

ETAS モデルを用いた地震活動の短期確率評価

石垣祐三*

A New Method to Evaluate Occurrence Probability of Earthquakes Based on the ETAS Model

Yuzo ISHIGAKI

(Received April 20, 2005 : Accepted October 20, 2005)

ABSTRACT

The Japan Meteorological Agency issues information on aftershock probability after occurrences of large earthquakes. The occurrence probability of aftershocks is evaluated by combining the Gutenberg-Richter formula and the modified Omori formula (Earthquake Research Committee, 1998).

This study presents a new method for probability evaluation by using the ETAS model (Ogata 1988, 1992) instead of the modified Omori formula. The present method can be applied to seismic activities not only of the main shock-aftershock type, but also of the swarm type.

We first determine the parameters of the ETAS model based on seismic activity of the past. The occurrence probability of earthquakes is then evaluated by the Monte Carlo method, which is carried out as follows:

- 1) For a short time interval Δt , an earthquake is generated with probability $\lambda(t) \Delta t$. Here $\lambda(t)$ is the intensity function of the ETAS model at the present time t .
- 2) When an earthquake occurs in step 1), its magnitude is determined by the truncated Gutenberg-Richter distribution (Utsu, 1978).

The present method is applied to some of the recent activities. For activities of the main shock-aftershock type, no significant difference in evaluation is observed between the present method and that of the Earthquake Research Committee. For swarms, probability shows natural ups and downs, depending on the activity of the past.

1. はじめに

気象庁及び地震調査推進本部地震調査委員会は、本震-余震型の地震活動について、余震回数の減少を表す改良大森公式（以下、MO 式）とマグニチュード（以下、M）別の分布を表すグーテンベルク・リヒターの式（以下、G-R 分布）を応用した余震確率評価を行っている（地震調査研究推進本部地震調査委員会, 1998）。

この評価方式で用いられる MO 式は、対象が余震活動に限られる。一方 ETAS (Epidemic-type Aftershock-sequences : Ogata, 1988, 1992) モデルは、本震-余震型の活動以外へも適用できるため、ETAS モデルに地震の M 分布モデルの仮定を組み込めば、本震-余震型に限らず群発活動も含む一般の地震活動に対して確率

評価が可能になる。本稿では、その方法を確立し、実際の活動に適用した結果を報告する。

本稿の構成は以下の通りである。2 節に手法の詳細を述べる。主な内容は、

- 1) 余震確率評価における MO 式に替えて ETAS モデルの適用
 - 2) 余震確率評価における G-R 分布に替えて切断 G-R 分布（宇津, 1978）の適用
 - 3) シミュレーション及び M の分布手法として、モンテカルロ法の適用
- である。

この手法の適用対象は、主に大規模な地震発生後の 1 ヶ月程度までの短期間の確率評価に焦点を合わせる。

*地震火山部地震津波監視課 Earthquake and Tsunami Observations Division, Seismological and Volcanological Department

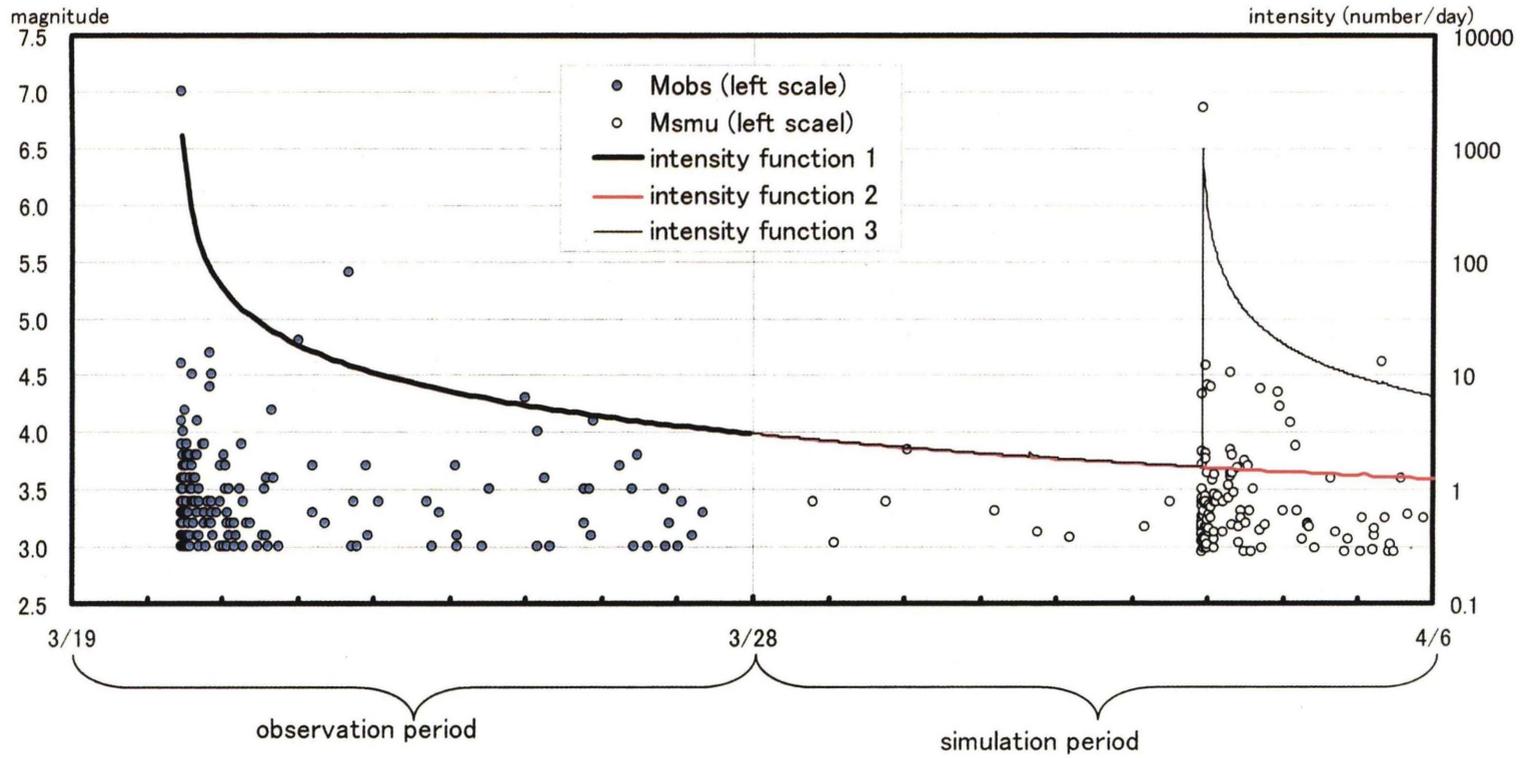


Figure.1 An example of Monte-Carlo simulation using ETAS model

Mobs: magnitudes of earthquakes observed

Msmu: magnitudes of earthquakes generated by simulation

Intensity function 1: intensity in observation period

Intensity function 2: intensity due to earthquakes in the observation period

Intensity function 3: intensity due to earthquakes in the observation period and simulation period

Intensity function 2 is calculated beforehand to save computation time.

3節は、実際の活動に手法を適用した結果である。3-1節は、本震-余震型の地震活動への適用と現行の余震確率評価との比較、3-2節は群発地震活動への適用を述べる。群発地震活動においては、現状において本稿で取り上げる以外の評価手法がないので、実際の活動との比較を行うことにする。4節では、この手法の応用を考察し、事前に推定されたパラメータを将来の活動に適用した例を紹介する。5節はまとめである。

2. 方法

2-1 ETAS モデル

ETAS モデルではある時刻 t までの地震積算回数 $\Lambda(t)$ は、以下の式で与えられる。

$$\Lambda(t) = \mu(t-t_0) + k \sum_{t_i < t} \exp\{\alpha(M_i - M_{th})\} \{c^{1-p} - (t-t_i+c)^{1-p}\} / (p-1) \dots (1)$$

ここで、 M_{th} は対象とする地震の M のしきい値^{*1}、 t_0 は解析起点の時刻、 t_i と M_i はそれぞれ $t_0 \sim t$ までの期間に発生した M_{th} 以上の地震の発生時刻と M である。(1)式の右辺第2項での和は t より前に発生した地震による影響をすべて足しあわせることを意味している。

推定すべきパラメータは、活発さの程度を表す k 、発生した地震の M の効率を表す α 、時間軸の調整を表す c 、時間的減衰を表す p 、ポアソンの発生強度を表す μ の5個である。パラメータ μ は定常の地震発生強度を現しているが、大地震発生後の短い期間における推定値は、過大な値をとることがある。このため、大地震の発生していない期間における推定値も参照する。特に定常的な活動がほとんどない場合は、 $\mu=0$ とおく。これらパラメータの推定には最尤法を用いる。

*1 マグニチュードの刻みが0.1幅なので、「 M_0 以上の地震」に対しては、 $M_{th}=M_0-0.05$ とおく。

2-2 シミュレーション方法

まず、地震発生のシミュレーション(モンテカルロ法による見本過程の生成)方法を述べる。

ある時刻を t とし、そこから微小な時間 dt が経過した状態を考える。この微小期間に地震が発生する確率は、 $\Lambda(t)$ を時間で微分した強度関数 $\lambda(t)$ を用いて、 $\lambda(t) dt$ で与えられる。それゆえ ξ を $[0,1]$ の値を取る一様乱数とすると、 $\xi \leq \lambda(t) dt$ の場合に地震を発生させることにより、見本過程のシミュレーションが可能

になる。

実際のシミュレーションでは $dt = 10^{-4}$ (日)、また一様乱数の発生には Matsumoto and Nishimura (1988) による Mersenne Twister を用いた。(1)式から分かるように、 $\lambda(t)$ の計算には t 以前に発生した地震の影響を足しあわせる必要がある。この中で予測開始時より以前に発生した地震による寄与分が最も時間を要するため、以下のような簡略法をとる。過去の地震の影響は時間の経過と共に小さくかつ変化も穏やかになるため(図1の強度関数2参照)、予測開始後から0.01日刻みでこれらの地震の影響をあらかじめ計算しておき、その中間点での値は端点での値を比例配分する。

次に M の配分について述べる。発生した地震の規模 X は分布関数 F に従う、すなわち $\text{Prob}(X \leq x) = F(x)$ ^{*2} とする。このような X は先ほどの一様乱数 ξ を用いて $X = F^{-1}(\xi)$ とすることにより得られる^{*3}。ここで F^{-1} は F の逆関数である。G-R分布を仮定すると、規模の上限が無い場合、大きな M が発生して、地震の発生がとまらない(解の爆発)現象が起きる事がある。これを回避するため、切断G-R分布(宇津1978等)と宇津(1971)による上限 M_{up} をもつ分布を採用する。

1) 切断G-R分布

$$\text{密度関数 } f_T(x) = (\beta / C_T) \exp(-\beta(x - M_{th}))$$

$$M_{th} \leq x < M_{up} \quad (2)$$

$$\text{分布関数 } F_T(x) = \{1 - \exp(-\beta(x - M_{th}))\} / C_T \quad (3)$$

ここで、 $\beta = b \ln 10$ である。 C_T は規格化のための定数で

$$C_T = 1 - \exp(-\beta(M_{up} - M_{th})) \quad (4)$$

F_T の逆関数は

$$F_T^{-1}(x) = M_{th} - (1/\beta) \log(1 - C_T x)$$

2) 上限 M_{up} を持つ宇津の分布の場合^{*4}

$$\text{密度関数 } f_U(x) = (\beta^2 / C_U) (M_{up} - x) \exp(-\beta(x - M_{th})) \quad (5)$$

$$\text{分布関数 } F_U(x) = \{1 - \beta(M_{up} - x)\} \exp(-\beta(x - M_{th})) / C_U + \{\beta(M_{up} - M_{th}) - 1\} / C_U \quad (6)$$

規格化のための定数 C_U は

$$C_U = \exp(-\beta(M_{up} - M_{th})) + \beta(M_{up} - M_{th}) - 1 \quad (7)$$

F_U の逆関数は初等関数で表すことができないので、あらかじめ数値的に分布関数を求めておき、単調減少関数であることを利用して該当する M を求める。

*2 確率論と統計学の一般的表記法に従った。地震の文献

(宇津(1999)など)では $\text{Prob}(X \geq x)$ を $F(x)$ と表記することがある。

*3 $\text{Prob}(X \leq x) = \text{Prob}(F^{-1}(\xi) \leq x) = \text{Prob}(\xi \leq F(x)) = F(x)$.

*4 宇津(1999)による累積分布関数 11.105 式に誤植がある。

既存の余震確率評価を含めて以上の手法を整理すると、地震発生強度に関して、MO 式、ETAS モデルの 2 つ、発生した地震の M 分配に関して、G-R、切断 G-R、宇津分布 (M の上限を含む式) の 3 つのモデルがある。発生強度と M の分布のモデル、それぞれは独立であり、このためこれらを組み合わせると 6 通りのモデルができる (以下、モデル 1～6 と記す。表 1)。ただし、MO 式を重ね合わせたモデルは、簡単のため省略した。

モデル 1 は、地震調査委員会(1998)による余震確率モデルである。G-R 分布は本震 M を含めずに b 値を求める。モデル 2, 3 は伊藤・明田川 (準備中) により余震確率等算出の計算式が示されている。切断 G-R 分布 (モデル 2) と宇津分布 (モデル 3) における M の上限値の扱いは、前者が本震の M 、後者が観測されている余震によって求めることとする。

モデル 4 は、解の爆発現象があるので、今回は扱わない。モデル 5 と 6 の M の上限値は、本震-余震型の場合、モデル 2, 3 と同じとする。群発型における M の上限値は、その活動において観測されている最大値 (モデル 5) 及び観測された地震による推定値 (モデル 6) とする。また、ETAS パラメータ μ は、それ以前の活動がほとんどない場合 0 とする。

モデル 5 と 6 の評価方法は、3 日間の試行を 1000 回行い、試行ごとの M 別発生回数 (ある M 以上の地震があったか否か)、すべての試行を集計した M 別の発生回数等から、モデル 1～3 と比較できる数値を求める。

3. 結果

3-1 本震-余震型への適用

4 つのケースについて適用した。それらは、①1995 年兵庫県南部地震 ($M7.3$, 図 2-1)、②2003 年十勝沖地震 ($M8.0$, 図 2-2)、③2005 年福岡県西方沖の地震 ($M7.0$, 図 2-3)、④2004 年新潟県中越地震 ($M6.8$, 図 2-4) である。表 2 には、各地震活動のモデルパラメータを示した。

Table.1 Evaluation methods for aftershock sequences and seismic swarms

	Intensity function	M distribution	Main-shock -aftershock	Seismic swarm
model.1	MO	G-R	○	×
model.2	MO	T-GR	○	×
model.3	MO	Utsu	○	×
model.4	ETAS	G-R	△	△
model.5	ETAS	T-GR	○	○
model.6	ETAS	Utsu	○	○

MO: Modified Omori model

ETAS: ETAS model

G-R: Gutenberg and Richter formula

T-GR: truncated Gutenberg and Richter formula (Utsu, 1978)

Utsu: Utsu model (Utsu, 1971)

○: available

×: not available

△: not available for practical use

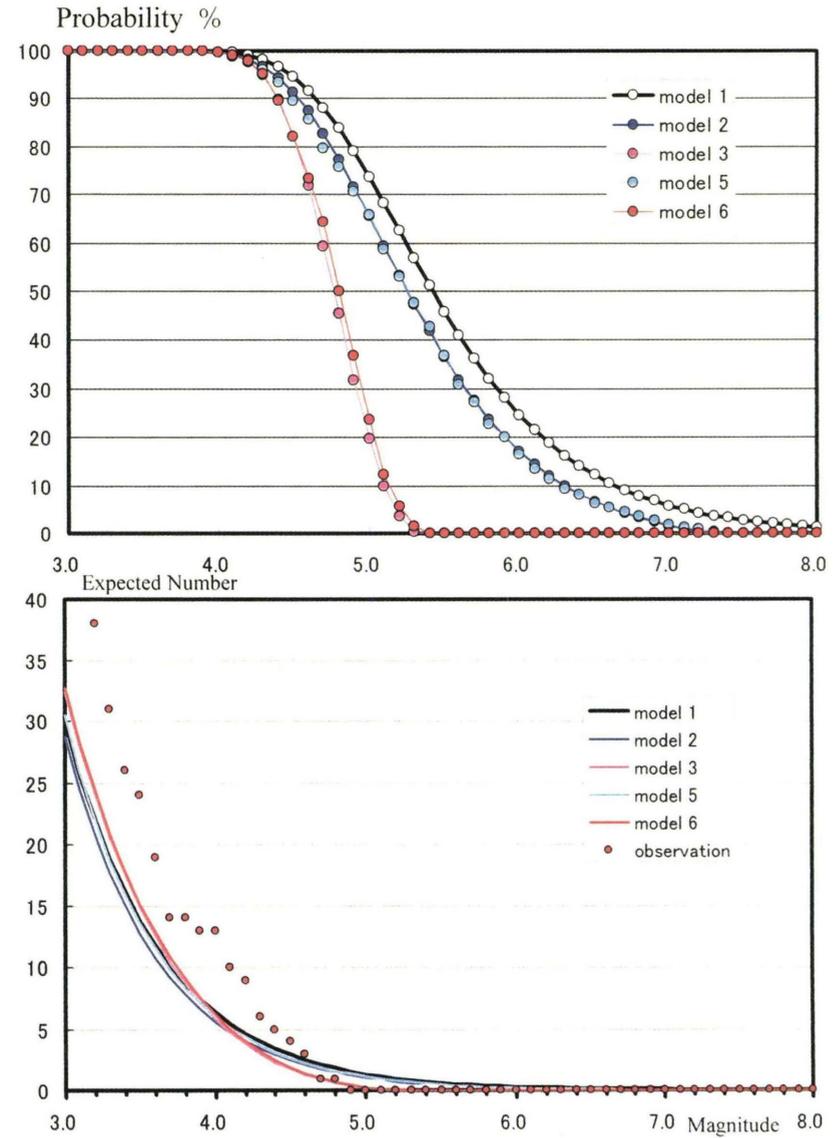
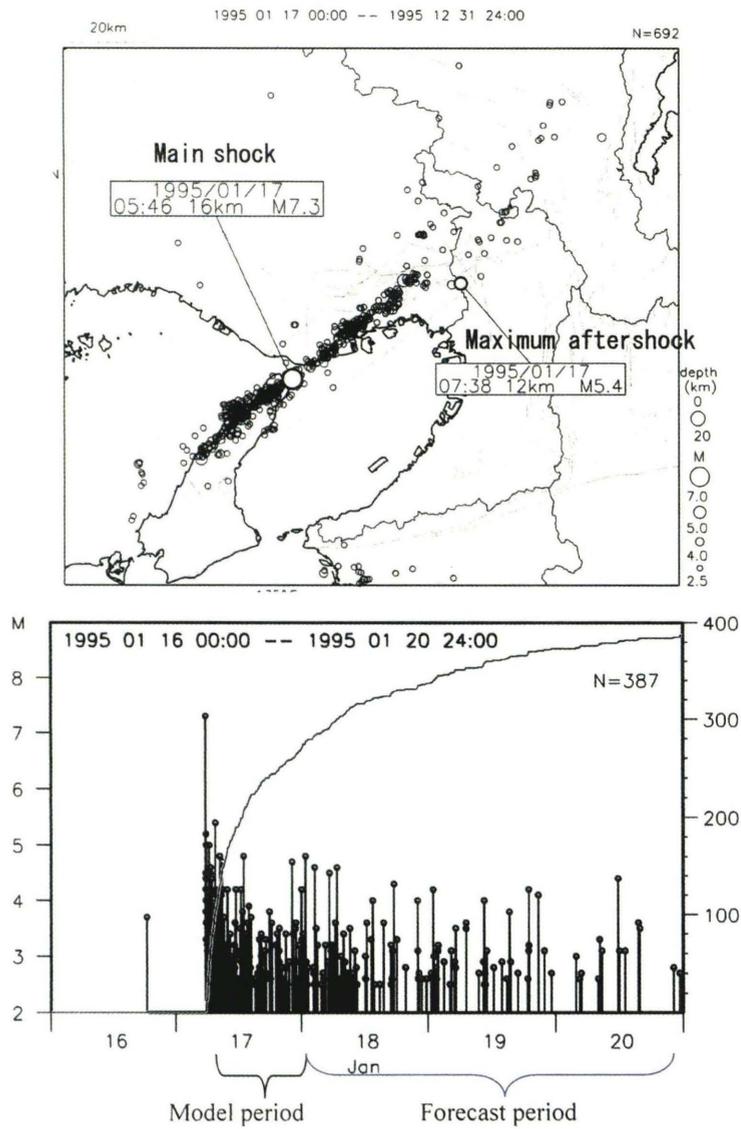


Figure.2-1 Application of Various Model for Main shock-Aftershock Sequences (1995/01/17 Kobe Earthquake M7.3)

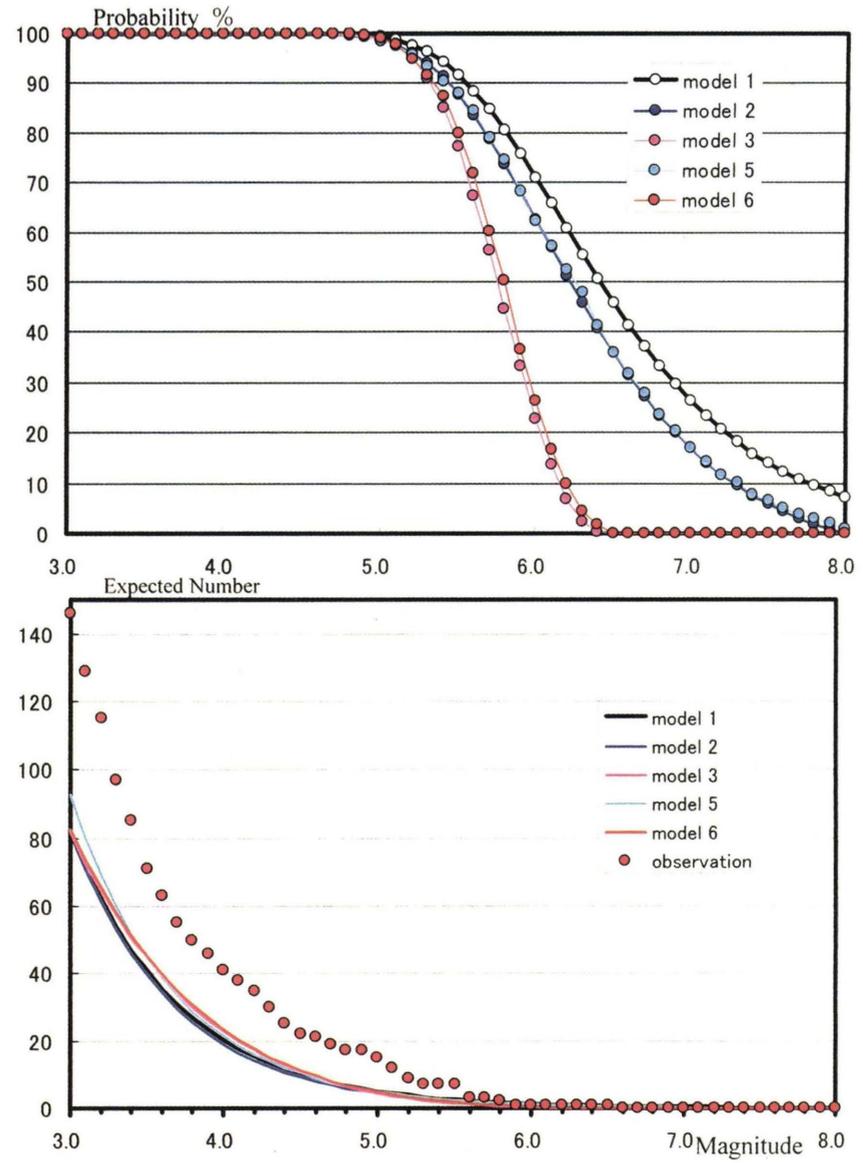
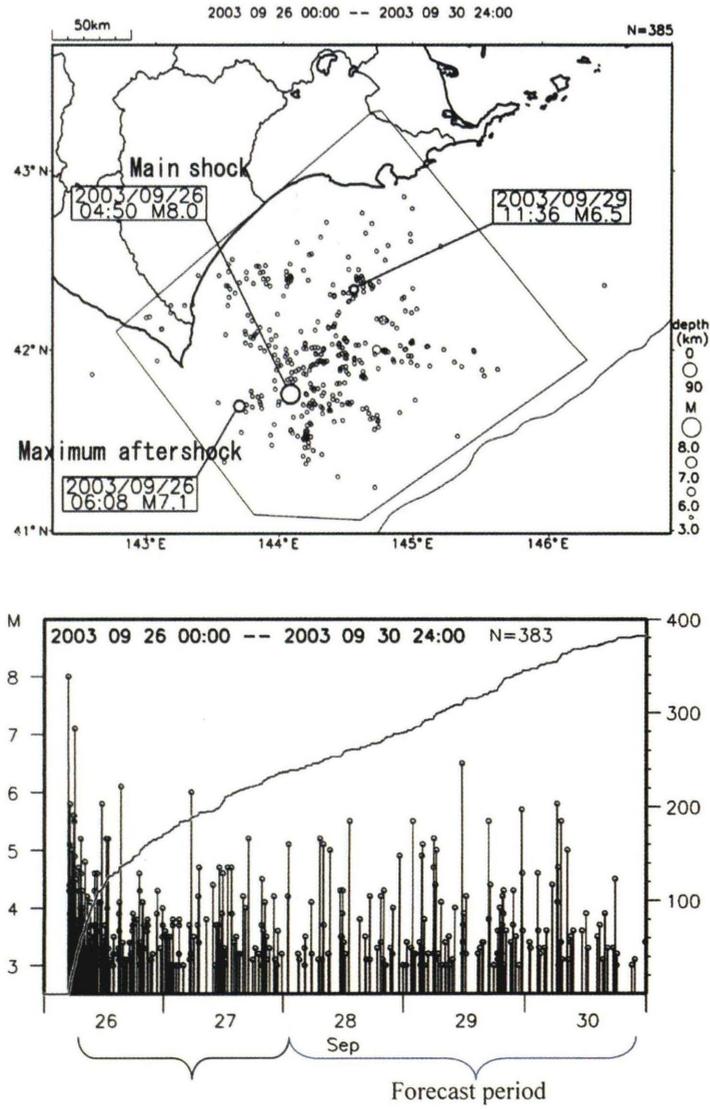


Figure.2-2 Application of various model for Main shock-aftershock type (2003/09/26 Off Tokachi Earthquake M8.0)

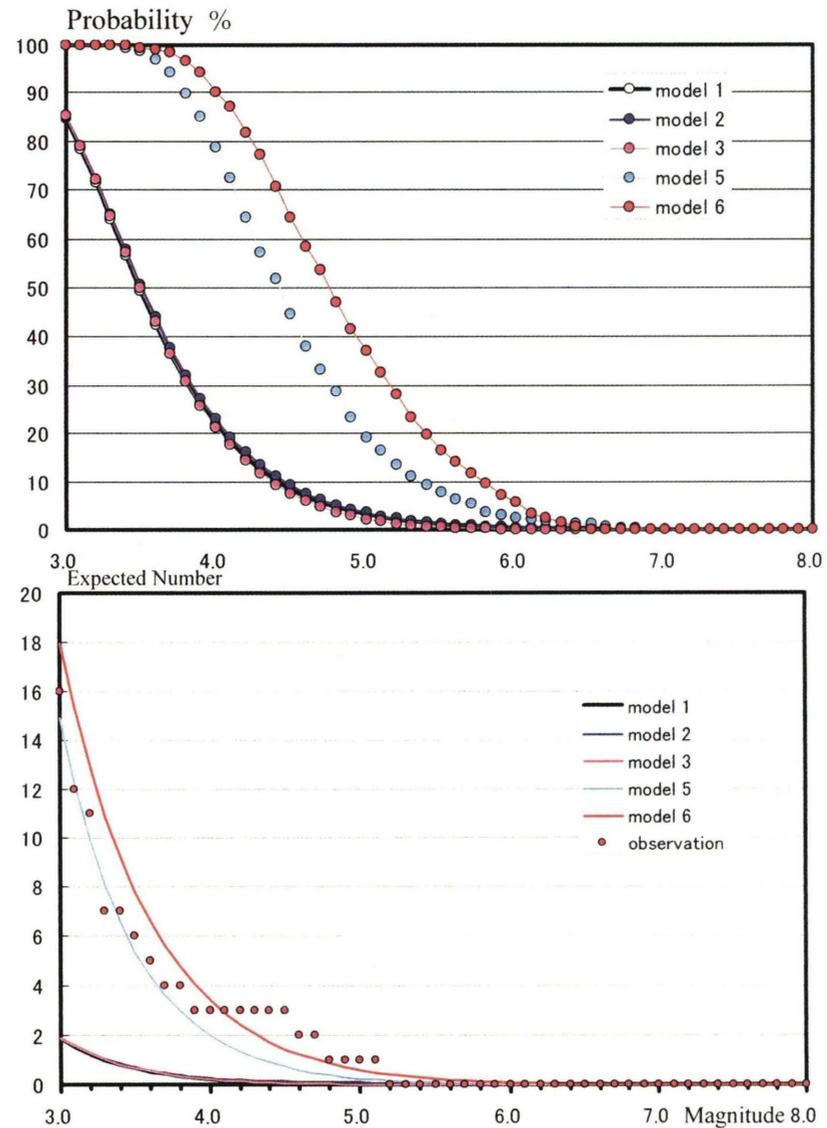
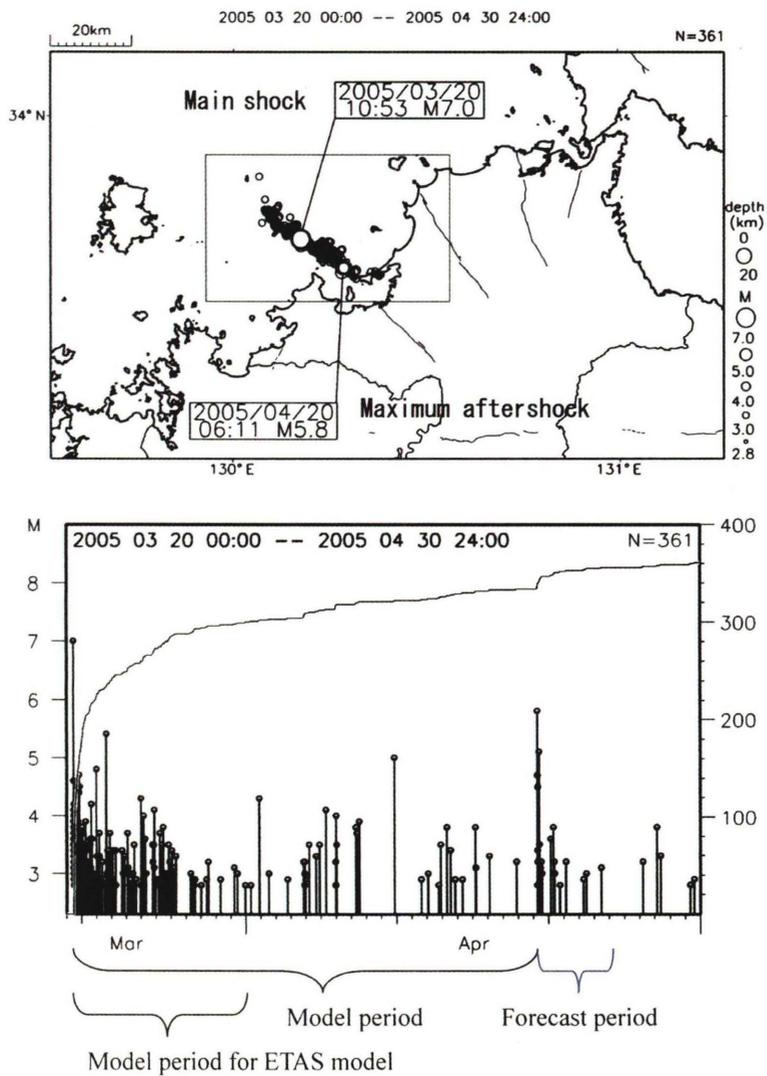


Figure.2-3 Application of Various Model for Main shock-Aftershock Sequences (2005/03/20 Fukuoka Earthquake M7.0)

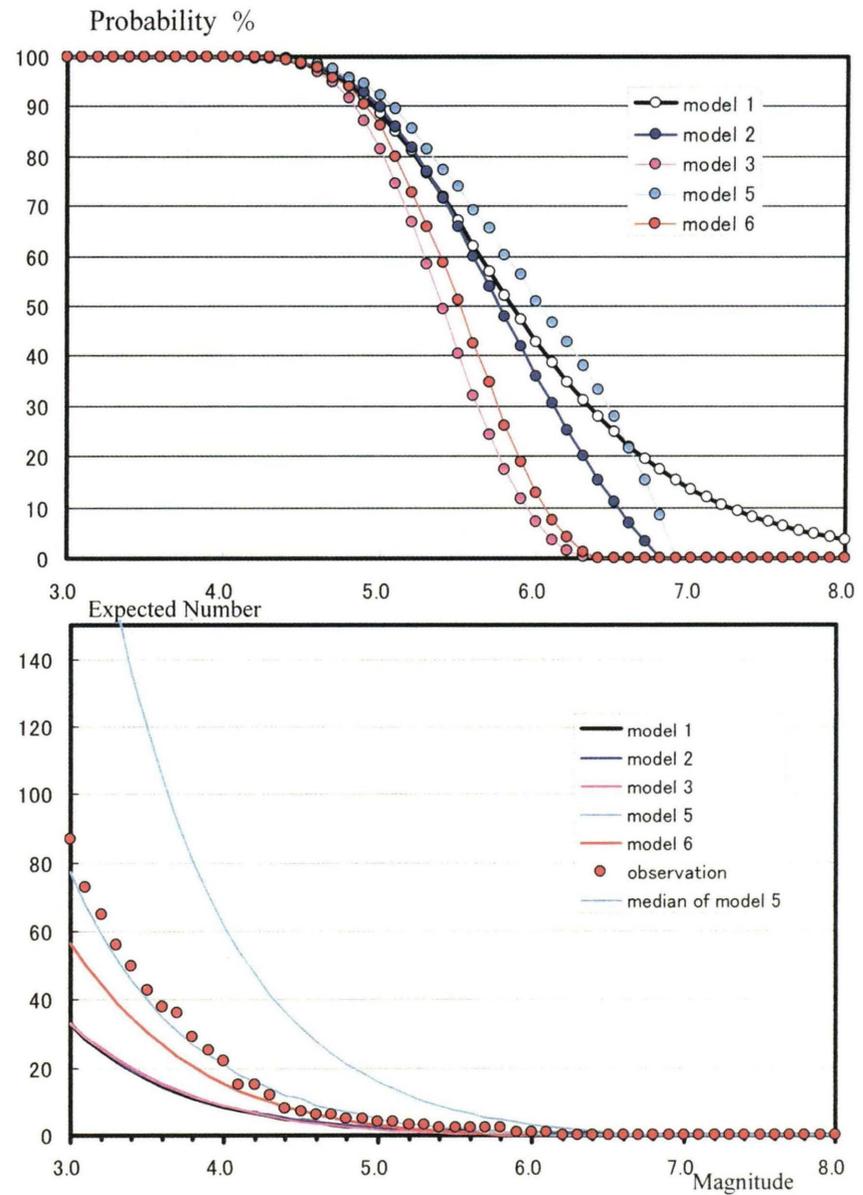
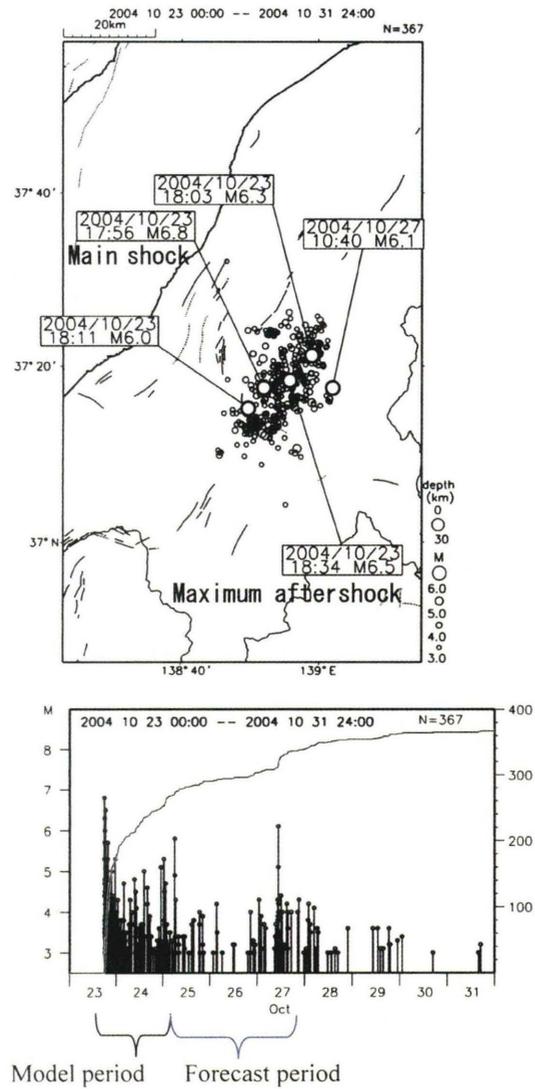


Figure.2-4 Application of Various Model for Main shock-Aftershock Sequences (2004/10/23 Niigata Chuetsu Earthquake M6.8)

Table.2 Parameters of model 1-3,5-6

(1) 1995/1/17 Kobe Earthquake Mo7.3					
Modeling period : 1995/1/17 05:46 - 1/17:23:59 (0.76day)					
	model 1	model 2	model 3	model 5	model 6
Mth	2.5	2.5	2.5	2.5	2.5
μ	-	-	-	0.00	0.00
K or k	63.48	63.48	63.48	1.26E-09	1.26E-09
c	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13
α	-	-	-	5.08	5.08
p	1.65	1.65	1.65	1.65	1.65
b	0.68	0.66	0.36	0.66	0.36
Mup	-	7.30	5.35	7.30	5.35

(2) 2003/9/26 Off Tokachi Earthquake Mo8.0					
Modeling period : 2003/9/26 04:50 - 9/27 23:59 (1.80day)					
	model 1	model 2	model 3	model 5	model 6
Mth	3.0	3.0	3.0	3.0	3.0
μ	-	-	-	0.00	1.00
K or k	83.04	83.04	83.04	3.64E-03	3.64E-03
c	0.10	0.10	0.10	0.03	0.03
α	-	-	-	2.06	2.06
p	0.96	0.96	0.96	1.42	1.42
b	0.61	0.59	0.34	0.59	0.34
Mup	-	8.00	6.46	8.00	6.46

(3) 2005/3/20 Fukuoka Earthquake Mo7.0					
Modeling period : 2005/3/20 10:53 - 3/31 23:59 (11.55day)					
	model 1	model 2	model 3	model 5	model 6
Mth	2.8	2.8	2.8	2.8	2.8
μ	-	-	-	0.00	0.00
K or k	48.55	48.55	48.55	2.56E-12	2.56E-12
c	0.04	0.04	0.04	0.04	0.04
α	-	-	-	2.29	2.29
p	1.13	1.13	1.13	1.22	1.22
b	0.89	0.86	0.71	0.86	0.71
Mup	-	7.00	6.41	7.00	6.41

(4) 2004/10/23 Niigata Chuetsu Earthquake Mo6.8					
Modeling period : 2004/10/23 17:56 - 10/24 23:59 (1.25day)					
	model 1	model 2	model 3	model 5	model 6
Mth	3.0	3.0	3.0	3.0	3.0
μ	-	-	-	0.00	0.00
K or k	44.41	44.41	44.41	3.64E-03	3.64E-03
c	0.08	0.08	0.08	0.03	0.03
α	-	-	-	2.06	2.06
p	1.54	1.54	1.54	1.42	1.42
b	0.59	0.56	0.34	0.56	0.34
Mup	-	6.80	6.38	6.80	6.38

Mo: magnitude of Main shock Mth: threshold magnitude μ, k, c, α, p : ETAS model parameters
 K, p, c : Modified Omori model parameters b, Mup: truncated G-R or Utsu(1971) model parameters

これらの地震は、①と②は単純な本震-余震型（それぞれ陸域と海域）、③は二次余震の影響が見られた型、④は活発な余震活動を伴い、本震と最大余震の M の差（D 値）が小さいこと等、見方によってはやや群発的な傾向も見られた型である。

図 2 左側は、各活動の震央分布図、期間中の M-T 図、回数積算図を示した。M-T 図には、モデル期間と予測期間（すべて 3 日間）を併せて示した。右側は予測結果である。右上は横軸を M にとった余震確率（対象 M 以上の余震が 1 回以上発生する確率）の比較、右下は横軸を M にとった予測回数の比較である。予測回数には、実際にその期間に観測された余震の回数を併せて示した。

モデル 5 と 6 の予測回数は、すべての試行における地震を M 別で集計し、試行総回数（1000 回）で割った平均値である。予測の幅をみるために、各試行における、ある M 以上の発生回数の中央値を併せて示した図もある。一般的に中央値は平均値より小さくなる。これは、試行において飛び抜けて大きな M の余震が起きた場合、その余震により予測回数も、他の試行より飛び抜けて多くなるためである。発生確率は、ある M 以上の余震発生があった試行 / 試行総回数で求めた。

図 2-1 の予測回数をみると、このスケールで見るとそれぞれのモデルの差異は目立たないが、余震確率をみると大きく 3 つに分かれている。すなわち、モデル 1（G-R 分布）、モデル 2 と 5（切断 G-R 分布）、モデル 3 と 6（宇津分布）である。このことは ETAS モデルと MO モデルに差はほとんどなく、M の分布モデルの差が出ていることを示していると考えられる。予測期間に起きた最大の余震は M4.8 であり、実際の回数と予測回数のずれは、M4.0 以上で数回程度である。

図 2-2 は、図 2-1 とほぼ同様に結果になった。すなわち、地震発生強度のモデルの差異はなく、M の分布モデル毎に分かれた結果となった。

図 2-3 は、最大余震（M5.8）発生以降の予測で設定した。この設定は、二次余震を表現できる ETAS モデルと単一の MO モデルとの差異をみるためである。余震確率、予測回数とも、モデル 5 と 6（ETAS モデル）とそれ以外（MO 式）で大きく分かれた。実際の回数も、モデル 5、6 と適合がよい。なお、ETAS モデル期間と予測期間を離れたのは、最大余震までに期間をとると、 $\mu=0$ に固定した ETAS モデルのパラメータが

決まらなかったためである。

図 2-4 は、本震の M の割に余震活動が非常に活発であった例である。D 値が 0.3 と小さいことも特徴である。余震回数の予測は 3 つのグループに分かれ、モデル 5 が一番多く、次いでモデル 6、残りのモデル（MO 式を用いた 1、2、3）の順となる。図 2-4 のみ併せてモデル 5 の中央値を示したが、実際の回数は中央値に近く、MO 式による予測はかなり少ない。なお、図 2-1～2-4 で表示したスケールでモデル 5 と 6 の平均値、中央値の違いが判別できるのはこの例だけである。これら 4 例への適用結果から、主に以下の 3 つのことがわかる。

第 1 に、兵庫県南部地震と十勝沖地震など、二次余震の影響の少ない事例の場合、ETAS モデル、と MO モデルの差はほとんどないことである。ただし、ここで実際の回数との比較は問わない⁵。

第 2 に、ETAS モデルと MO モデルの差がほとんどない場合でも、M 分布のモデルによって、特に大きな M の余震発生確率に顕著な違いが出ることである。確率の大小でいうと、G-R 分布 > 切断 G-R 分布 > 宇津分布の順になる。切断 G-R 分布と宇津分布の違いは、本震 M を用いるか、観測されている余震を用いるかの違いであり、本震発生後間もない場合、最大余震の M を把握することは一般に不可能であることから、実践的には切断 G-R 分布の適用が有効であると考えられる。また、本震 M より小さい M の確率は、切断 G-R 分布と G-R 分布であまり差異はない。

G-R 分布を用いた余震確率は、予測対象の M が本震程度以上になると他のモデルより、有意に大きくなる。これは G-R 分布の b 値の小さい余震系列で顕著になる傾向がある（兵庫県南部地震、新潟県中越地震、十勝沖地震）。余震確率は、モデル 1 以外、本震の M を超えた場合 0% であるが、モデル 1 の余震確率は対象 M から ∞ まで積分しているので、b 値が小さい場合、本震 M ~ ∞ までの余震確率の数字が無視できない値になってしまう。気象庁 M の改訂（例えば験震時報 67 巻、2004）以降、b 値はやや小さく求まる傾向があるため、実用上問題になることを指摘しておく。

第 3 に、二次余震が顕著な場合、余震確率及び余震予測回数はいずれも、ETAS モデルの方が MO モデルよりも実況への適合度が高い。これは、福岡県西方沖の地震の例で顕著である。D 値の小さい新潟県中越地

震も、広い意味で二次余震の影響が顕著な例と言えるだろう。MO 型の組み合わせも原理的には適用できるが、実務的な作業（どの M 以上の余震を「本震」とするかの検討など）を考えれば、モデル 5 の適用が妥当であると考えられる。

*5 図 2-1～図 2-4 における予測回数と観測値を比較すると、一般的にオーダーレベルではほぼ合っているものの、やや予測回数が少ない傾向がある。本震発生直後では、M の大きな余震の記象に隠れて小さな余震の取りこぼし、あるいは M が決定できないことがあり、以降、余震発生間隔が空につれて、取りこぼしなく余震が決定できるようになる。このため、活動初期のパラメータを用いた予測は、余震の回数でいうとやや少なめの数字になると推測できる。図 6（後述）では、モデル期間の「予測」結果も併せて示しているが、当然ながらよく一致している。

3-2 群発型の地震活動への適用

群発型の活動として、2000 年 6 月からの三宅島～神津島付近の地震活動を取り上げる（図 3）。この活動は 6 月 26 日から三宅島島内で始まり、その後神津島の方向に伸び、それと呼応して 1990 年頃からの新島～神津島近海の活動が誘発され、活発となった。7 月 30 日には、三宅島南方海域でも M6 クラスの活動があった。三宅島～神津島間の活動（図 3 の領域内）はダイクの貫入によるものと考えられる（以上、例えば石垣、2000 等による）。

図 3 の領域内の地震をモデル化の対象とする。この領域は、この活動以前の数年で見ると定常的な活動が見られないので、ETAS モデルの μ （ポアソンの地震発生強度）を 0 とし、M の分布モデルは切断 G-R 分布、宇津分布を用いた。予測期間はすべて 3 日間である。設定したケースは、7/2～7/4、7/9～7/11、以下 1 週間ごと 8/27～8/29 までの 9 通りであり、活動の強弱に伴う期間設定に主観が入るのを避けている。モデルの解析期間は予測対象期間直前までとした。図 4 に結果を示す。予測回数（左側）のスケールは対数表示とした。

この領域での活動の経緯は、以下の通りである。6 月 29 日から活動が始まり、7 月 1 日はこの領域における最大地震 M6.5 が発生した。活発な活動は 7 月下旬

まで継続し、8 月はやや衰えつつも時折バースト（8 月 2～3 日、8 月 16 日）を繰り返した。活動を通じて、M6.0 以上の地震は、前述の M6.5 (7/1)、M6.1 (7/9)、M6.0 (8/18) の 3 回である。モデルパラメータは、解析期間によってトレードオフがあるが、ほぼ期間を通じて同様の値をとり、最終期間の値は $M_{th}=3.15$, $\mu=0.00$ (固定), $c=0.03$, $k=0.01$, $\alpha=0.35$, $p=1.57$ (μ を 0 とした ETAS モデル), $b=0.81$, $M_{up}=6.5$ (切断 G-R 分布), $b=0.61$, $M_{up}=6.66$ (宇津分布) である。

ETAS モデルのパラメータで特徴的な値は α の 0.35 であり、本震-余震型のそれと比較するとかなり小さい。本震-余震型の場合、 α は大きな値をとり、群発型の場合小さい値をとる (Ogata, 1992)。定常的な地震活動を扱う場合、 α は 1.0～2.0 程度であり、1.0 以下では群発傾向が、1.5 以上では本震-余震型の傾向が顕著になる。ここで取り扱った三宅島～神津島近海の活動は、M の大きさの差が次の活動に与える影響が少ないタイプと解釈できる。

図 4 をみると、第 1 に、モデル 5 とモデル 6 の予測結果には大きな開きはない。M5.5 以上の確率の値にやや違いが見られ、この例の場合、モデル 5 の方がやや大きい確率を与える。通常は、モデルの適合度（この場合 M 分布の対数尤度の比較によればモデル 6 の方がよい）によりモデルを採択することが適当と考えられる。しかし、宇津分布の M_{up} は、実際に観測された最大 M を M_{max} とすると ± 0.3 程度の値で求まることが多い。特に実際の M_{max} より、例えば 0.3 小さく求まった場合には、 $M_{max} \sim M_{max} - 0.3$ の区間の確率は 0 となり、実用上はモデル 5 を用いた方が安全であると考えられる。

第 2 に実際の地震発生回数と予測回数に着目すると、オーダーレベルで実測と適合している例が多く、予測回数、確率とも活動の活発/不活発に応じて変動している。しかし、活動がいったん収まって、次にバーストがあった場合 (④)、逆にバーストがあって、その後収まった場合 (③, ⑤, ⑨) などやや予測と実測が離れている。表 4 には、各試行が独立とは言えないが、客観的な値をみるために、M 別の予測回数、地震発生回数の平均、合計等を算出してある。

表 3 によれば、M4 以上の予測地震回数の合計は、モデル 5 が 216 回、モデル 6 が 242 回、実際の実数は 227 回である。また、9 回の試行における M4 以上の

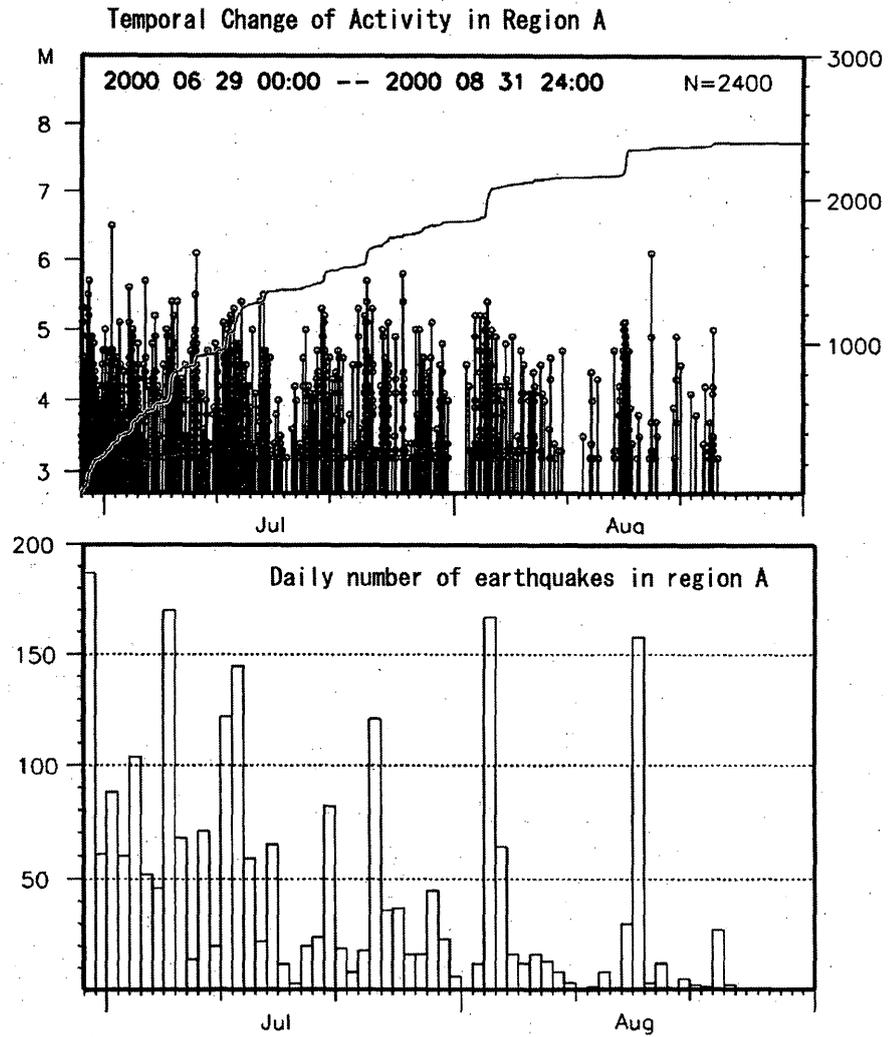
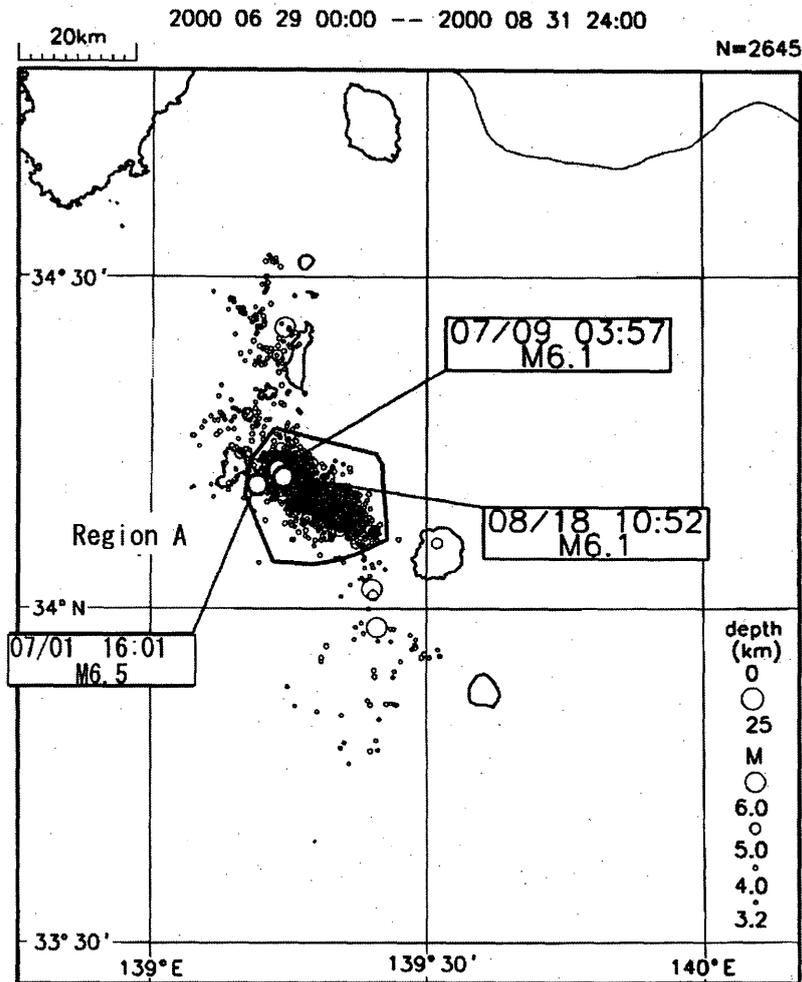


Figure.3 Seismic swarm near the Miyake island in 2000
Magnitudes and cumulative numbers of earthquakes are plotted against time,

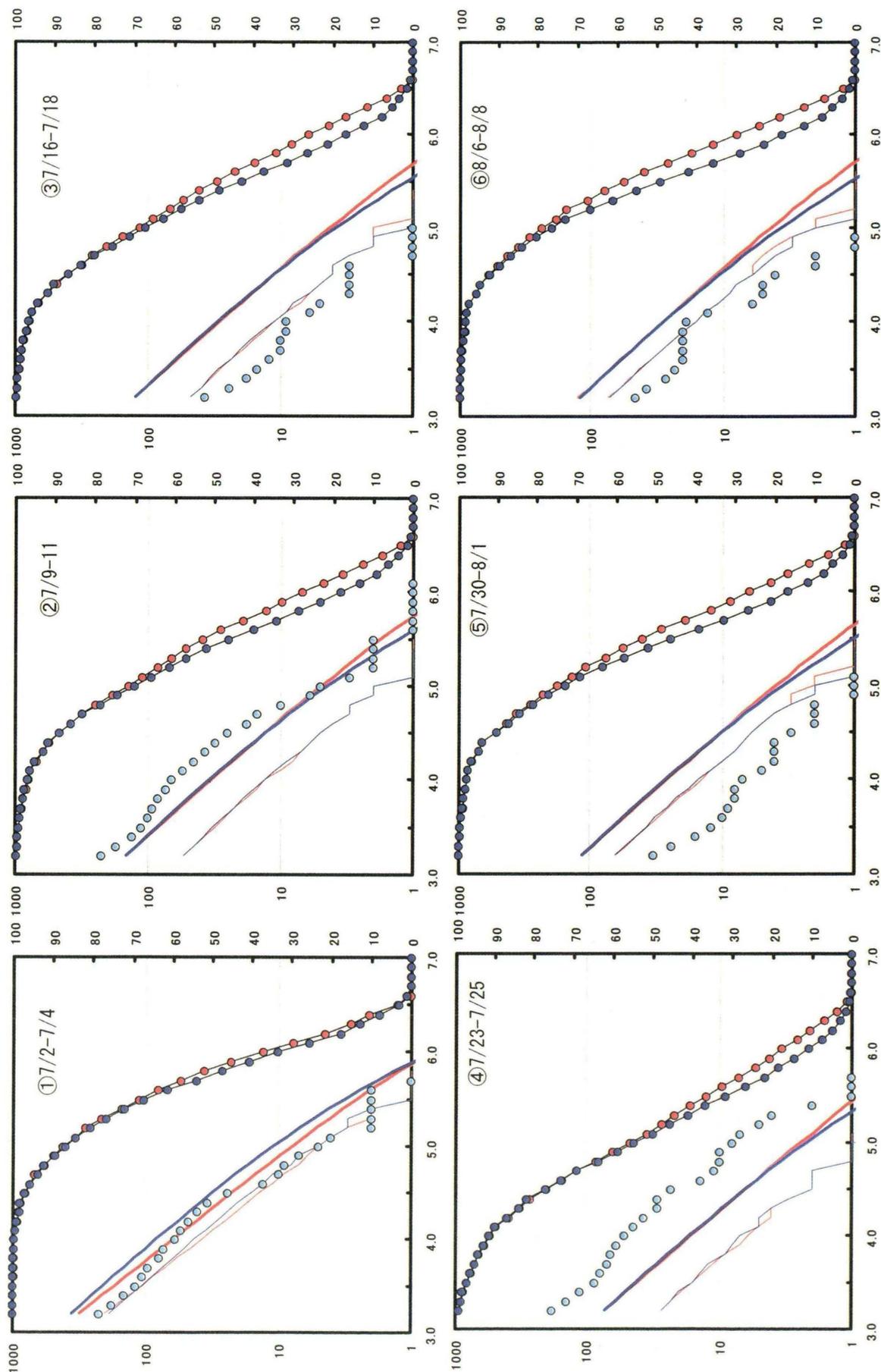


Figure.4-1

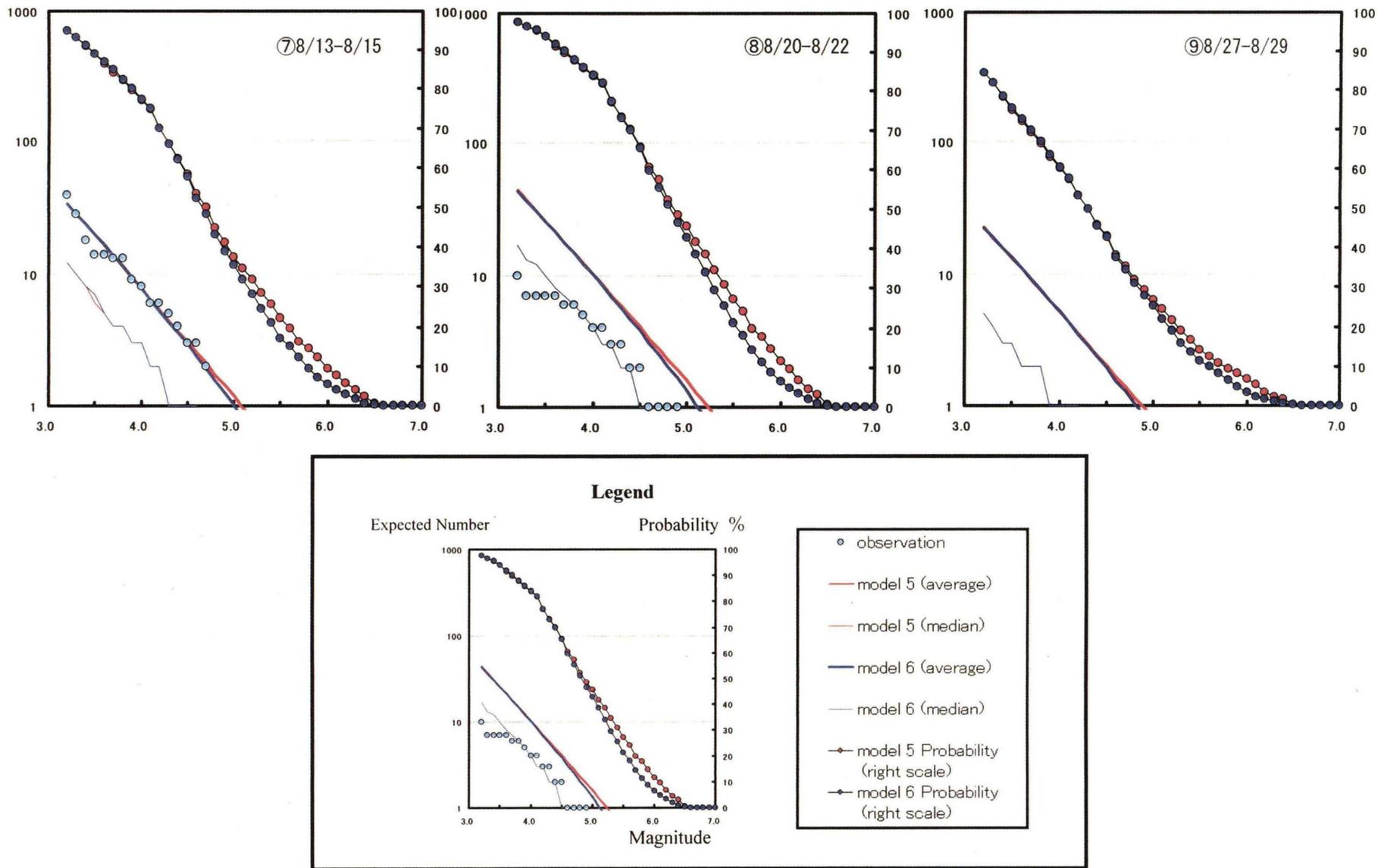


Figure.4-2 Application of model 5 and 6 to seismic swarms near the Miyake Island in 2000.

Table.3 Result of model 5 and 6 for seismic swarm near Miyake Island in 2000

	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	Average of ①—⑨	cumulative number of ①—⑨	
from	07/02 00:00	07/09 00:00	07/16 00:00	07/23 00:00	07/30 00:00	08/06 00:00	08/13 00:00	08/20 00:00	08/27 00:00			
to	07/04 23:59	07/11 23:59	07/18 23:59	07/25 23:59	08/01 23:59	08/08 23:59	08/15 23:59	08/22 23:59	08/29 23:59			
forecast												
model 5	expected number											
	>M4	61.9	33.0	28.3	16.1	25.6	28.2	7.7	10.1	5.1	24.0	215.9
	>M5	7.7	4.9	4.2	2.4	3.9	4.3	1.2	1.6	0.8	3.4	31.0
	>M6	0.7	0.5	0.4	0.3	0.4	0.5	0.1	0.2	0.1	0.3	3.1
	Probability (%)											
	>M4	99.7	96.6	96.3	91.3	97.9	98.5	77.0	83.9	59.9	89.0	
>M5	87.6	71.6	68.7	55.8	74.6	78.9	37.6	45.6	26.6	60.8		
>M6	37.3	27.9	26.2	17.7	26.3	29.9	9.5	11.7	6.7	21.5		
model 6	expected number											
	>M4	84.2	34.3	29.3	16.8	26.6	28.1	7.7	10.1	5.2	26.9	242.2
	>M5	10.9	4.4	3.8	2.2	3.5	3.6	1.0	1.3	0.7	3.5	31.5
	>M6	0.7	0.3	0.2	0.1	0.2	0.2	0.1	0.1	0.0	0.2	2.0
	Probability (%)											
	>M4	99.7	96.8	96.5	91.5	98.0	98.6	77.3	84.0	60.1	89.2	
>M5	87.0	70.3	67.2	54.7	72.8	76.5	35.6	43.0	25.4	59.2		
>M6	33.6	18.1	16.8	10.8	16.9	18.6	5.3	6.5	3.4	14.4		
observation												
>M4	61	67	9	52	7	19	8	4	0	25.2	227.0	
>M5	5	5	1	8	1	0	0	0	0	2.2	20.0	
>M6	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0.1	1.0	

発生確率の平均は、モデル 5、モデル 6 とも 89%、試行 9 回のうち、M4 以上の地震発生は 8 回 (8/9=89%) と小規模の予測値は実用に耐えられるレベルである。また、M5.0 以上の予測回数と実際の実数は、やや予測の方が多くなる傾向が見られたが、M5.0 以上の発生確率平均がモデル 5、6 とも約 60% に対し、9 回の試行のうち M5.0 以上が発生したのは 5 回 (5/9=56%) であり、特に問題はない。ただし、M6.0 以上の発生確率平均が 14% (モデル 6) ~22% (モデル 5) に対し、9 回の試行のうち M6.0 以上が発生したのは 1 回 (1/9=7%) であり、予測の方が大きくなった。

表 3 の予測回数は、各試行の平均値を用いているが、中央値でみると、予測回数の方がやや小さくなる。やや群発的な傾向があった新潟県中越地震の例でも同様の結果であったことも踏まえると、群発型の予測回数については、平均値と併せて中央値も参照した方が、安全であると考えられる。

4. ETAS モデルを用いた地震活動予測の利用例

本節では、このモデルの応用を検討する。各々の地域に地震活動がみられる場合、大規模な地震発生以前に ETAS モデルのパラメータを推定することができる。具体的には、定常的な地震活動がある場合、中規模の活動が先行した場合がそれに当たる。それぞれのケースについて検討した。

4-1 定常的な地震活動がある場合

常時地震活動がみられる地域で、通常時の地震発生確率を算出するために、モデル 5 と 6 の短期地震確率評価を適用してみる。これを適用する意味は、通常時の確率の把握のみならず、いったん大きな規模の地震が発生すれば、そのパラメータを用いて、すぐさま短期地震確率評価が適用できるためである。

茨城県南西部の地震活動を例にとる (図 5)。この地域はフィリピン海プレートと陸のプレートとの境界地震が頻繁に起こる地域であり、表示期間の最大は 1922 年 5 月及び 1923 年 1 月の M6.1 である。図 5 の領域と厳密には同じではないが、宇津 (1999) もこの地域の地震活動を、G-R 分布及びその派生式を当てはめた事例を比較している。この地域は、かなり長期間のデータにより M の上限が求まっていることと切断 G-R 分布及び宇津分布の当てはまりがよいこと (AIC は G-R

分布よりそれぞれ約 20 小さい) から、モデル 5 と 6 を適用した。また、通常時に活動がみられる点から μ を 0 とせず、他のパラメータとともに表示期間のデータ (M4.0 以上) を用いて推定した。

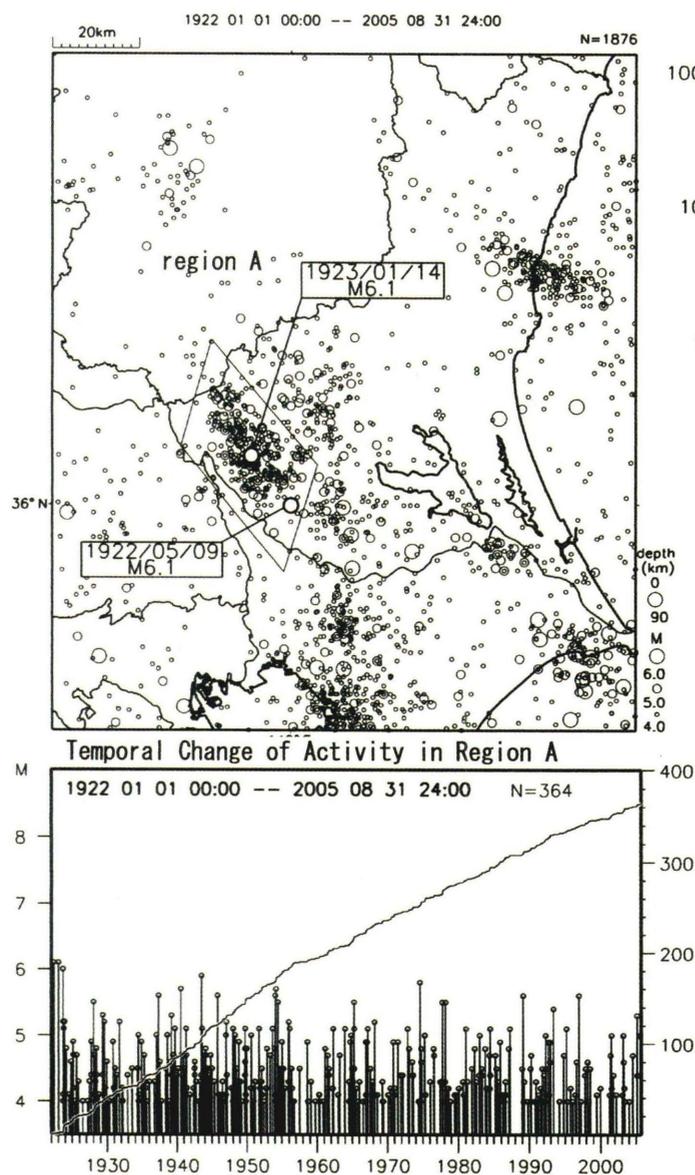
図 6 は、予測期間直前に M6.0 の地震が発生した場合の 3 日間の予測、同じく M4.0 の地震が発生した場合の 100 日間の予測結果である。まず、モデル 5 と 6 による予測結果に差異はほとんどない。具体的な違いは、切断 G-R 分布の上限が M6.1 (最大値)、宇津分布の上限が M6.3 (推測値) による M6.1~M6.3 の微小な確率の違いだけであり、実用上はどちらのモデルでも問題ない。

平常時の予測は、ポアソン過程を用いることもできる。ただし、小さな M の発生回数を議論するような場合はデクラスタ処理も必要になる。ポアソン過程によれば、M5.5 以上の地震が 17 回/83 年であることから、100 日間で 5.5% であり、ここで得た 5.9% と一致する。モデル 5 と 6 を用いる方法で強調すべき点は、この地域で M6.0 の地震が発生した場合、同じパラメータを用いて、すぐに短期確率が評価できる点である。M6.0 の直後の 3 日間の確率は、どのマグニチュード帯でも平常時の 3 日間より大幅に高いが、平常時の 100 日間の確率を下回っている。おそらく、ポアソンの発生する地震がある程度占めるためと考えられる。

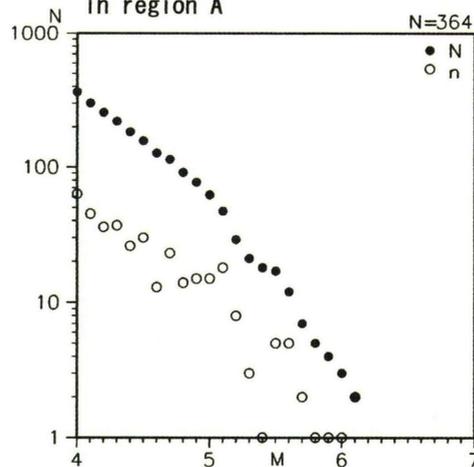
4-2 中規模の活動が先行した場合

現行の余震確率評価が発表される時期は、本震発生後、MO 式等のパラメータが信頼できる精度で求まる時期である。モデル 1 を用いて、当該地域のパラメータを事前に把握することは、b 値を除くと難しく、全国の本震-余震系列の平均的な値を使わざるを得ない。また、再来間隔の短い海溝型地震にしても、MO 式の K 値だけは、実際の余震活動で把握する必要がある。一方、ETAS モデルの特徴は、ある程度当該地域に活動があれば、事前にそのパラメータが求まることにある。

今、中規模の地震活動があり、その後、より大きな規模の地震が起きた場合を想定すれば、用意したパラメータにより、本震の M のみで短期確率評価が可能となる。このことを 2000 年の鳥取県西部地震 (M7.3) に適用した。



Magnitude frequency distribution in region A



	model 5 (1922/1-2005/8)	model 6 (1922/1-2005/8)
Mth	4.0	
μ	0.009	
k	0.002	
c	0.02	
α	1.90	
p	0.86	
b	0.74	0.43
Mup	6.10	6.30

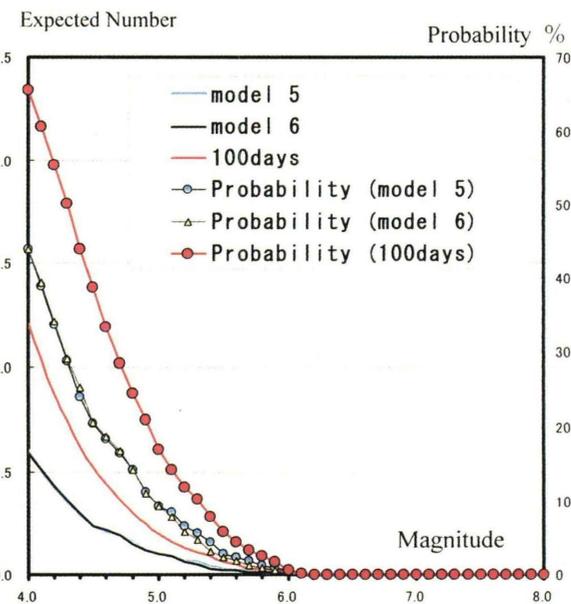
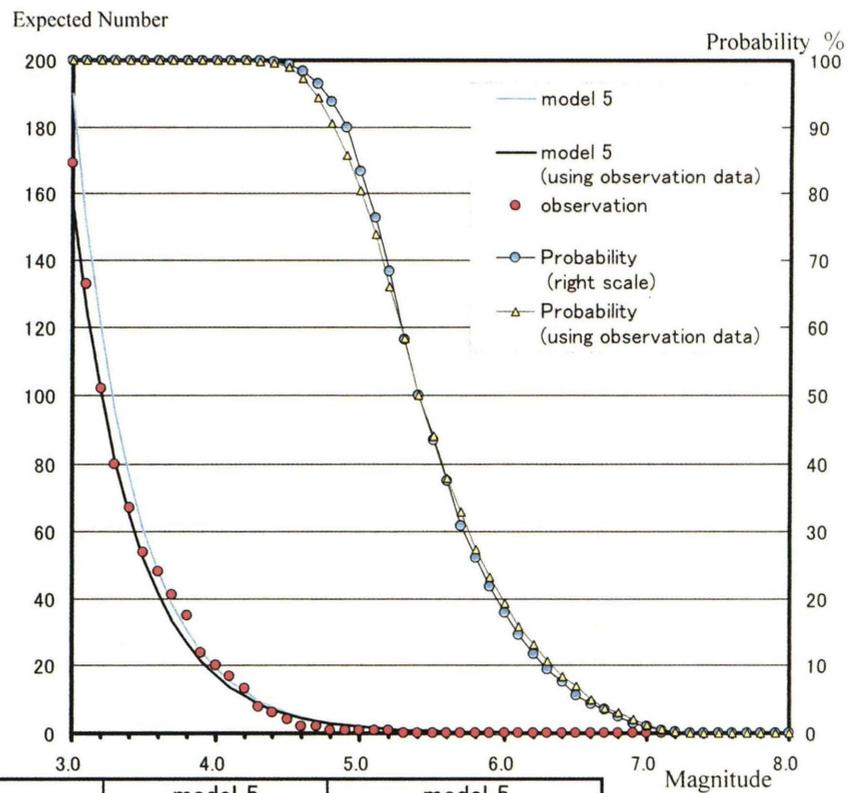
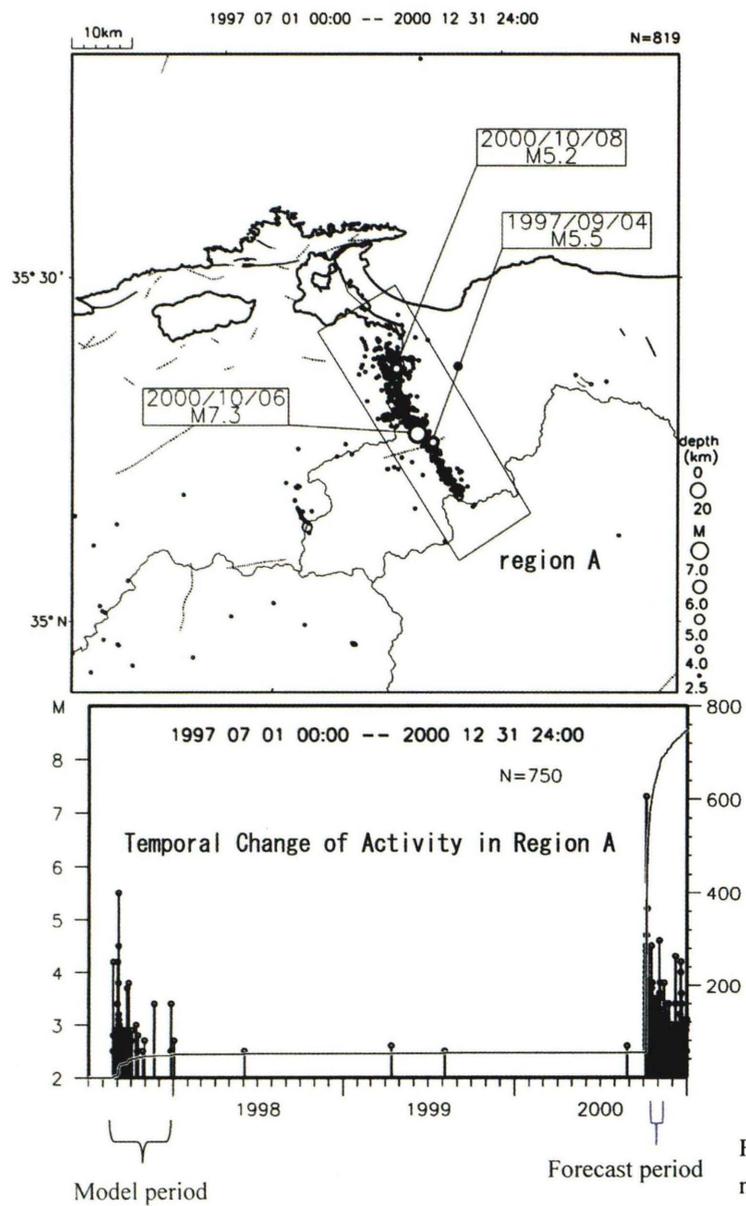


Figure.5 Application of model 5 and model 6 to a Stationary Activity (SW. of Ibaragi Pref.)

Left: Magnitudes and cumulative numbers of earthquakes are plotted against time,
Right: Probabilities plotted by right scale



	model 5 (1997/9/4-12/31)	model 5 (2000/10/6-10/9)
Mth	2.5	2.5
μ (fix)	0.000	0.000
k	0.01	0.02
c	0.01	0.05
α	1.79	1.58
p	0.96	1.31
b	1.00	0.96
Mup	5.50	7.30

Figure.6 Application of model 5 and model 6 to Aftershock sequence preceded by moderate activity (2000/10/06 West of Tottori Earthquake M7.3)
Magnitudes and cumulative numbers of earthquakes are plotted against time,

鳥取県西部地震が発生した地域では 1997 年 9 月に M5.5 の地震が発生し、余震活動を伴った。この活動を解析した結果をもとに、2000 年の活動を本震の M だけで予測する方法をとった (図 6)。

ETAS モデルのパラメータに着目すると 1997 年の活動と 2000 年のそれとでは、微妙に異なっているものの、予測回数、余震確率ともに両者に差異は目立たない。また、実測にもほぼ合っている。ETAS モデルの各パラメータに差異があるのは、トレードオフのためと考えられるが、この例は、その差が短期予測には影響を与えなかったと推測できる。

5. まとめ

本稿では、本震-余震型に限らず、群発地震まで含めた地震活動の短期確率評価が、提案する手法で行えること、かつ現行の余震確率評価と同等の数値が得られることを示した。特に群発型の場合、客観的な判断材料がまったくない状況と比較すると、発生予測回数、確率が下がっている情報等は、有用な情報になると考えられる。以下に成果をまとめる。

- 1) ETAS モデルを用いた精度よいシミュレーション手法を開発した。
- 2) 開発した手法 (モデル 5 と 6) を本震-余震型の活動に当てはめた場合、現状の余震確率評価と同等の値が得られた。実用的には、最大余震の M を予測することが難しいため、モデル 5 の適用が妥当である。
- 3) 手法 (モデル 5 と 6) を群発型の活動に当てはめた場合、活動の活発さに変化がない状況では、実況とほぼ同様の値が得られ、収まっていく段階では、それに見合うと考えられる確率評価が得られた。簡単な検定による結果もほぼ良好であった。
- 4) 今回の手法の応用として、事前に把握したパラメータを用い、非常に早い段階で本震-余震型の余震確率評価ができる可能性を示した。

また、問題点、検討点、今後の課題としては以下の点がある。

- 1) 本震-余震型において、当該活動のパラメータを用いる場合は、現状の余震確率評価と同等以上の値が得られる。しかし、パラメータの事前把握(4-2 節)の手法を用いる場合、当然ながらある程度の活動が過去にないと用いることができない。それがどの程

度小さな活動で信頼できるパラメータが取得できるか、また、どの程度近接した活動ならパラメータを参照できるか、という検討が必要である。

- 2) 群発型において、本稿では活動初期に最大規模の地震が発生する例を扱った。しかし、活動後期に最大地震が起きる場合 (伊豆半島東方沖では、時折そのような例がある)、ETAS モデルのパラメータは使用できるものの、M 分布の上限値の設定に任意性がある。過去の最大 M 等の情報を利用できない場合、どのように設定するか等、具体的な作業手順の検討が必要である。

謝辞

本稿は、伊藤秀美気象研究所地震火山研究部長、匿名の方に査読して頂いた。特に伊藤部長には、査読のみならず、本稿の中心となるアイデアに対してサジェスションを頂いた。また、尾形良彦教授には ETAS モデル推定プログラムを提供いただき、粗稿段階における有益なコメントは本稿の改善に役立った。精度の高いシミュレーションは、西村・松本氏による MT により可能となった。これらの方々に記して謝意を表します。

参考文献

- 宇津徳治(1978): 地震のマグニチュード分布式のパラメータ推定, 地震 2, 31, 367-382
- 宇津徳治(1999): 地震活動総説, 876 pp, 東京大学出版会.
- 石垣祐三(2000): 2000 年 6 月 26 日からの三宅島近海-新島・神津島近海の地震活動, 気象, 522, 16850-16853
- 伊藤秀美・明田川保 (準備中): 余震活動解析プログラムの改良
- 地震調査委員会 (1998): 余震の確率評価手法について, 36pp
- 地震予知情報課データ処理係 (2004): 気象庁マグニチュードの改訂に関する比較調査, 験震時報, 67, 1-4, 21-35
- Akaike, H. (1974): A new look at the statistical model identification, *IEEE Trans. Autom. Control*, AC-19, 716-723.
- M. Matsumoto and T. Nishimura, (1998): "Mersenne Twister: A 623-dimensionally equidistributed uniform pseudorandom number generator", *ACM Trans. on Modeling and*

Computer Simulation Vol. 8, No. 1, January pp.3-30

Mersenne Twister Home Page :

<http://www.math.sci.hiroshima-u.ac.jp/~m-mat/MT/mt.html>

Ogata, Y(1988) : Statistical Model for Earthquake Occurrences and Residual Analysis for Point Processes J. Amer. Statist. Assoc.**83**, 9-27.

Ogata, Y(1992) : Detection of Precursory Relative Quiescence before Great Earthquakes through a Statistical Model, J.Geophys.Res., 97,19,845-19,871.

Utsu, T (1971) : Aftershocks and earthquake statistics (III) . J. Fac. Sci., Hokkaido Univ. Ser.VI,3,379-441