき課題についていくつか触れておく。地震が発生して最初に考慮しなければならないことは、

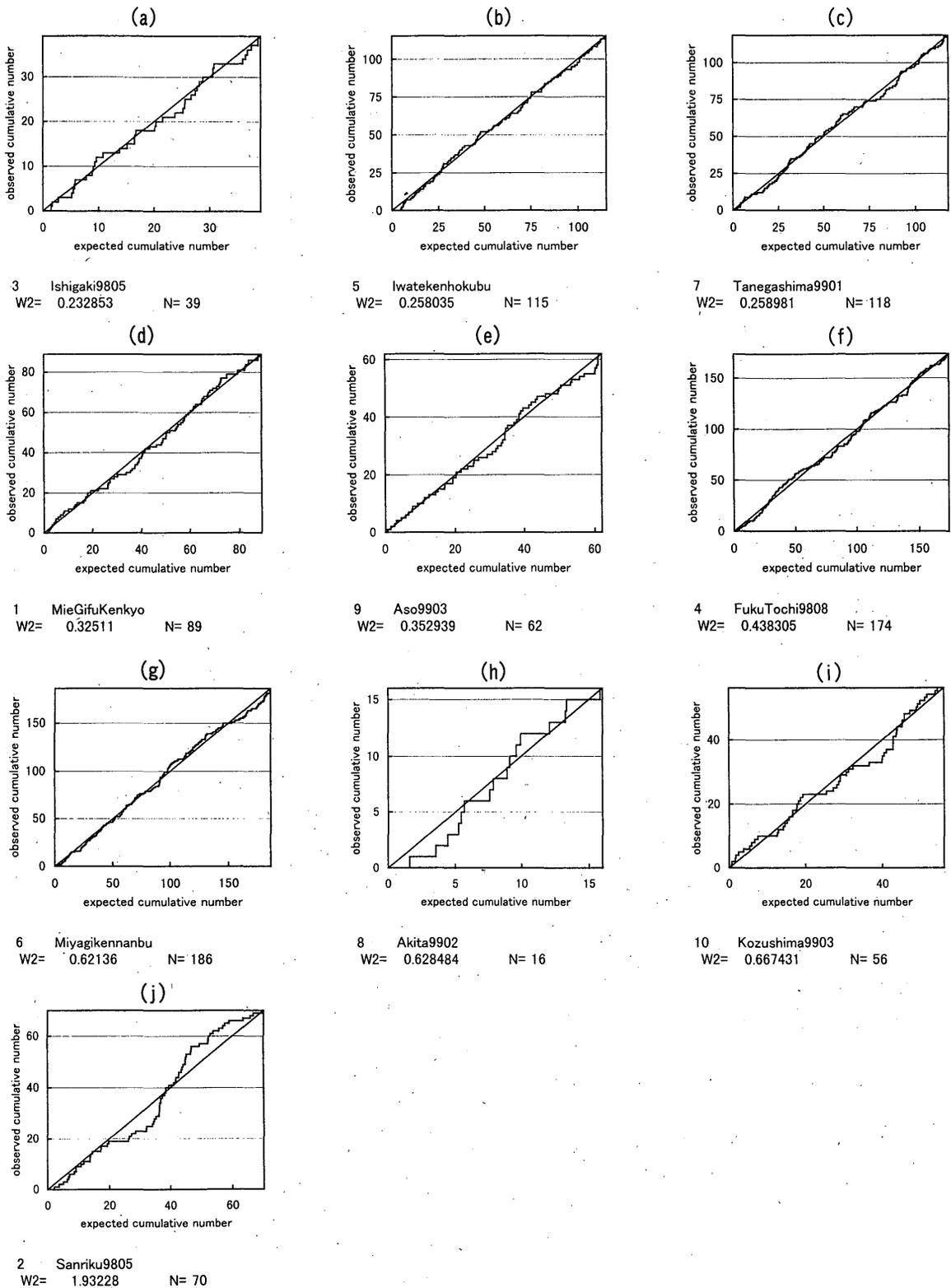


Fig.17 In each graph, the ordinate is the cumulative number of earthquakes as observed and abscissa is the cumulative number of earthquakes as expected. Graphs are arranged in the order of the increase in the Anderson-Darling statistic W_n^2 . Data within five days after the mainshock is used for calculation by the Anderson-Darling method.

本震-余震型か群発地震型かの見極めである。しかし、この判断を発生直後に下すことは難しい。1日位地震回数の減衰の様子を見る必要があり、前震活動の可能性も考えた上で、とりえず本震-余震型を想定した作業にとりかかるということになろう。ところで、地震はその発生した場所によってそれぞれ特徴を持ち、似たタイプの活動が起きることが多い。伊豆半島東方沖のように繰り返し群発地震が発生する地域もある。日本の各地域について、群発地震が発生しやすい場所であるかどうか、改良大森公式のパラメータやb値の平均値はどうなっているか等、地域毎にそれらを調べてデータベース化し(第1表)、地震が発生した時にすぐにそれを利用できるようにしておく、地震活動のタイプを見極める上で役立つと考えられる。

§4で述べたように、本震直後はモデル適用期間が短く、余震活動のゆらぎも大きいので改良大森公式のパラメータが不安定になり、余震確率を安定的に求めることが容易でない。宇津(1999)は、1日ほどの短い期間で、地震処理の欠落や欠測等があって積算地震回数が使えない場合でも信頼できるパラメータが得られる1つの方法を提案している。現在、気象庁の業務用プログラムではパラメータ推定に最尤法を用いているが、短期間のデータで信頼できるパラメータを求めるにあたって、最尤法の他に宇津の方法などでも計算し、比較、検討してみる必要があるだろう。

ところで、本震後1日以内の余震域は本震の震源域を表すと考えられるが、その後余震域は周囲に次第に拡大する。また、本震の震源域からやや離れた場所で比較的大きな地震が発生することもあり、それはしばしば「広義の余震」と呼ばれる。有名な例としては1944年東南海地震(M7.9)の1ヶ月ほど後に発生した三河地震(M6.8)がある。最近では1998年石垣島南方沖の地震(M7.6)の6ヶ月ほど後に、本震の位置から北東におよそ50km離れた場所でM6.3の地震が発生した例がある。時間間隔がやや長い、これも広義の余震といつて良いだろう。これら広義の余震の発生は、改良大森公式(1)と地震の規模別分布を示すGutenberg-Richterの式(2)の組み合わせから計算される余震の確率予測の対象とはならないものである。地震が誘発されやすい領域は、例えば本震発生の影響で周囲に分布する断層が滑り、破壊に近づいたか遠ざかったかを示すCoulomb破壊関数の変化(ΔCFF) (Stein and Lisowski, 1983など)の計算で

推定されるとしても、震源域からどの程度の距離のところでいつ発生するか、その予測を行うのは現状では難しい。大きな地震が発生した時は、余震の発生確率が小さくなってからも、広義の余震の発生に注意を向ける必要があるだろう。

空間的にやや離れたところで発生する広義の余震活動に対して、余震域内で時間が経ってから活動が再び活発化することがある。減衰の異常に小さな余震活動をこれに加えることもできよう。広義の余震にしろ、また時間遅れの活動にしろ、いずれにしても、本震発生によって引き起こされた震源域とその周辺の応力場の擾乱が、時間空間的に平衡を取り戻していく過程でしばしば見ることができ。§3で見た、余震活動が長引いている宮城県南部の地震は、間隙水の存在が破壊特性に大きな影響を与える(Scholz, 1993)地殻内断層の深部で発生したと考えられており、その活動の推移は、弾性変形から塑性流動へ移行する遷移層中での応力変化の状況を反映していることが予想される。東北地方では、1994年三陸はるか沖地震の後、その震源域の南側でプレート間カップリングの進行に伴う歪が蓄積しており(東北大学理学部, 1997)、また、内陸部でクラスターの地震活動が活発化している(吉川ほか, 1999)。これらは、東北地方全体でテクトニックな応力が高まっていることを示すと考えられることから、余震活動が長引いている宮城県南部の地震の震源に近い長町-利府線断層帯周辺については、今後の地震活動を注意深く監視していきたい。

余震発生予測は、あるマグニチュード以上の余震が発生する確率として発表される。一方、情報を受けとる側では、それぞれの場所である震度以上の揺れを感じる可能性がどの位あるかに重大な関心を持つのはいうまでもない。現状においてそうした揺れの大きさに関する確率が発表できないのは、余震域内のどこで大きな余震が起きやすいか見極めが容易でないこと、地盤強度によって揺れが著しく変わってくることなどの理由による。しかし、今後はこれらについて基礎的な調査・研究を積み重ねた上で、将来的には本震発生後にそれぞれの場所での揺れの大きさに関する確率情報を発表する手法の開発を図っていく必要があるだろう。

なお、余震に関する情報は、被災地域の住民及び防災機関の関係者の応急対策または復旧活動の参考にしてもらうために発表される。余震確率の予測精度を上げるために、今後も新しい手法を取り入れ、プログラムの改良

を行っていくことが必要であるのは当然として、余震に関する情報が防災活動の支援材料として一層有効に活用されるためには、余震確率の数値を含む防災情報に対して、防災機関や一般住民など、それぞれ受け手側がどのような対応をとるべきか、あらかじめ十分議論しておくことが重要であると考えられる。

§ 7 まとめ

気象庁では1998年から余震の確率予測を行っている。対象とする地震は震度5弱以上を観測した本震—余震型の場合となっていて、1998年から1999年3月の期間に実際に情報を発表したケースは岩手県内陸北部の地震(1998年9月3日, M6.1)のみであるが、この地震以外にも気象庁では余震活動の確率予測に必要なパラメータ(改良大森公式の K , c , p と b 値)を決定し、活動の推移を監視するうえでその計算結果を活用している。その作業の過程で、以下に記すような注意すべき点があることがわかった。

- (1) K のみ推定する方法からより精密な計算結果に切換えるのは、1日ほど待ってパラメータが安定するのを見てからのほうが良い。
- (2) b 値が小さいほど余震確率は大きくなる。本震後1日以内は b 値が小さく求まる傾向があるので注意する必要がある。
- (3) 地震の M の下限 M_{th} は検知力以上で、かつあまりデータ数が少なくならない範囲を考慮して適当にとる必要がある。
- (4) 火山近傍では余震活動の一般的性質として大きい余震が起きやすいといわれているので、地震がどこで発生しているかに留意する必要がある。
- (5) 余震域の顕著な拡大や誘発性の広義の余震を伴うような活動は、単一の改良大森公式のモデルに良くあてはまらず、モデル適用期間を長くしていくとパラメータが変動して、余震確率を過大(小)評価することになるので、地震活動の推移に十分注意する必要がある。

改良大森公式のパラメータ(特に p 値)の時間的変化をやや長い期間にわたって追跡することにより、1998年に発生した三重・岐阜県境付近の地震や宮城県南部の地震のように異常に長引いて p 値が小さく求まる余震活動の場合、本震後数日間では、反対に p 値が地殻内の標準値よりかなり大きいことがあることもわかった。

改良大森公式のパラメータを推定する方法としては最尤法が一般的であるが、シミュレーションによると変数を1つ減らした(非線型)最小二乗法やAnderson-Darling法でも同等の結果が得られることがわかった。

余震活動のクラスターの性質が強いと余震確率の揺らぎが大きくなる。Anderson-Darlingの統計量の W_n^2 は、余震確率予測の安定性に影響する余震活動のクラスター化の程度を示す目安の1つとして使えることがわかった。

謝辞

本論文は、2名の査読者によるていねいな査読と、尾形良彦博士および山科健一郎博士からいただいた有益なコメントによってたいへん改善されました。厚く感謝いたします。また、余震発生の確率予測が防災情報として防災機関や一般住民の方々へ業務としてすみやかに伝えられるようになるにあたっては、多くの人たちの努力があったことを特記しておきたいと思います。

参考文献

- 細野耕司・吉田明夫(1992):余震活動の予報, 気象研究所研究報告, **42**, 145-155.
- 地震調査研究推進本部地震調査委員会(1998):余震の確率評価手法について, 69pp.
- 地質調査所(1998):4月22日岐阜県美濃中西部の地震にかかわる活断層及び液状化について, 地震予知連絡学会報, **60**, 469-474.
- 松浦律子(1993):改良大森公式中のパラメータ値について—日本付近の $M \geq 6.0$ の余震活動(1969-1991), 地震惑星科学関連学会予稿集, 224.
- 松浦律子(1995):大森公式から1世紀—余震減衰に関する研究, 地震ジャーナル, **19**, 33-44.
- Scholz, C.H.・柳谷俊訳(1993):地震と断層の力学, 古今書院, 506pp.
- 東北大学理学部(1997):東北地方における地殻変動連続観測—GPS観測により得られたプレート間カップリングの空間分布—, 地震予知連絡学会報, **58**, 55-63.
- 宇津徳治(1957):地震のマグニチュードと余震の起りかた, 地震2, **10**, 35-45.
- 宇津徳治(1965):地震の規模別度数の統計式 $\log n = a - bM$ の係数 b を求める一方法, 北海道大学地球物理学研究報告, **13**, 99-103.
- 宇津徳治(1977):地震学, 共立出版, 286pp.

宇津徳治 (1999) : 大きい余震の発生確率の算定, 地震ジャーナル, **27**, 1-7.

渡部力・名取亮・小国力監修 (1989) : Fortran77による数値計算ソフトウェア, 丸善, 325pp.

吉川一光・吉田明夫・山科健一郎 (1999) : 1998年に東北地方内陸のあちこちで見られたクラスターの地震活動, 地球惑星科学関連学会合同大会予稿集, Sm-001.

Akaike, H. (1974) : A new look at the statistical model identification, IEEE Trans. Autom. Control, AC-19, 716-723.

Aki, K. (1965) : Maximum likelihood estimate of b in the formula $\log N = a - bM$ and its confidence limits, Bull. Earthq. Res. Inst., **43**, 237-239.

Anderson, T.W. and D.A. Darling (1952) : Asymptotic theory of certain "goodness of fit" criteria based on stochastic process, Ann. Math. Stat., **23**, 193-212.

Anderson, T.W. and D.A. Darling (1954) : A test of goodness of fit, J. Am. Stat. Soc., **49**, 765-769.

Cox, D.R., and P.A.W. Lewis (1966) : The statistical Analysis of Series of Events, Methuen, London., 285pp

Lewis, P.A.W. (1961) : Distribution of the Anderson-Darling statistic, Ann. Math. Stat., **32**, 1118-1123.

Nyffenegger, P. and C.Frohlich (1998) : Recommendations for determining p values for aftershock sequences and catalogs, Bull. Seism. Soc. Am. **88**, 1144-1154.

Ogata, Y. (1983) : Estimation of the parameters in the modified Omori formula for aftershock frequencies by the maximum likelihood procedure, J.Phys. Earth, **31**, 115-124.

Reasenberg, P.A. and L.M. Jones (1989) : Earthquake hazard after a mainshock in California, Science, **243**, 1173-1176.

Stein, R.S. and M. Lisowski (1983) : The 1979 Homestead Valley earthquake sequence, California: control of aftershocks and postseismic deformation, J. Geophys. Res., **88**, 6477-6490.

Utsu, T. (1961) : A statistical study on the occurrence of aftershocks, Geophys. Mag., **30**, 521-605.

Utsu, T. (1969) : Aftershocks and earthquake statistics (1), J. Fac. Sci., Hokkaido Univ., Ser.7, **3**, 129-195.

Yamakawa, N. (1968) : Foreshocks, aftershocks and

earthquake swarms (IV) -Frequency decrease of aftershocks in its initial and later stages, Pap. Met. Geophys., **19**, 109-119.

付録

(A) 最小二乗法 (非線型)

改良大森公式によると単位時間当たりの余震数 $v(t)$ は

$$v(t) = \frac{K}{(t+c)^p} \quad (A1)$$

ここで t は本震発生時を起点とした経過時間である。 T_1 , T_2 をモデル適用区間の最初と最後の時刻とする。 T_1 から T_2 までに観測された N 個の地震の発生時刻を t_i ($i=1, N$) とし, T_1 から t_i までの地震の積算回数を SO_i , 公式 (A1) による積算回数を SC_i とする。

$$SC_i = \int_{T_1}^{t_i} v(t) dt = \int_{T_1}^{t_i} \frac{K}{(t+c)^p} dt = KA(T_1, t_i, c, p) \quad (A2)$$

ここで

$$A(T_1, t_i, c, p) = \begin{cases} \ln(t_i + c) - \ln(T_1 + c) & ; p = 1 \\ \{(t_i + c)^{1-p} - (T_1 + c)^{1-p}\} / (1-p) & ; p \neq 1 \end{cases}$$

時刻 T_2 で SO_i と SC_i が一致するという条件を付けるとより

$$K = N / A(T_1, T_2, c, p)$$

となり, K は c と p の関数となる。

$$F = \sum_{i=1}^N (SO_i - SC_i)^2 \quad \text{は } c \text{ と } p \text{ の関数であるから,}$$

F を最小にするように Marquardt 法などの方法により c と p を調整する。

(B) 最尤法

Ogata (1983) において $c = d^2$ (≥ 0) と変数変換して改良大森公式のパラメータを K , d , p とすると (A1) は

$$v(t) = \frac{K}{(t+d^2)^p} \quad (B1)$$

となる。対数尤度関数 $L(K, d, p)$ は

$$\ln L(K, d, p) = N \ln K - p \sum_{i=1}^N \ln(t_i + d^2) - KA(T_1, T_2, d^2, p) \quad (B2)$$

$\ln L$ を極小とするには以下に示すような K, d, p による $\ln L$ の偏微分がすべてゼロとなれば良い。

$$\frac{\partial \ln L}{\partial K} = \frac{N}{K} - A(T_1, T_2, d^2, p) \quad (B3)$$

$$\frac{\partial \ln L}{\partial d} = -2d \left[p \sum_{i=1}^N \frac{1}{t_i + d^2} + K \{ (T_2 + d^2)^{-p} - (T_1 + d^2)^{-p} \} \right] \quad (B4)$$

$$\frac{\partial \ln L}{\partial p} = - \sum_{i=1}^N \ln(t_i + d^2) - K \{ (T_2 + d^2)^{1-p} - (T_1 + d^2)^{1-p} \} / (1-p)^2 \\ + K \{ (T_2 + d^2)^{1-p} \ln(T_2 + d^2) - (T_1 + d^2)^{1-p} \ln(T_1 + d^2) \} / (1-p) \quad (B5)$$

ただし、 $p \neq 1$ とする。(B5) の偏微分は $p=1$ の近傍では発散するので、この場合は (B2) を直接用いて数値差分により求める。なお初期値として $d=0$ とおけば (B4) から d についての偏微分は初めからゼロとなり、Davidon-Fletcher-Powell法を使用すると、改良大森公式で $c=0$ とした場合のパラメータ K, p が求められる。

(C) Anderson-Darling 法

Anderson-Darling 法の統計量は次のように定義される。

$$W_n^2 = -n - \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \{ (2k-1) \ln u_k + (2n-2k+1) \ln(1-u_k) \}$$

$k=1, 2, \dots, n$ に対し

$$u_k = N_{\text{exp}}(t_k) = \frac{1}{n} \int_{t_1}^{t_k} v(t) dt = \frac{1}{n} \int_{t_1}^{t_k} \frac{K}{(t+c)^p} dt = \frac{1}{n} KA(T_1, t_k, c, p) \quad (C1)$$

W_n^2 を最小にするようにパラメータ K, c, p を求めれば良い。データの最後で観測値と理論値のデータの総数が一致するという条件を付けると、

$$K = n / A(T_1, T_2, c, p)$$

が成り立ち、パラメータ数が 2 (c, p) となる。 W_n^2 の c, p による偏微分は

$$\frac{\partial W_n^2}{\partial c} = - \frac{A(T_1, t_k, c, p)}{A(T_1, T_2, c, p)^2} \{ (T_2 + c)^{-p} - (T_1 + c)^{-p} \} + \frac{K}{n} \{ (t_k + c)^{-p} - (T_1 + c)^{-p} \} \quad (C2)$$

$$\frac{\partial W_n^2}{\partial p} = - \frac{A(T_1, t_k, c, p)}{A(T_1, T_2, c, p)^2} \left[\frac{1}{(1-p)^2} \{ (T_2 + c)^{1-p} - (T_1 + c)^{1-p} \} \right. \\ \left. - \frac{1}{1-p} \{ (T_2 + c)^{1-p} \ln(T_2 + c) - (T_1 + c)^{1-p} \ln(T_1 + c) \} \right] \\ + \frac{K}{n} \left[\frac{1}{(1-p)^2} \{ (t_k + c)^{1-p} - (T_1 + c)^{1-p} \} \right. \\ \left. - \frac{1}{1-p} \{ (t_k + c)^{1-p} \ln(t_k + c) - (T_1 + c)^{1-p} \ln(T_1 + c) \} \right] \quad (C3)$$

となる (ただし、 $p \neq 1$ の場合)。 $c \geq 0$ と仮定すれば、 $c = d^2$ とおいて (B) と同様に計算することができ。