

# 地震の確率予測の研究—その展望

尾形 良彦<sup>†</sup>

(受付 2015 年 1 月 1 日; 改訂 5 月 6 日; 採択 5 月 7 日)

## 要 旨

いつ頃の辺でどの位の大きさの地震が起き得るのか、地震の確率予測は不確定性を伴う。地球物理学、地質学や歴史記録の知見に基づいた数々の地震シナリオに加えて、地震発生の統計的経験則、異常事象の記録データなどが必要である。各種観測データに適合した統計モデルを開発し、それを基準に使うデータから異常事象を検出することが求められる。そのうえで、異常事象が大地震の前兆たり得るのかを統計的に識別したい。異常事象と大地震発生との統計的因果関係を解析するため、時空間的な危険度や切迫度の変化をモデル化して確率的予測に結びつける。そのために確率点過程の考え方が重要である。一種類の異常事象だけでは十分大きな変化幅のある確率利得で予測できないかも知れないが、幾種類かの異常事象が同時に観測されれば、予測確率が高まることもある。長期、中期、短期の予測を可能にする知見や異常事象を探し、それらを手掛かりに複数要素の確率予測モデルを構成する必要がある。

キーワード：異常事象，確率点過程，条件付き強度関数，基準地震活動モデル，複数要素確率公式，予測確率利得。

## 1. はじめに

半世紀前からの固体地球科学の目覚ましい発展のおかげで、地震現象に関する我々の知識は著しく増加した。データも飛躍的に増えて、地球物理学としての地震の研究は目覚ましく進んでいる。大地震のたびに新観測事実や想定外の実事象が頻出し、どういう仕組みで起きたのかということが次々と解明されて大きく報道もされる。しかし細かい解析や議論が行われるようになっただけ地震現象の多様性・複雑性が一層目立ってきた。したがって地震の物理で予知を実現するには、原理的に多様で複雑な地震発生の全ての可能なシナリオを考慮し研究し尽くさなければならぬ。しかし直接的に見えない地球内部の断層や応力、複雑で多様な地震発生のシナリオ、その他の不明な要素の数々、これらは尽きない。

ここで改めて大森房吉以来「統計地震学」(statistical seismology; 安芸, 1956)と呼ばれ、重要な統計的経験則の数々を生み出した日本伝統の研究分野の新しい展開が望まれる。四半世紀前からの確率点過程(stochastic point processes)の応用は地震発生のデータ解析を一変させた。点過程は突発的な確率的事象を抽象化した数学的モデルであるが、なかでも「条件付き強度関数」(conditional intensity function)は事象発生の切迫度(危険度, 発生確率の微分量)の中心的概念である。1976年に初来日した Vere-Jones 教授の東京大学地震研究所での講演(Vere-Jones, 1978)は点過程による地震予測の素描を示している。点過程の最尤法(maximum likelihood method)や統計解析法は地震発生のデータに直裁的に当てはめることが出来るので、以来、統計地震学の

<sup>†</sup> 統計数理研究所 名誉教授：〒190-8562 東京都立川市緑町 10-3

分野では地震活動を記述する数々の統計的点過程モデルが提案されている。

大地震の潜在的な危険度に加えて、予測の手掛かりになるのは大地震の前兆候補である各種の観測データの異常事象の研究であろう。本稿 2 節では、伊豆地域で様々な異常事象が観測され、それらが地震予知連絡会で議論され、地震発生の数時間前に気象庁から「地震情報」として公表された、1978 年伊豆大島近海地震の例を取り上げる。回顧的ではあるが、地震の予測の定量的な根拠となる確率計算法について解説する。これに基づいて 3 節では確率的予測の現代的な意義をまとめた。4 節では、そのために点過程モデルの果たす役割を概説する。引き続き各節では、筆者等のこれまでの仕事を中心に、関連する研究動向や各種点過程モデルの適用例について述べる。これらの経験を手掛かりに確率予測の実用化に向けた展開に興味を持つ読者が出てくることを期待する。

なお本稿は頁数の制約もあって引用文献は限られている。1999 年までの地震予測研究の総説として宇津(1999, 15 章; 2001, 12 章)が大いに参考になる。予測の統計モデル評価の考え方(庄・尾形, 2015)に関しては赤池論文選集(Parzen et al. eds., 1998)が有用である。本稿では殆ど触れていない点過程の統計解析法の観点からは、尾形(1993)や、Community Online Resource for Statistical Seismicity Analysis(CORSSA), <http://www.corssa.org/> も有用であろう。さらに筆者が「統計数理研究所ニュース No.118」のコラムを増補したブログ(尾形, 2014c)も一読されたい。

## 2. 1978 年伊豆大島近海の地震の回顧的確率予測とその意義

一件の異常事象では高い確率で予測できないかもしれないが、何件かの異常事象が重なって観測されれば確率は高められる。長期の確率予測のもとで、中期や短期の異常事象を探し、各々の予測確率を見積もり、それらを組み合わせるのが有望な策であろう。そのような事例が過去に議論されていた。

地震予知が成功した例として中国の 1975 年海城地震が有名であるが、日本でも予め地震警報を出した例があった。1978 年 1 月 14 日、気象庁は「多少被害を伴う地震が起こるかもしれない」という控え目な予測を地震情報として発表した。その後 1 時間半経ってマグニチュード(M)7 の伊豆大島近海の地震が発生した(図 1(a))。気象庁が警報を出すには、それなりの背景があった。この時期以前の地震予知連絡会では、伊豆半島近辺での様々な異常現象の観測が報告され議論されている(地震予知連絡会会報, 1976-1978, <http://cais.gsi.go.jp/YOCHIREN/report.html?id=2#back> 参照)。

この地震が起きた後であるけれども、この時の地震予測の緊迫度を量的にどう見積るべきか、宇津(1979)は各種の異常事象を基に地震確率の試算をしている。異常現象は幾つか観測されたが、現れ方の時間スケールが違うことで独立の事象として見做せるように、A: 長期(long-term), B: 中期(medium-term), C: 短期(short-term)によって 3 つに分けられた。先ず異常事象の項目 A は 1976 年からの伊豆半島の隆起である。隆起域から算定して地震の規模は  $M6\frac{1}{2}$  以上と想定した。経験的に、5 年以内にこの想定規模の地震が起こる確率は  $1/3$  くらい。これは 1 日当たり直すと  $P_A=0.02\%$  と極めて小さい。さらに項目 B として、1977 年の 12 月中旬から石廊崎と網代の体積ひずみ計に異常があらわれ、井戸の水位も異常変動したので、その時から 1 カ月以内にこの想定規模の地震が起こる確率は  $1/10$  くらい、1 日当たり直すと  $P_B=0.3\%$  になる。そして項目 C は新規の地震活動の開始である。これが前震である確率を経験的に算定して、この活動が始まって 3 日以内に起こる確率が  $1/35$ 、これは 1 日当たり  $P_C=1\%$  となる。

さらに、これらの異常事象が実際に大地震の前兆事象である確率を使って大地震の予測確率を計算するためには、異常現象無しの通常の大地震の一日当たりの基礎確率(永年の発生確率, secular probability)  $P_0$  を計算しなければならない。伊豆周辺の大地震の起こり方として、30 年

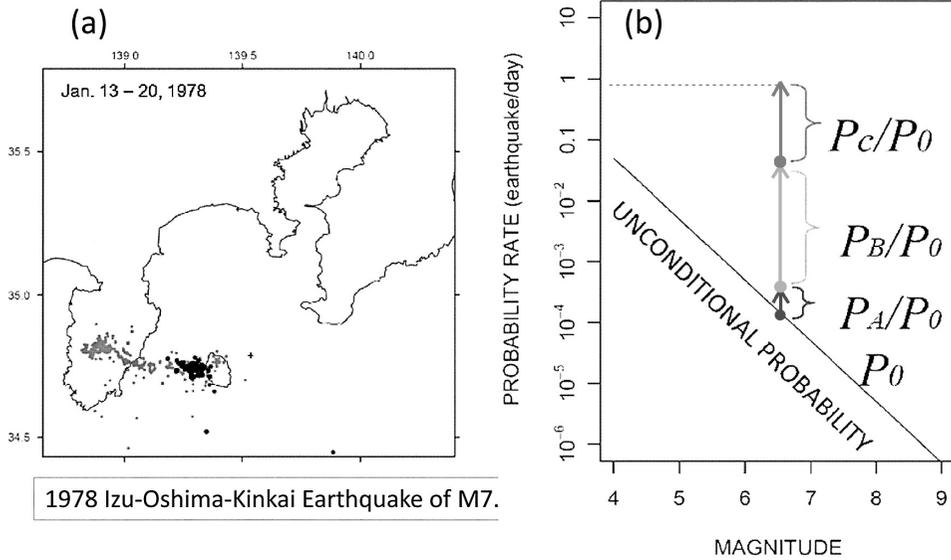


図 1. (a)1978 年伊豆近海の地震(M7.0)の前震(黒丸)と余震(灰色丸). (b) 確率利得と複数要素予測式の図解.

Fig.1. (a) The 1978 Izu Kinkai Earthquake of M7.0, it foreshocks (black disks) and aftershocks (gray disks). (b) The multiple elements prediction formula by multiplication of probability gains.

に 1 回, または 100 年に 1 回の割合と 2 通りのケースを考えた. これらは極めて小さな発生確率(それぞれ 0.0091%と 0.0027%)になっている.

これらを使って重なった異常事象  $A \cap B \cap C$  が前兆である確率  $P_{A \cap B \cap C}$  を次のように計算している(複数要素確率予測公式, multiple elements prediction formula; 宇津, 1977).

$$(2.1) \quad P_{A \cap B \cap C} = \frac{1}{1 + \left(\frac{1}{P_A} - 1\right) \left(\frac{1}{P_B} - 1\right) \left(\frac{1}{P_C} - 1\right) / \left(\frac{1}{P_0} - 1\right)^2},$$

因みに, この式をロジットモデル (logit model),  $\text{logit}(p) = \ln\{(1-p)/p\}$ , で表現すれば

$$(2.2) \quad \text{logit}(P_{A \cap B \cap C}) = \text{logit}(P_A) + \text{logit}(P_B) + \text{logit}(P_C) - 2 \text{logit}(P_0)$$

となる.

$M6\frac{1}{2}$  以上の地震が起きる一日あたりの基礎発生確率が 0.0027%から 0.0091%であるのに対して, それぞれの異常現象が前兆事象である確率も非常に小さいにもかかわらず, これらの異常が重なったため結果的に直近では一日あたり 40%から 90%と意外に大きな確率になった. ただし宇津(1979)は, 異常事象同士の独立性については厳密に検討したわけではないので, 上限をあらわす参考値であると述べている.

その後, 安芸(Aki, 1981)は宇津の確率式(2.1)をベイズ公式(Bayes formula)によって導いている. 更に 1 日当たりの確率が小さいことから近似的に

$$(2.3) \quad P_{A \cap B \cap C} \approx P_0 \cdot \frac{P_A}{P_0} \frac{P_B}{P_0} \frac{P_C}{P_0}$$

の様な掛け算として表せる。上式右辺の各分数因子はそれぞれの異常事象の前兆確率を基礎確率で割り算したもので、安芸はこれを確率利得 (probability gain) と呼んでいる。因みに確率利得は研究者によって様々に異なった呼び名で呼ばれ議論されている (たとえば、宇津, 1999, 15.2.3 節参照)。

各種の異常データが認められる前に、まず大地震の基礎確率  $P_0$  を推定しておく必要がある。或る一定の地域で地震が漏れなく検出されている下限のマグニチュード (cut-off magnitude) を  $M_c$  とする。例えば、一定の期間で大きさ  $M$  以上の地震の発生数  $N(M)$  を予測するための経験則として、グーテンベルグ・リヒターの法則 (G-R 則; Gutenberg and Richter, 1944)

$$(2.4) \quad \log N(M) = a(M_c) - b(M - M_c)$$

がある。  $b = 1.0$  ならばマグニチュードが 1 増えるごとに地震は 10 分の 1 の発生確率に減少するという統計的法則である。本稿では (2.4) 式の  $a$  値を地震活動度 (seismicity) と呼び、一定のマグニチュード以上の地震の発生率を表す。  $M6\frac{1}{2}$  以上の地震に対応する伊豆地域の基礎確率は、1 日当たり  $10^{-4} \sim 10^{-5}$  のオーダーの小さい確率であるにもかかわらず、(2.3) 式に有る様に、それぞれの異常事象の確率利得を掛け合わせることによって、前述したような高い確率が算定される。さらに安芸 (Aki, 1981) は、同時期に起こった中国の海城 (Haicheng) 地震については、長期、中期、短期、直前の異常事象が多く観測されたため、同様の計算によって高い確率予測が考えられると記している。

### 3. 確率的地震予測の研究の考え方

何等の異常事象の観測無しに大地震が起きる場合は多い。現状では、大地震に先行する前兆現象かもしれない異常現象が検出された率 (予知率, alarm rate; 宇津, 1977; 1999, 15 章; 2001, 12 章) は小さく、地震予測の実用化にとって十分でない。予知率を高めるには、今後さまざまな分野での各種異常現象検出の研究・開発の成果を待たねばならない。そのうえで本稿後半の各節の実例で示すように、地震カタログに基づく様々な地震活動異常の研究および GPS (GNSS) データをはじめとする各種のビッグデータの解析研究によって、前兆として有意かもしれない異常事象を精力的に探し出すことが求められ、このことが予知率の向上につながる。

さて、各種の異常事象が認められたとき、これらをどうやって確率予測に結びつけるかというものを考える前に、前節で述べたように、当該地域での大地震の基礎発生率を考える必要がある。前節で宇津は、伊豆半島の隆起域の大きさから  $M6\frac{1}{2}$  以上という大地震のシナリオを考えた。起こるべき大地震がどのくらいか推定できるためには大地震の長中期予測のシナリオが重要である。

基礎発生率を求めるためにマグニチュードの頻度に関する経験的法則として G-R 則 (2.4) を考える。ここで  $b$  値と呼ばれる係数は図 1(b) の直線の傾きに対応するもので  $b = 1$  ならばマグニチュードが 1 つ減ると、地震の発生確率は 10 倍になるが、厳密には  $b$  値は場所によって違う。たとえば図 2 (作成方法は Ogata, 2011b 参照) の全地球的な  $b$  値分布を見ると大雑把に言って海嶺では  $b$  値が大きく、沈み込み帯では  $b$  値が小さいことがわかる。しかし、沈み込み帯に位置する日本領域を詳しく見ると、かなり細かい地域性があることがわかる。

さらに、G-R 則 (2.4) の  $a$  値は異なった期間や異なった地域での下限マグニチュード  $M_c$  以上の地震数 (地震活動度) を比べる量になる。各地の地震活動度をモデル化して予測し、その結果を評価する国際的な共同研究 Collaboratory for the Study of Earthquake Predictability (CSEP: <http://www.cseptest.org/>) が、2006 年から進行中である (例えば Jordan, 2006)。日本での検証実験については Nanjo et al. (2011) 及び同特集号の諸論文を参照されたい。CSEP の目的は、

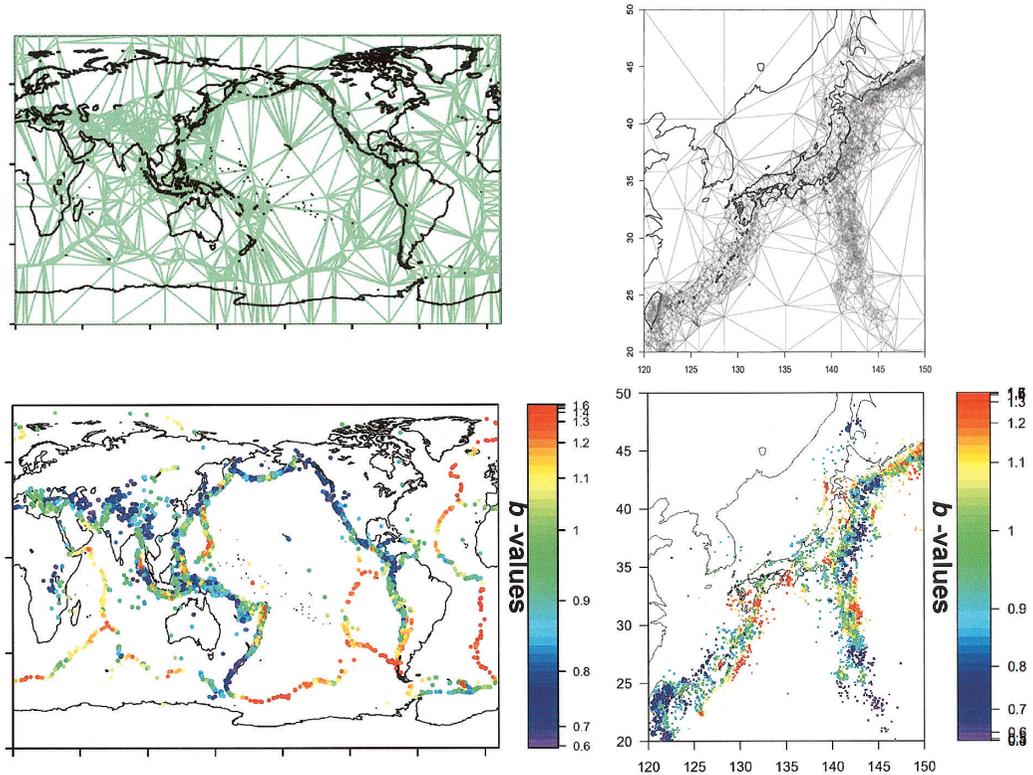


図 2. マグニチュード G-R 分布の係数  $b$  値の空間分布とその平滑化制約に使用したデロネ分割. (左図) Harvard 大学の全地球 CMT カタログの 1976–2005 年期間 M5.4 以上の地震から求めた. (右図) 気象庁カタログの日本周辺 1926–2008 年期間で M5.0 以上の地震から求めた.

Fig. 2. Location-dependent  $b$ -value of Gutenberg-Richter law obtained by smoothing constraint of the  $b$ -value function on the Delaunay triangulations. The  $b$ -values are indicated by the color table in the right side of the panels. Left diagrams stand for earthquake of M5.4 or larger in the period 1976–2005 from the Harvard University Global CMT catalog; and the right diagrams stand for earthquakes of M5.0 or larger in the period from the JMA catalog 1926–2008 period.

客観的かつ透明性のある地震予測実験が実施できる研究環境作りにより、その過程において地震の予測可能性を探ることである。CSEP プロジェクトでは空間内の各要素 (pixel, voxel) での  $a$  値と  $b$  値のモデルから確率を予測させて、その後一定期間 (3 カ月, 1 年, 5 年) の実際の地震活動に基づき、予測結果の比較検証を世界各地の CSEP テストセンターが行う。また日別の地震発生の子測力の比較 (Nanjo et al., 2012a; Ogata et al., 2013) も行っている。検証法については庄・尾形 (2015) を参照されたい。

地震活動度  $a$  値を時空間で変動する量として表現するために必要な確率点過程の予測概念は「条件付き強度関数」である。これは地震発生の切迫度 (発生確率の微分量) を意味し、次節で例をあげて詳しく説明する。さらに基礎発生率につながる、常時の地震活動の点過程モデルについて 4–6 節で議論する。

加えるに、これからの研究次第で大地震予測の手掛かりになりうるのは各種の観測データの異常事象であろう。自明な異常現象もあれば観測データの適切な解析に基づいてやっと認められる微妙な異常現象もある。たとえば、通常地震活動に比べて一過性の群発地震は明らかな異常であるが、地震系列や余震系列に ETAS (epidemic-type aftershock sequence) モデルを当てはめてから診られる相対的静穏化 (relative seismic quiescence) などのようなモデル依存の異常もある (本稿 7 節や熊澤, 2015 参照)。連続的に記録されている様々な地球物理・化学データにも異常値がありうる。予測率を高めるためには、たとえ適中率が低くてもそのような異常事象を発掘すべきである。しかし、それらの異常事象が大地震の前兆なのか、どの程度切迫性があるのかなどの識別には大きな不確定さが伴う。他方、たとえ適中率が高そうでも単に「危険性が高い」「いつ起きても不思議でない」などの定性的な表現で終わらせず、地震発生の危険性やその変動を量的に示す必要がある。予知に繋がりそうな定性的な知見や異常事象を定量的な予測に結び付ける必要がある。

前節のような地震予測の計算をするにあたって、前兆事象と異常事象は明確に使い分ける必要がある。前者は既に大地震が起きてしまっただけからの概念であり、後者は「前兆かもしれない異常現象」で、地震予測では異常事象が前兆事象である確率 (前兆の確率) が問題となる。たとえば「前震」は本震が起きてから認定されるもので明らかに前者の概念であり、「前震かもしれない地震」が実際に前震である確率予測に結びつける必要がある (本稿 10 節参照)。大地震の確率予測の実用化には、各種観測データの積み重ねと適切な統計的診断解析によって「異常事象」を定義し、それらの前兆確率を見積もり、その確率利得を求める必要がある。ここで確率利得とは「大地震の確率予測が基準の確率にくらべ何倍高くなるのか、または低くなるか」という意味である。この異常の出現が、この範囲、この期間の大地震の発生確率を、基礎確率と比べて、この程度まで増加させると言えるようになればよい。このように、異常事象の大地震発生への前兆性や切迫度の不確定性を見積もる必要がある。

確率点過程の統計モデルは、整備された十分な量のデータを有効に使用して大地震の予知率 (alarm rate) と適中率 (success rate) (宇津, 1979; 1999, 15 章; 2001, 12 章) の向上をめざし、異常現象の統計的因果関係を議論し、どの位の時間遅れでどのような強さの変化で前兆事象たりうるか否かを調べ、前兆確率を計算することができる様に考案、開発すべきである。本稿の後半の節で、地震活動の異常現象の定量化の試みの研究例と、多くは時間領域のみのモデルで初歩的ではあるが、異常現象の地震との因果解析と確率予測のための点過程統計モデルの例を示したい。

#### 4. 地震活動と確率点過程

地震カタログは発生時刻 (origin time; 破壊の始まった時刻)、震源座標 (hypocenters; 破壊の始まった位置)、大きさ (magnitudes; マグニチュード)、メカニズム解 (focal mechanism solutions; 断層面の向きとすべりの方向) などを編集したものである。各種地球物理データの中でも収録が最も長い期間にわたり、検知能力の差はあるが発生した大小の地震について刻々と記録されている膨大なデータである。

点過程は突然に発生する事象を数学的に「点」として抽象化し、発生時刻や位置を確率的な事象として記述する確率過程である (たとえば Daley and Vere-Jones, 2003; Karr, 1991 参照)。「点」に発生規模 (スカラー値) や諸特性 (ベクトル, テンソルなど) などが付加されれば「マーク付き点過程 (marked point processes)」と呼ばれる。時空間点過程はマーク付き点過程の特殊な場合となる。統計的には、データの解析を通して、発生時間や位置について過去の発生履歴や何らかの外的変量との因果関係を探し、将来の発生率の変化を予測することを目指す。

このような点過程モデルの統計的研究は計算機環境の発展と相俟って 1980 年代頃から大きく発展した。これらの核心は「条件つき強度関数」(Vere-Jones, 1995; Daley and Vere-Jones, 2003, Chapter 7; Karr, 1991, Chapter 2 and 3)にある。条件つき強度関数は、ある場所に事象(点)が発生する切迫度(発生確率の微分量)を過去の事象の発生履歴や他の情報に基づいて予測するという視点から定義された点過程の基本概念である。これをモデル化して、点過程データの生成、最尤法や赤池情報量規準(AIC; Akaike, 1974)による推定や最適モデル選択、そしてモデル予測の非適合部分を探す診断解析(diagnostic analysis)など、点過程の統計手法(Ogata, 1978, 1981, 1988)の進展があり、地震活動の解析法や予測に広い可能性を提供しつつある。ここで本稿の目的を端的に言えば、地震の確率予測の実用化のためには条件つき強度関数の具体的なモデル化を一層進める必要があるということに尽きる。

或る一定の地域での地震が漏れなく検出されている下限のマグニチュード  $M_c$  以上の地震について、任意の時間・緯度経度・マグニチュード空間の点  $(t, x, y, M)$  での条件付き強度関数  $\lambda(t, x, y, M|H_t)$  を考える。ここで「条件付き」というのは地震発生強度(切迫度)が過去の履歴情報  $H_t = \{(t_j, x_j, y_j, M_j); t_j < t\}$  に依存する条件付き確率から導かれるからである。そのような履歴の下で、条件付強度関数  $\lambda(t, x, y, M|H_t)$  は時刻  $t$  の直近の区分けされた時間・空間・マグニチュードの最小単位要素(bin)  $\Gamma_{\Delta t, \Delta x, \Delta y, \Delta M} := [t, t + \Delta t) \times [x, x + \Delta x) \times [y, y + \Delta y) \times [M, M + \Delta M)$  での地震発生の条件確率が

$$(4.1) \quad P\{N(\Gamma_{\Delta t, \Delta x, \Delta y, \Delta M}) = 1 | H_t\} \approx \lambda(t, x, y, M | H_t) \Delta t \Delta x \Delta y \Delta M$$

となるものとして定義される。従って条件付強度関数が与えられれば期間  $[S, T]$ 、領域  $A$ 、マグニチュード範囲  $[M_1, M_2]$  で発生する平均地震数は原理的に

$$(4.2) \quad E\{N\{[S, T] \times A \times [M_1, M_2]\}\} = \int_S^T \iint_A \int_{M_1}^{M_2} \lambda(t, x, y, M | H_S) dt dx dy dM$$

で与えられる。因みに CSEP の取り決め(protocol)では、確率予測は規定された時・空間・マグニチュード領域を上記  $\Gamma$  のように微細に区分けした全ての要素に予測確率(4.1)を与えることになっている。

G-R 則(2.4)式の地震活動度である  $a(M_c)$  値の時間変化を示す時空間予測のモデルは通常はマグニチュード頻度関数とその他の地震要素の条件付強度関数に分離されて、

$$(4.3) \quad \lambda(t, x, y, M | H_t) = \lambda(t, x, y | H_t) \gamma(M | H_t) \\ = \left\{ \mu(x, y) + \sum_{\{i; t_i < t\}} g(t - t_i; x - x_i, y - y_i; M_i) \right\} 10^{-b(x, y)(M - M_c)}.$$

の様に表現される。ここで  $\lambda(t, x, y | H_t)$  すなわち中括弧内の式は更に下限マグニチュード  $M_c$  以上の地震の発生率を示す点過程で “Hawkes’ type self-exciting process” (Hawkes, 1971; Musmeci and Vere-Jones, 1992) と呼ばれている。さらに、 $\mu(x, y)$  は常時地震の発生率(background seismicity)の項で、 $g(\cdot)$  は余震などの地震誘発の応答関数(response function)である。

時空間 ETAS モデル(Ogata, 1998; Ogata and Zhuang, 2006)は、宇津(例えば Utsu, 1969, 1970)の余震研究の成果を基に(4.3)式の応答関数  $g(\cdot)$  を具体化したもので、誘発地震の距離依存性を含む地震発生率の変化も表している。時空間の ETAS モデルを定義する応答関数  $g(\cdot)$  の具体例は、筆者の知る限り、少なくとも 12 通り以上ある。CSEP に応募している時空間モデルは大抵その中のいずれかである。その中で、少なくとも日本および周辺地域の地震活動に適切な AIC を最小化するものとして確認され、筆者が CSEP 日本の時空間予測に応募しているモデル(Ogata, 2011b)は

$$(4.4) \quad \lambda(t, x, y | H_t) = \mu(x, y) + \sum_j^{t_j < t} \frac{K}{(t - t_j + c)^p} \left[ \frac{(x - \bar{x}_j, y - \bar{y}_j) S_j^{-1} (x - \bar{x}_j, y - \bar{y}_j)^t}{e^{\alpha(M_j - M_c)}} + d \right]^{-q},$$

というものである。ただし  $S_j$  は単位行列または余震空間分布の相関行列、 $(\bar{x}_j, \bar{y}_j)$  は震央座標  $(x_j, y_j)$  または余震群の重心座標であり、それらを AIC によって選択したものである。地震履歴情報は  $H_t = \{(t_j, x_j, y_j, M_j); t_j < t\}$  である。更に、地震活動の地域性を考慮し、 $\mu(x, y)$  のみならず残りのパラメタ  $K, p, \alpha, q$  が地理的な位置座標  $(x, y)$  に依存している場合に拡張されたものがあり、これを階層的時空間 ETAS モデル (hierarchical space-time ETAS model; Ogata et al., 2003b; Ogata, 2004a) と呼んでいる。それゆえに各パラメタのとり値が場所によって違う。これをパラメタの平滑化制約に関する事前分布 (prior distribution) を付けたベイズモデルとして、赤池ベイズ情報量規準 (Akaike Bayesian Information Criterion, ABIC; Akaike, 1980) の最小化によって、最適なパラメタ解を求める。マグニチュード頻度の予測は (4.3) 式の中の最後にある様に G-R 則に従うことにする。ただし Ogata (2011b) では係数  $b$  値は図 2 のように場所に依存している。

CSEP への応募モデルの殆どでは  $b$  値は全地域内で同一の定数である。式 (4.3) ではマグニチュードの項が分離されており、他の震源要素から独立している。しかし、一般にマグニチュード頻度  $\gamma(M | H_t)$  も過去の地震履歴に依存して変化することも考えられる (Ogata, 1989; Ogata and Abe, 1991; Rhoades and Evison, 2004; Smyth and Mori, 2011)。例えば、本稿 10 節で解説する前震の予測は地震履歴に関する研究と考えることができる。この他、破壊応力の変化 (本稿 5 節参照) など何らかの異常事象に依存して  $b$  値が変化することも考えられる (最近の例では Nanjo et al., 2012b 参照)。例えば、 $b$  値が小さくなるということは大きな地震の発生率が相対的に増えるということで、大地震が起きやすいという意味もある。また、履歴に依存しないマグニチュード系列であっても  $\gamma(M)$  には G-R 則以外の様々な分布型が考えられる (包括的な具体例は Utsu, 1999 を参照)。本震直後の不完全なデータから予測する場合、 $\gamma(M)$  の選択は、余震の中長期予測に重要な役割を持つ (Omi et al., 2015)。以上の重要性にもかかわらず現在に至るまで、地震マグニチュードの時系列としての統計的研究は未熟であり、今後の研究展開が大いに望まれる。

地震活動に関して、一定の領域内での地震発生強度の時間変化のみに関心があるとき、地震の発生履歴も時刻とマグニチュードだけの情報  $H_t = \{(t_j, M_j); t_j < t\}$  のもとの、一定の大きさ以上の地震の条件付き強度関数  $\lambda(t | H_t)$  としては、たとえば時間 ETAS モデル

$$(4.5) \quad \begin{aligned} \lambda(t | H_t) &= \mu + \int_0^t K_0 e^{\alpha(M - M_c)} / (t - s + c)^p dN_s dM_s \\ &= \mu + \sum_{\{i, t_j < t\}} K_0 e^{\alpha(M_j - M_c)} / (t - t_j + c)^p \end{aligned}$$

がある (Ogata, 1988; 熊澤, 2015 参照; 統計解析ソフトウェアは Ogata, 2006c 参照)。さらに時間  $t$  のみに依存する強度関数  $\lambda(t)$  は非定常ポアソン過程 (non-stationary Poisson processes) であり、例えば大森・宇津の余震減衰式 (修正大森公式)

$$(4.6) \quad \lambda(t) = K / (t + c)^p$$

がある (Utsu et al., 1995)。

既に Utsu (1970) で示唆されていることであるが、大森・宇津の余震減衰式と G-R 則の積  $\lambda(t) \cdot 10^{-b(M - M_c)}$  のモデル (Reasenber and Jones, 1989) は、カリフォルニアや日本において業務的に地震確率予報 (operational earthquake forecast; OEF) に使われている (地震調査委員会,

1998). これを一般化して ETAS モデルと G-R 則の積  $\lambda(t|H_t) \cdot 10^{-b(M-M_c)}$  による余震予測の  
 実用化が可能である. 詳細については近江(2015)を参照されたい.

ETAS モデル以外に Vere-Jones のトリガーモデル (trigger model; Vere-Jones and Davies, 1966, Ogata, 1983a, 2001b)がある. このモデルでは地震は一次事象 (primary event) と二次事象 (secondary event) に分けて定義され, 一次事象は幾つかの二次事象の続発を誘発 (trigger) するが, 二次事象はそうではない. このモデルを時空間的に拡張した STEP モデル (short term earthquake probability model; Gerstenberger et al., 2005) は合衆国地質調査所 (USGS) によってカリフォルニアの業務予測 (OEF) に使われていたが, 最新の予測計画, Uniform California Earthquake Rupture Forecast Version 3 (UCERF3; Working Group on California Earthquake Probabilities, 2012; Field et al., 2015) では時空間 ETAS モデルに基づく方針が立てられている.

他方, 一定の時間区間での変動を重ね合わせて, 平面領域内の発生率を予測するポアソン空間過程の強度関数  $\lambda(x, y)$  が考えられる. これと G-R 則の積に基づいたモデル  $\lambda(x, y) \cdot 10^{-b(M-M_c)}$  は, CSEP やその前身の Regional Likelihood Models (RELM, 2007) の地震データに基づく中長期予測モデルの大勢を占めている. RELM はカリフォルニア限定の試験で, 2006 年から 5 年間の M5 以上の大きい地震の起こる数と場所を予測するモデルを公募した. その結果とそれらの評価については例えば Zechar et al. (2013) を参照されたい.

過去の地震履歴に依存する最も簡単な点過程としては, 最後の地震の発生情報だけを使う更新過程 (renewal process) がある. 地震調査委員会の長期予測で活断層の地震の確率予測, 及び繰り返し小地震 (repeating micro-earthquakes; Nadeau and McEvilly, 1999) の解析に使われている (野村, 2015 参照). 後者の解析には非定常更新過程を時空間モデルに拡張してプレート境界におけるゆっくりすべり (slow slip) のインバージョン解を求めている.

さて, 一般に, 条件付き強度関数は地震の過去の履歴  $\{H_t\}$  のみならず, 異常事象など他の情報  $\{F_t\}$  にも依存して  $\lambda(t, x, y, M|H_t, F_t)$  のように変化するものを考えて統計的因果関係を数学的に記述することができる. このような具体例を本稿 8 節で紹介するが, とくに複数種類の異常事象  $\{F_t^k; k = 1, 2, \dots, K\}$  の系列データ同士が互いに独立であれば, 地震発生の条件付き強度  $\lambda_k(t, x, y, M|H_t, F_t^k)$  に関する複数要素確率予測公式 (2.3) の時空間点過程版は

$$(4.7) \quad \lambda(t, x, y, M|H_t, F_t^1, \dots, F_t^K) = \lambda_0(t, x, y, M|H_t) \prod_{k=1}^K \frac{\lambda_k(t, x, y, M|H_t, F_t^k)}{\lambda_0(t, x, y, M|H_t)}$$

となる. ここで  $\lambda_0(t, x, y, M|H_t)$  は通常地震活動 (基礎地震活動) の条件付き強度関数であり,  $\lambda_k(t, x, y, M|H_t, F_t^k)/\lambda_0(t, x, y, M|H_t)$  は危険度増大係数 (Risk enhancement factor; Vere-Jones, 1978) と呼ばれる. 本稿 2 節で例示したように大地震に予測の焦点がある場合,  $\lambda_0(t, x, y, M|H_t)$  の代わりに平均的な基礎地震活動の長期予測として非一様空間ポアソン過程 (non-homogeneous spatial Poisson processes)  $\lambda_0(x, y, M)$  を考えても其れなりに実用性が期待できる (本稿 6 節および庄・尾形, 2015 参照).

長期, 中期, 短期の異常事象は互いに独立性を仮定してもおかしくないが, 一般に異常事象発現の独立性は現実的でない場合があるので, 一般化した複数要素確率予測式を考慮する必要がある. 離散時間の場合なら (2.2) 式の線形ロジスティック回帰 (logistic regression) を線形から多項式などの非線形関数形に展開することで自然に一般化できる. モデル比較には AIC 値の比較で最小のものを採用する. このことについて, 例えば本稿 10 節を参照されたい. 連続時間の点過程でも, 岩田 (2015) で試されているような積型・和型混合の条件付き強度関数モデルが考えられる.

## 5. 地震の誘発性について

一般に地震間の相互作用は相当に複雑であるが、ここ数十年ほど、クーロンの破壊関数 CFF (Coulomb Fracture Function; 松浦・野田, 2015 参照)の地震活動に対する応用研究が進んだ。一つの断層のずれによって、隣接する多くの中小断層系の破壊応力が高まったり間隙流体によって断層を押さえつけている実効法線の応力が低下したりして、多数の地震が誘発され、これが余震であると考えられている。本震から飛び離れた所でも誘発されることがあり、広義の余震またはオフフォールト余震(off-fault aftershocks)と呼ばれたりする。

大きさに大差のない二つの大きめの地震が近接した場所に続いて起こるいわゆる双子地震(earthquake doublet)は少なくない。さらに triplet, multiplet もある。このように一つの大地震が他の大地震の引き金となる連発地震と言えるものは結構ある。21 世紀に入ってからも、中越地震(2004 年 10 月 M6.8)能登半島地震(2007 年 3 月 M6.9)と中越沖地震(2007 年 7 月 M6.8), 三陸南地震(2003 年 5 月 M7.1)と宮城県北部地震(2003 年 7 月 M6.4), 十勝沖地震(2003 年 9 月 M8.0)と釧路沖地震(2004 年 11 月 M7.1), そして紀伊半島南東沖地震(2004 年 9 月 M7.1 と M7.4)があり、古くからの例は宇津(1999, 6 章)を参照されたい。カリフォルニアでは 1992 年 Joshua Tree 地震, 1992 年 Landers 地震, 1992 年 Big Bear 地震, 1999 年 Hector Mine 地震の連鎖に関する研究がアメリカの学術誌には数多く掲載されている。このほか最大前震と本震と最大余震のマグニチュード差が殆ど無いものも含めれば例の枚挙に暇がない。

小さい余震が大きい地震を誘発することもあるという報告(Felzer et al., 2002)や、前震同士の時空間の重ね合わせの経験則が ETAS モデルと G-R 則で生成(simulation)可能であるという論文(Helmstetter and Sornette, 2003; Helmstetter et al., 2003, 2005; Ogata and Katsura, 2014)もある。

大地震の後、隣接地域で大地震が起きる条件付き確率を見積る統計的な解析結果から以下のようなことが成り立つ。すなわち、いったん大地震が起きると、その近辺に同程度以上の地震が起きる確率(単位面積当たり)は遠方のどこかに起きる場合よりも大きい(Ogata and Abe, 1991; Ogata and Katsura, 1991; Ogata, 2001a; 尾形, 2004; Felzer and Brodsky, 2006; Richards-Dinger et al., 2010)。このことは、破壊力学的(fracture mechanics)に説明できる。たとえば、岩石の固着すべり実験に基づいて得られた「すべり速度と状態に依存する摩擦法則(rate and state dependent friction law)」と地震発生の統計的現象を結び付けた Dieterich (1994)の研究によれば、地震破壊に伴う応力変化は距離減衰するので、これによると同程度のマグニチュード以上の遠方の永年の地震の発生率よりも、破壊断層近傍で更なる大地震の発生率が高いということである。Dieterich (1994)は余震の時間的減衰(大森の法則)も再現している。

しかし、このような活動の量的な予測には相互作用のマクロ(巨視的)な状態を順応的かつ定量的に把握する経験則に基づいた統計モデルが必要である。たとえば時空間 ETAS モデルは前述の誘発効果を地震カタログから選んだデータにあてはめ、最尤法でパラメタを決め、地震の発生率を計算して、地域の多様性に即した誘発の強さや活動度を予測する。異方的なオフフォールトの誘発地震に関しては、CFF 変化量に基づいた Dieterich (1994)の物理モデルで、時空間 ETAS モデルとの競合や混成(hybrid)によって、より優れた時空間地震発生予測を目指そうとする研究動向もある(Toda and Enescu, 2011; Woessner et al., 2011; Bach and Hainzl, 2012; Segou et al., 2013 など)。破壊関数(CFF)の変化量の空間分布から余震域の隣接部で大きめの余震または大きめの地震の位置の確率を良好にリアルタイムに予測するということが出来たら良い。しかし地震活動全般の多様性や時間発展に適応した予測は今のところ難しい。

また CFF が減少した地域(stress shadow)で必ずしも静穏化しないで、少なからず地震が発生する例も多くみられる。これらには地震動による損傷と流体貫入が関与し活動が活発化する

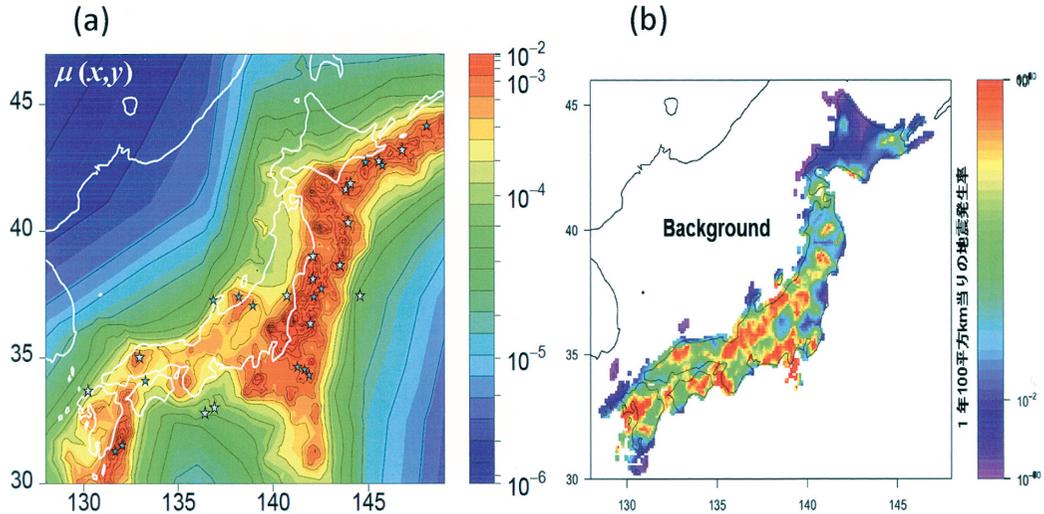


図 3. 階層時空間 ETAS モデルによる常時地震活動 (background seismicity). すなわち本文の数式 (4.4) の  $\mu(x, y)$  関数. (a) M5.0 以上の常時地震が起きる単位面積時間当りの確率予測. 等高線はほぼ対数スケールである. その後 15 年間に実際に起きた M6.7 以上の地震が星印で示されている. (b) M4.0 以上の内陸直下型地震が 1 年間に起きる単位面積当りの常時地震の発生率.

Fig. 3. (a) Location dependent background seismicity rate ( $\mu$ -value of equation (4.4) in text) of the hierarchical space-time (HIST) ETAS model of earthquakes of  $M \geq 5.0$  estimated from data of 1926–1995. This predicts probability of baseline large earthquakes of  $M \geq 5.0$ . The stars represent earthquakes of M6.7 or larger occurred during 1996–2010. (b) Similarly obtained background seismicity rates of earthquakes of M4 and larger in inland Japan.

ものがある (Lei, et al., 2011; Terakawa et al., 2013; Kumazawa and Ogata, 2013 など) が, そのことを予測に組み込むのは一般に難しい. 水の注入量データや歪計の記録などがあれば, 本稿 8 節や 9 節で述べるような周期性や外部データ入力の点過程モデルなどで定量的に考慮できる (Brodsky and Lajoie, 2013; Lei et al., 2008, 2013; Terakawa, 2014; 熊澤 他, 2015).

## 6. 常時地震活動と長期予測

日本とその周辺での下限マグニチュード  $M_c = 5.0$  以上の地震の活動度を予測することを目的として階層時空間 ETAS モデル (4.4) を 1926 年から 1995 年までの気象庁地震データにあてはめた結果 (Ogata et al., 2003b; Ogata, 2004a), その常時活動度  $\mu(x, y)$  は図 3(a) に示されている. さらに地震領域を内陸部だけに限定して, より低い下限マグニチュード  $M_c = 4.0$  で 1926 年から 2009 年までの地震に対して常時活動を求めたものが図 3(b) に示されている (尾形, 2014a). 暖い色ほど活動度が高い. 誘発効果を取り除いた常時活動度は地震の中長期予測を与える重要な要素である. 例えば 1996 年以後の M6.5 以上の大地震がどの辺に起こっているかを見ると, 沖合のプレート境界では常時地震活動度の高いピーク付近のところに数多く起き, 内陸部でも常時活動度の高いところで起きた. 例えば 2000 年鳥取県西部地震 (M7.3), 2004 年中越地震 (M6.8), 2007 年中越沖 (M6.8), そして 2011 年と 2014 年の長野県北部の地震 (M6.7) である. 予測期間で

ないが、推定期間に含まれている 1995 年兵庫県南部地震 (M7.2) の震源域も以前から常時活動度の高いところである。

そこで階層時空間 ETAS モデル (4.4) と G-R 則の  $b$  値の地域性変化 (図 2) を使って M7 以上の日本列島、東北沖、関東地域および沖合の長期確率予測を求めたが、東北沖地震以後に広範囲で有意に増加したことが示されている (尾形, 2012b)。

他方で注目すべきは、図 3(a)における常時地震活動度が極めて低く、1995 年以前に滅多に中小地震が起きていなかった所に発生した M7 クラスの大地震が少なからずあることである。2005 年福岡県西方沖 (M7.0)、2007 年能登半島 (M6.9)、2004 年紀伊半島沖 (M7.3)、2005 年三陸沖の海溝東側 (M7.2) の地震、そして 2008 年岩手・宮城内陸地震 (M7.2) である。これらの地域で常時活動度が極めて低いのは 1926 年から 1995 年までの気象庁地震カタログ記載の地震が無いか極めて少なかったためであるが、これらの地域では常時地震活動度と G-R 法則に則った予測は失敗したことになる。更新過程を当てはめようにも、これらの地震に対応する M7 クラスの活断層の存在も知られていなかった (地震調査委員会, 2014a)。

プレート境界の巨大地震については G-R 則に加えてマグニチュードギャップのある固有地震を込みにした確率分布 (固有地震モデル) が考えられる。図 3(a) からみられるように、南海トラフ沿いの常時地震活動は低く固有地震モデルの色彩が濃い。これについては、歴史地震や地質学の知見に基づいて更新過程やその拡張モデルを使って、来るべき南海トラフ地震の時期の予測とその不確定性も議論する必要がある (地震調査委員会, 2014b; 尾形, 2001; Ogata, 2002 など)。このような視点の詳しい統計的議論については野村 (2015) に託す。

## 7. 地震活動静穏化と中期予測

本震前のある期間、常時地震活動の静穏化 (seismic quiescence) があったという報告例は多数ある (宇津 1999, 12 章)。広域の静穏化もある。静穏化の認知には常時活動を見るべきで、一つの地震群を一つの地震で代表させる除群カタログ (de-clustered catalog) を使うべきことが強調されている。しかし余震等の除去は重要な情報を捨てかねないし、また除群法には完全なものがなく、除去がデータに不自然な偏りを与える心配がある。地震系列や余震系列に ETAS モデルを当てはめてモデルから期待される活動度を基準にして診断される相対的静穏化 (Ogata, 1992, 2001a) は地震活動異常の例を著しく増やした。

ある程度活発な地震活動が静穏化する地震活動異常は、余震域や比較的活動度の高い広域の地震活動でみられ、その空白域の面積や活動低下の期間はまちまちである。それらの時空間的規模 (たとえば大竹, 1998) なども参考になるが、予知に有効であるといわれて以来かなり年月が経ったが、空振りの例も多く、大地震の事前に指摘された例は依然少ない。仮に有意な静穏化を検出しても、予測としてその何%が、どれくらい経って、どの辺りの大地震に結びつくかという質問には、テクトニクスや応力場、静穏化現象の定量的表現などの問題が絡んでおり、関係するパラメタの数や条件が多く、まだ答えを出せていない (たとえば吉川, 2014; 尾形, 2014a 参照)。

しかし、余震列に限って解析したとき、ある時点からの余震数が ETAS モデルの予測発生率に比べて有意に少ない相対的静穏化の場合は、余震活動が予測どおりに順調に減衰推移している場合より、将来新たな断層破壊を伴う大きな余震が起きる可能性が高い。とくに相対的静穏化が長期間 (たとえば 3 ヶ月以上) に及ぶと、余震域近辺 (たとえば 200 km 以内) で、6 年以内の期間に、本震と同規模以上の地震が起きる確率利得が、その他の場合より数倍以上であるという結果が得られた (Ogata, 2001a)。

なぜ静穏化が起きるのだろうか。なぜ静穏化が大きな地震の前兆になりうるのか。静穏化の

メカニズムについては諸説(宇津, 1999, 12.7.4-5 節参照)があるが, 本節ではクーロンの破壊関数 CFF の減少が引き起こす静穏化を考える. まず大地震が起きれば, その断層運動を源として周辺部で CFF が増加する領域では活発化するだけでなく, 減少する領域では静穏化する(たとえば King et al., 1994; Ogata, 2004b; Toda et al., 2012). 広域の相対的静穏化や余震活動の相対的静穏化も多数の潜在的な地震群の受け手の断層系(receiver faults)に掛かる CFF の減少が余震や常時地震の発生を抑制していると考えられる(たとえば Ogata, 2004b, 2006a, 2010a, 他多数の筆者による報告例がある). ただし, これらには応力変化を引き起こす断層運動の源が分かっていない場合が多い. 筆者は, 破壊前の断層内または深部延長部分での, ゆっくりすべり(slow slip)が関与していると考えられる. これを支持する諸現象について ETAS モデルによる地震活動変化や GPS 地殻変動データの変化のパターンを解析して報告してきた(Ogata et al., 2003a; Ogata, 2005a, 2005b, 2006a, 2006b, 2007, 2010a, 2011a; 尾形, 2006, 2013; Kumazawa and Ogata, 2013). プレート境界の地震活動の広域静穏化(Ogata, 1992)の原因も沈み込みプレート境界深部のゆっくりすべりや, その加速が関係しているものと筆者は考えている(尾形, 2014b).

地震活動変化に関わるゆっくりすべりを解明する手がかりの一つは GPS によって捉えられる地殻変動の解析である(Ogata, 2007, 2010a, 2011a; 尾形, 2013). しかし現実には小規模のゆっくりすべりの細かな像(特に内陸部のすべり)を得るには, かなりの困難が伴う. 日本内陸部の GPS 観測地点は世界に類が無いほど密に配置されているが, 中小地震が多発しているため, 測地計測の時系列には GPS の測定誤差だけでなく頻発する地震による地震時および地震前後のすべり(pre-slip, after-slip)の変位による地殻変動が混ざり合っている(例えば Wang and Bebbington, 2013; Wang et al., 2013 参照). それらを効率的に分離判別する時空間統計モデルや統計的解析法を開発することが急がれる. そのうえで, 前駆的すべりという前兆現象をとらえることができれば中期的・短期的地震予測に有望である. けれども常習的なすべりがある場合も考えれば, たかだか群発地震を伴ったりするだけなので, どの程度の割合で大地震前のすべりであるかを統計的に識別しなければいけない. それらの地域性もあるだろうし, どのようなすべりだったらかのぐらいい確率利得が増えるとか, そういう例を地震の観測結果に対比して定量的(統計的)に研究しなければならない.

## 8. 異常事象系列と確率予測

仮に 2 組の事象系列(点過程データ)に有意な相関が認められても, それだけでは予測には不十分であり因果性を統計的に同定することが必要である. ある下限マグニチュード以上の地震系列 A に対して異常事象の系列 B が影響を与えているか否かを調べる点過程の線形的な外部データ入力点過程モデル(external data input model)

$$(8.1) \quad \lambda_A(t|H_t^A, H_t^B) = q(t) + \int_0^t g(t-s)dN_s^A + \int_0^t h(t-s)dN_s^B \\ = q(t) + \sum_{\{j: t_j < t\}} g(t-t_j^A) + \sum_{\{k: t_k < t\}} h(t-t_k^B),$$

を考える. 関数  $q(t)$  は A 系列, B 系列以外の未知または既知の第 3 者的共変動量によって影響される変化であるが, これを推定するために, 多項式とかスプライン関数を使う(Iwata, 2013; Kumazawa and Ogata, 2013, 熊澤 他, 2015). 応答関数  $g(\cdot)$  は A 系列内の誘発(連鎖)効果,  $h(\cdot)$  は異常事象 B 系列からの地震 A 系列への影響の切迫度の時間遅れ関数である. 逆に地震発生が異常事象系列に対して影響を与えているか否かを調べるためには, 上記モデルで A 系列と B 系列を取り換えた点過程の外部データ入力モデルを調べる. これを使った統計的解析法については尾形(1981), Ogata and Akaike (1982), Ogata et al. (1982) を, 計算ソフトウェアは Ogata et

al. (2006)を参照されたい. 解析例としては, 関東直下の地震と沈み込む太平洋プレート沿いの稍深発地震との因果関係を AIC 比較によって調べ, また同様にニュージーランドの浅発地震と深発地震の関係も調べられている (Ogata, 1983b; Ogata et al., 1982; Ma and Vere-Jones, 1997). 電磁氣的 VAN 法による異常とギリシャの地震発生の統計的因果関係についての応用もみられる (雷 他, 1995).

連続観測の異常値の規模依存性が問題ならば, マーク付き点過程または等時間間隔で観測された時系列  $\{\xi_k, k = 1, 2, \dots\}$  そのものを入力した

$$(8.2) \quad \begin{aligned} \lambda_A(t|H_t^A, H_t^\xi) &= q(t) + \int_0^t g(t-s)dN_s^A + \int_0^t h(t-s)f(\xi_s)ds \\ &\approx q(t) + \sum_{\{j; t_j < t\}} g(t-t_j^A) + \sum_{\{k; k\Delta < t\}} h(t-k\Delta)f(\xi_k)\Delta, \end{aligned}$$

を外部データ入力モデル (Ogata et al., 1982) として考えられる.

応用例として 1982-1998 年の北京市周辺における地電位の低周波帯の地電位変動 (ultra-low frequency ground electric potential) の異常値記録を考えた. このような記録の間欠の変動の平均振幅と継続時間の積の総和を日別にまとめた日総量  $\{\xi_k; k = 1, 2, \dots, K \text{ days}\}$  を入力時系列として, 点過程モデルで下限マグニチュード 4 以上の地震発生との因果関係について解析した (尾形・庄, 2001; Zhuang et al., 2005). 地震マグニチュード及び地電位異常値の対時間プロットをざっと見て, 発生頻度が M4 以上の地震数に比べて異常事象が結構多いデータである. これらの相関は一見して自明であるけれども, 論点は, 因果関係としてどちらが先行事象であるかということを見ることである.

モデル (8.1) の AIC による解析によれば, 地電位異常は地震時や地震後 (coseismic or postseismic) の事象ではなく, 先行 (preseismic) の事象であった. 推定された応答関数  $h(\cdot)$  は地電位異常の発現から少々遅れて, 時間幅 150 日間ぐらいの地震発生強度への寄与がある (Zhuang et al., 2014). このように地電位異常データを考慮したほうが良い予測を得られたが, 地電位異常の事象だけでは確率利得は高々数倍程度である. 各観測所を中心とした領域での 1 日当たりの M4 以上の地震発生の条件付き強度関数値が全期間の平均発生率より高い日を「警戒日」と定義すると, 警戒日の合計日数は全体の総日数の 3 分の 1 ほどを占めるが, 実際に起こった M4 以上の地震の 7 割前後が警戒日の日々に集中している.

もし北京市地域を取り巻く 4 つの各観測所での地電位異常の時系列データが互いに独立に発現していると仮定すれば, 点過程版の複数要素予測公式 (4.7) によって, 各観測所を中心とした 300 km 円内域の共通領域での M4 以上の地震の条件付き強度変化を算出できる. 外部データ入力モデル (8.2) による各観測所を中心とした領域での警戒日の総数が全体日数の一割程度まで少なくなり, 警戒日で発生した地震が 7 割弱であった (尾形・庄, 2001 参照).

今後, 連続観測されている地球科学ビッグデータについてあらゆる異常事象の発掘, 識別の研究, および大地震との因果関係の研究が期待される. たとえば, 繰り返し小地震の再帰間隔の変化とゆっくりすべりとの関係 (Nomura et al., 2014), 深部微動発生形態の基礎モデルの成立とモデル依存の異常の識別及びゆっくりすべりとの関係, その他さまざまな地球物理・化学時系列異常の発掘などを進め, それらによって大地震との統計的因果関係モデリングによる予測を考える必要がある.

なかでも, GPS によって捉えられる測地ビッグデータは最有力である. 前節で地殻変動の解析で小規模のゆっくりすべりの細かな像 (特に内陸部のすべり) を得る困難性を論じた. しかしながら, 地震活動異常を炙り出すために地域性に合った地震活動の標準モデルを開発したように, GPS 観測の時空間データも地殻特性や歪の蓄積などの地域性に合った標準予測モデルを目

指す必要がある(松浦・野田, 2015 参照). 他にも, GPS 観測点間の基線距離変動時系列から得られる或る統計量の異常値と中規模地震の因果関係(Wang et al., 2013; 庄・尾形, 2015 で解説)を論じているが, そのようなデータの特性を利用して異常値を外部データとし入力し, 大中地震を点過程モデルで確率予測できる可能性がある.

### 9. 地震活動の季節性・周期性について

よく使われる統計方法は, 問題の周期間隔を何等分か(例えば年周期の時には月別)してそれらのヒストグラムを作って, 各分割成分の等確率性に対してカイ二乗統計量(chi-square statistic)または多項分布(multinomial distribution)の尤度比統計量の検定(likelihood-ratio test)を実施するものである. Schuster の周期性の検定統計量(岩田, 2015; 尾形, 1993 参照)も歴史が古い. これらの方法を用いて様々な周期性を主張している論文があるが, 年周期や日周期を除けば地震の発生に周期性が認められた例は少なく, データの欠陥など何らかの人為的な原因に帰着されることが多い(安芸, 1956). こうした解析の問題点は, データの基本的な性質を帰無仮説モデル(null hypothesis)が汲み取っていないことである. たとえば地震発生が統発(cluster)性を持っており独立性が成立していないとか, 時間的に均質でない非正常データであるとかである. これらの可能性を見過して誤った結論にいたることがある. 少なくとも Schuster の周期性の検定統計量を使うために地震の除群カタログ(de-clustered catalog)を強いられる.

しかし点過程のモデルによって, 統発性や非正常性をモデルに組み込んだうえで, 以下の様に周期性の形状を推定でき, AIC の大小によって予測の性能を比較することができる(ソフトウェアは Ogata et al., 2006).

$$(9.1) \quad \lambda_{\theta}(t|H_t) = f(t) + \sum_{k=1}^K \left\{ c_{2k-1} \cos \frac{2\pi kt}{T_0} + c_{2k} \sin \frac{2\pi kt}{T_0} \right\} + \int_0^t g(t-s) dN_s \\ = f(t) + \sum_{k=1}^K \left\{ c_{2k-1} \cos \frac{2\pi kt}{T_0} + c_{2k} \sin \frac{2\pi kt}{T_0} \right\} + \sum_{\{i: t_i < t\}} g(t-t_i).$$

ここで  $T_0$  は特定の周期である.

浅い地震活動では年周期があるというモデルで予測力が高まる場合が多い. たとえばオーストラリアの首都キャンベラ付近, ここでも微小地震活動がありオーストラリア国立大学が連続観測している. この場合  $f(t)$  は結果的に定数であり年周期もある. けれども, 周期項の関数形はキャンベラ地域の年降水量変化には対応しなくて, 東海岸(シドニー)の年降水量変化に良く対応してシドニーの降雨量データを使った予測性能が良くなる(Ogata and Katsura, 1986). これは, 東海岸沿い地帯の降雨がキャンベラ地域直下の地下を通して大鑽井盆地(the Great Artesian Basin)にたどり着くにあたって, 地下水の移動量と地震活動周期性が対応していると考えられる. 同じモデル(9.1)を使った解析は西南日本(Ogata, 1983b), ニューゼaland北島(Ma and Vere-Jones, 1997)などがある. 全世界を多くの地震帯ブロックに分けて, それぞれの地震系列を解析した包括的な研究(Matsumura, 1986)では, 降雨の季節変化のある中緯度の陸域で変化があり, 海域や低緯度地帯には変化が無い.

地球潮汐や海洋潮汐の応力変化は僅かである. それにもかかわらず主断層近辺の破壊応力の蓄積が臨界状態に近づいたため地震発生が地球潮汐の周期に同期するという. また貯水, 注水や地震動による流体貫入が関わる断層弱体化で応力レベルが臨界状態となることで, 地震活動と地球潮汐との相関が生じる場合も考えられる. 何れの場合でも前兆確率の予測が重要である. 除群した地震データに対して Schuster の検定統計量を使って巨大地震の前に地球潮汐と地震活動が同期した場合の実例の報告論文(Tsuruoka et al., 1995 など; 岩田, 2015 参照)が多数あるけれ

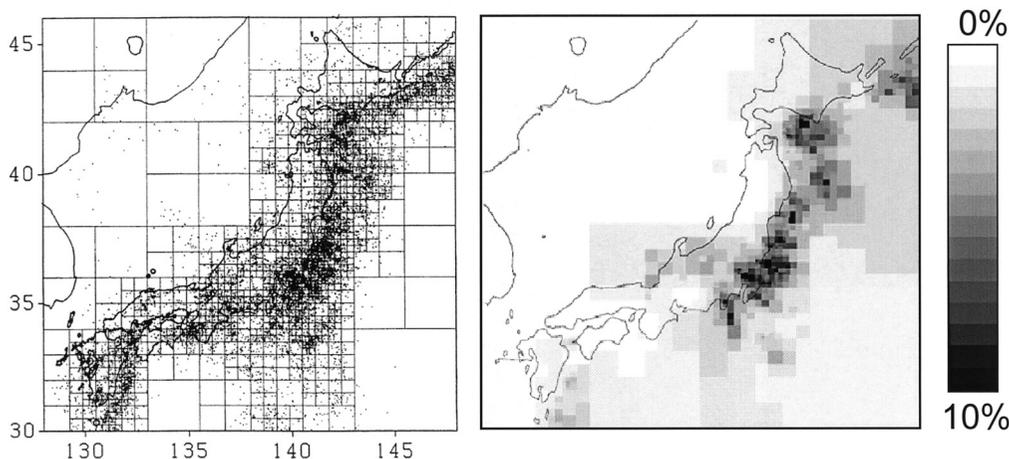


図 4. 群れの先頭(孤立地震を含む)が前震である確率の地域性.

Fig. 4. Probability map of the first event of the cluster or isolated event will be a foreshock.

ども、地球潮汐との同期現象を異常と考え大地震の予測につなげられると良い。その上で外部データ入力点過程モデル((8.1)式と(8.2)式)に応用することが考えられる。除群しないでモデル(9.1)の条件付き強度関数で同期の変化を推定することも考えられる。Iwata and Katao (2006)は1995年兵庫県南部地震に誘発された丹波地域の地震活動について、式(9.1)の誘発項をETASモデルに替えて月齢に関連した周期性を考えると、これがAICをかなり改善し、その同期現象の減衰の仕方も見ることができる。また月齢の周期性を積型にモデル化すると、更により良い適合が示されるという報告もある(詳しくは岩田, 2015 参照)。

## 10. 前震の確率予測

短期的予測で活用すべきものに前震がある。少なからぬ大地震に前震が認められるが、これは大地震が起きてから初めて分かる事柄である。或る地域で中規模の地震(たとえばM4以上)が起き始めたとき、これが余震を伴って無事終焉する本震-余震型なのか、一回り大きな地震が来る前震-本震型なのか、または群発地震型なのかが関心事である。目標は、現在進行中の地震の起こり方のデータから統計的に判別して、本震が起こる前に、これらが前震であるという確率予測に結びつける必要がある。直近に一回り大きな地震が起り得るか否かの確率を予測するのである。本震と最大前震のマグニチュードの差は大きいほど良いが、他方で前震の例を増やして識別を統計的に安定させる必要もある。このトレードオフのためにマグニチュードの差が0.5以上大きいことにする(Ogata et al., 1995)。

まず前震の地域性があるか否かを調べる。これには地震連鎖の始まりを定義する必要がある。そのために地震の群れ(earthquake cluster)を決める(Ogata et al., 1996 参照)。群れを成さない孤立した地震(isolated events)の場合もあり、実はこれが最も多い。そして群れの最初の地震または孤立地震について、各地域で前震確率を求めたのが図4である。日本付近の $M \geq 4$ の地震が $M + 0.5$ 以上の地震の前震である確率 $P_1(x, y)$ が地域別に求められている。確率は1%強から10%強まで変動するが、三陸沖から浦河沖にかけての地域、福島・茨城県沖、伊豆諸島付近な

どで大きくなっている。似たような前震頻度の地域分けは Mogi (1963) が行っているけれども、それは本震を基準にしてつくったもので、本節の場合は孤立地震を含め群れの先頭、新しい活動が始まったというもとの地域的な前震の確率である。

次に、群れの中の地震同士の時間間隔や相互距離を、群内外で重ね合わせて統計的性質を調べた。前震群は時間的にも空間的にも本震-余震型や群発型の群れより集中度が高い。マグニチュードの系列は本震-余震型の地震群の様に先頭地震から一方的に減ることはなく、増加傾向か減り方も少ない。以上の特徴を基に統計的に識別する。各地震群内の地震同士の時間間隔  $t$ 、距離  $r$ 、マグニチュード差  $g$  のそれぞれに或る変換を施して単位区間  $[0, 1]$  にほぼ一様に分布するようにしたものを  $\tau$ 、 $\rho$ 、 $\gamma$  とし、ある地震群  $c$  が前震型群れである確率  $p_c$  をロジット関数  $\text{logit}(p) = \ln\{(1-p)/p\}$  で表現すると

$$(10.1) \quad \text{logit}(p_c) = \mu_0 + M[f(\tau, \rho, \gamma)]$$

である。ただし

$$(10.2) \quad f(\tau, \rho, \gamma) = \sum_{l=0}^3 b_l \tau^l + \sum_{m=0}^3 c_m \rho^m + \sum_{n=0}^3 d_n \gamma^n$$

で表し、気象庁のデータ (1926~93 年,  $M \geq 4.0$ ) についてそのパラメタを求めている (Ogata et al., 1996)。ここで  $M[f]$  は群れ内の地震同士の時間差、距離、マグニチュード差の出現に関する関数  $f$  の算術平均である。一般に  $f(\tau, \rho, \gamma)$  は  $\tau$ 、 $\rho$ 、 $\gamma$  の相互作用を含む多項式で展開したものを考えたが、AIC 解析から線形の (10.2) 式が最良となった。これから  $\tau$ 、 $\rho$ 、 $\gamma$  の独立性は一応認められ、本稿 2 節のロジット関数式 (2.2) と同値であること示している。

さらに、群れの最初の地震の位置  $(x_1, y_1)$  から決まる前震確率  $\mu(x_1, y_1)$  が、群れの中の地震同士の相互関係から決まる (10.1) の前震確率  $p_c$  と、独立であると仮定するとロジット関数の線形和で

$$(10.3) \quad \text{logit}\{p_c(x_1, y_1)\} \approx \text{logit}\mu(x_1, y_1) + \{\mu_0 - M[f(\tau, \rho, \gamma)]\}$$

と表現できる。

これらによる確率予測を 1994 年から 2011 年 2 月まで総ざらいして成績を調べた (Ogata and Katsura, 2012)。まず実際の前震型群れは予測確率に見合った実現頻度であった。先頭の地震の位置の情報だけで出した確率予測は 1%~10% の予測幅であるけれども、複数の地震で群れの性質の統計的判別を使うと、確率予測の幅が 0% から数十% まで広がった。本震が M6.5 以上の場合に限った場合には予測確率で前震の識別がはっきりする。これは群発型地震群の多くが抜けてしまったため、実質的に本震-余震型との識別になったからである。前震の予測確率と実際の結果の出現頻度の分割表の評価、対数尤度 (情報利得) による予測結果の評価例については庄・尾形 (2015) の 4 節を参照されたい。

## 11. 結語

複雑で多様な地震発生過程を総合的に考えて未来を予測するには確率予測の考え方が避けられない。先ず相場の地震活動の確率予測を与えるために、各地域に適合した標準的な地震活動の時空間点過程モデルが必要である。これは天気予報の数値情報や状態予測の様に常に計算されて業務的に公表されている必要がある。注目されている地域のみならず、活動領域全体を、そして大きい地震だけでなく小さい地震までをカバーするようにすべきである。

この様な地震活動の相場となる点過程モデルは、各種の観測データに見られる異常事象がど

の程度に大地震の前兆を含むものか、またそれがどの程度の切迫性を示すものかなどの識別をするための基礎モデルになる。前兆識別の性能や危険度増大係数(確率利得)を高めるためには、観測異常事象に関する数多くの事例を包括的に研究することが必要である。また、連続観測データから効果的に異常事象をモニターするためには、データに混入している様々な既知の現象や要因からの影響を定量的に取り除く時系列モデルが必要である。特に、GPS 計測、傾斜計やひずみ計など測地データ異常検出のモデル解析の高度化が求められる。その様にして前駆すべりなどの異常事象を検出し、そのカタログを編集整備してほしい。

その上で、地震の確率予測の実用化のためには、条件つき強度関数のモデル化を創意的に進める必要がある。異常事象が大地震の前兆かもしれない可能性、その切迫度と地域性に対するモデリングを必要とする。各種の異常事象の記録をたくさん集めれば、目的に応じて適切な点過程のモデリングを試み、複合的に予測し確率の利得を高めることができる。新提案モデルの有意性と予測性能は、従来の予測モデルに比べ、AIC で測り比較検証できる。様々な地球物理学的情報によってモデルの拡張、複雑化を余儀なくされるが、それらが予測として意味があるかの判定も尤度や AIC で測り検証できる。

## 謝 辞

堀高峰さんによる建設的なコメントは本稿の改善にとって大変有益であった。また松浦充宏担当編集委員からは多くの適切な表現上の助言をいただいた。ここに記して感謝する。

## 参 考 文 献

- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification, *IEEE Transaction of Automatic Control*, **AC-19**, 667–674.
- Akaike, H. (1980). Likelihood and Bayes procedure, in *Bayesian Statistics* (eds. J. M. Bernard, et al.), 1–13, University Press, Valencia, Spain.
- 安芸敬一 (1956). 統計地震学の現状, 地震(日本地震学会 編), **8**(4), 205–228.
- Aki, K. (1981). A probabilistic synthesis of precursory phenomena, *Earthquake Prediction* (eds. D. W. Simpson and P. G. Richards), Maurice Ewing Series, **4**, 566–574, American Geophysical Union, Washington, D.C.
- Bach, C. and Hainzl, S. (2012). Improving empirical aftershock modeling based on additional source information, *Journal of Geophysical Research*, **117**, B04312.
- Brodsky, E. E. and Lajoie, L. J. (2013). Anthropogenic seismicity rates and operational parameters at the Salton Sea geothermal field, *Science*, **341**, 543–546, doi:10.1126/science.1239213.
- Daley, D. J. and Vere-Jones, D. (2003). *An Introduction to the Theory of Point Processes. Vol 1: Elementary Theory and Methods*, 2nd ed., Springer, New York.
- Dieterich, J. (1994). A constitutive law for rate of earthquake production and its application to earthquake clustering, *Journal of Geophysical Research*, **99**(B2), 2601–2608.
- Felzer, K., Becker, T. W., Abercrombie, R. E., Ekström, G. and Rice, J. R. (2002). Triggering of the 1999 Mw 7.1 Hector Mine earthquake by aftershocks of the 1992 Mw 7.3 Landers earthquake, *Journal of Geophysical Research*, **107**(9), 2190, doi:10.1029/2001JB000911.
- Felzer, K. R. and Brodsky, E. E. (2006). Decay of aftershock density with distance indicates triggering by dynamic stress, *Nature*, **441**, 735–738.
- Field, E. et al. (2015). Long-term time-dependent probabilities for the third Uniform California Earthquake Rupture Forecast (UCERF3), *Bulletin of the Seismological Society of America*, **105**(2A), doi:10.1785/0120140093.

- Gerstenberger, M. C., Wiemer, S., Jones, L. M. and Reasenberg, P. A. (2005). Real-time forecasts of tomorrow's earthquakes in California, *Nature*, **435**(7040), 328–331.
- Gutenberg, B. and Richter, C. F. (1944). Frequency of earthquakes in California, *Bulletin of the Seismological Society of America*, **34**, 185–188.
- Hawkes, A. G. (1971). Spectra of some self-exciting and mutually exciting point processes, *Biometrika*, **58**, 83–90.
- Helmstetter, A. and Sornette, D. (2003). Foreshocks explained by cascades of triggered seismicity, *Journal of Geophysical Research*, **108**(B10), 2457, doi:10.1029/2003JB002409.
- Helmstetter, A., Sornette, D. and Grasso, J. R. (2003). Mainshocks are aftershocks of conditional foreshocks: How do foreshock statistical properties emerge from aftershock laws, *Journal of Geophysical Research*, **108**(B1), 2046, doi:10.1029/2002JB001991.
- Helmstetter, A., Kagan, Y. Y. and Jackson, D. D. (2005). Importance of small earthquakes for stress transfers and earthquake triggering, *Journal of Geophysical Research*, **110**, B05S08, doi 10.29/2004JB003286.
- Iwata, T. (2013). Estimation of completeness magnitude considering daily variation in earthquake capability, *Geophysical Journal International*, **194**, 1909–1919.
- 岩田貴樹 (2015). 地球潮汐と地震活動との相関を用いた地震活動予測, 特集「地震予測と統計モデル」, 統計数理, **63**, 129–144.
- Iwata, T. and Katao, H. (2006). Correlation between the phase of the moon and the occurrences of microearthquakes in the Tamba region through point-process modeling, *Geophysical Research Letters*, **33**, L07302, doi:10.1029/2005GL025510.
- Jordan, T. H. (2006). Earthquake predictability, brick by brick, *Seismological Research Letters*, **77**(1), 3–6.
- Karr, A. (1991). *Point Processes and Their Statistical Inference*, 2nd ed., Marcel Dekker, New York, ISBN-13: 978-0824785321.
- King, G. C. P., Stein, R. S. and Lin, J. (1994). Static stress changes and the triggering of earthquakes, *Bulletin of the Seismological Society of America*, **84**, 935–953.
- 熊澤貴雄 (2015). 地震活動の異常性とモデリング, 特集「地震予測と統計モデル」, 統計数理, **63**, 45–64.
- Kumazawa, T. and Ogata, Y. (2013). Quantitative description of induced seismic activity before and after the 2011 Tohoku-Oki Earthquake by non-stationary ETAS models, *Journal of Geophysical Research*, **118**, 6165–6182.
- 熊澤貴雄, 尾形良彦, 木村一洋, 前田憲二, 小林昭夫 (2015). 伊豆東部の群発地震活動の推移の短期予測について. 第 206 回地震予知連絡会議, 2015 年 2 月 16 日, 地震予知連絡会, 九段第二合同庁舎, 東京, 地震予知連絡会会報, **94** (掲載予定).
- 雷興林, 西沢修, 長尾年恭 (1995). 電磁気的前兆現象の点過程解析, 防災科学技術研究所研究資料, **166**, 269–280, <http://ci.nii.ac.jp/naid/110004615710>.
- Lei, X., Yu, G., Ma, S., Wen, X. and Wang, Q. (2008). Earthquakes induced by water injection at ~3 km depth within the Rongchang gas field, Chongqing, China, *Journal of Geophysical Research*, **113**, B10310, doi:10.1029/2008JB005604.
- Lei, X.-L., Xie, C. and Fu, B. (2011). Remotely triggered seismicity in Yunan, Southwestern China following the 2004 Mw9.3 Sumatra earthquake, *Journal of Geophysical Research*, **116**, B08303, doi:10.1029/2011JB008245.
- Lei X.-L., Ma, S., Chen, W., Pang, C., Zeng, J. and Jiang, B. (2013). A detailed view of the injection-induced seismicity in a natural gas reservoir in Zigong, Southwestern Sichuan Basin, China, *Journal of Geophysical Research*, **118**, doi:10.1002/jgrb.50310.
- Ma, Li and Vere-Jones, D. (1997). Application of M8 and Lin-Lin algorithms to New Zealand earthquake data, *New Zealand Journal of Geology and Geophysics*, **40**, 77–89.

- Matsumura, K. (1986). On regional characteristics of seasonal variation of shallow earthquake activities in the world, *Bulletin of the Disaster Prevention Research Institute, Kyoto University*, **36**, 43–98.
- 松浦充宏, 野田朱美 (2015). GPS データの逆解析と地震の発生予測, 特集「地震予測と統計モデル」, 統計数理, **63**, 105–127.
- Mogi, K. (1963). Some discussions on aftershocks, foreshocks and earthquake swarms — The fracture of a semi finite body caused by an inner stress origin and its relation to the earthquake phenomena, *Bulletin of Earthquake Research Institute, University of Tokyo*, **41**, 615–658.
- Musmeci, I. and Vere-Jones, D. (1992). A space-time clustering model for historical earthquakes, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, **44**, 1–11.
- Nadeau, R. M. and McEvilly, T. V. (1999). Fault slip rates at depth from recurrence intervals of repeating microearthquakes, *Science*, **285**, 718–721.
- Nanjo, K. Z., Tsuruoka, H., Hirata, N. and Jordan, T. H. (2011). Overview of the first earthquake forecast testing experiment in Japan, *Earth Planets Space*, **63**(3), 159–169, doi:10.5047/eps.2010.10.003.
- Nanjo, K. Z., Tsuruoka, H., Yokoi, S., Ogata, Y., Falcone, G., Hirata, N., Ishigaki, Y., Jordan, T. H., Kasahara, K., Obara, K., Schorlemmer, D., Shiomi, K. and Zhuang, J. (2012a). Predictability study on the aftershock sequence following the 2011 Tohoku-Oki, Japan, earthquake: First results, *Geophysical Journal International*, **191**, 653–658.
- Nanjo, K. Z., Hirata, N., Obara, K. and Kasahara, K. (2012b). Decade-scale decrease in b value prior to the M9-class 2011 Tohoku and 2004 Sumatra quakes, *Geophysical Research Letters*, **39**, L20304, doi:10.1029/2012GL052997.
- 野村俊一 (2015). 活断層で繰り返される地震の点過程モデルとその長期確率予測, 特集「地震予測と統計モデル」, 統計数理, **63**, 83–104.
- Nomura, S., Ogata, Y. and Nadeau, R. M. (2014). Space-time model for repeating earthquakes and analysis of recurrence intervals on the San Andreas Fault near Parkfield, California, *Journal of Geophysical Research*, **119**, 7092–7122, doi:10.1002/2013JB010558.
- Ogata, Y. (1978). The asymptotic behavior of maximum likelihood estimators for stationary point processes, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, **30**, 243–261.
- 尾形良彦 (1981). 事象発生の因果解析—地震の地域的関連性を測る, 統計モデル: モデル構成の新しい波 (赤池弘次 編), 数理科学 3 月号, 30–36.
- Ogata, Y. (1981). On Lewis' simulation method for point processes, *IEEE Transaction on Information Theory*, **IT-27**, 23–31.
- Ogata, Y. (1983a). Estimation of the parameters in the modified Omori formula for aftershock frequencies by the maximum likelihood procedure, *Journal of Physics of the Earth*, **31**, 115–124.
- Ogata, Y. (1983b). Likelihood analyses of point processes and its applications to seismological data, *Bulletin of the International Statistical Institute*, **50**(2), 943–961.
- Ogata, Y. (1988). Statistical models for earthquake occurrences and residual analysis for point processes, *Journal of American Statistical Association*, **83**, 9–27.
- Ogata, Y. (1989). Statistical model for standard seismicity and detection of anomalies by residual analysis, *Tectonophysics*, **169**, 159–174.
- Ogata, Y. (1992). Detection of precursory relative quiescence before great earthquakes through a statistical model, *Journal of Geophysical Research*, **97**, 19845–19871.
- 尾形良彦 (1993). 地震学とその周辺の地球科学分野に於ける統計モデルと統計的手法, 日本統計学会誌, **22**, 413–463, <http://dx.doi.org/10.11329/jjss1970.22.413>.
- Ogata, Y. (1998). Space-time point-process models for earthquake occurrences, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, **50**, 379–402.

- 尾形良彦 (2001). 次回の南海地震の確率予測—その偏りと誤差について—, *地学雑誌*, **110**(4), 602–614.
- Ogata, Y. (2001a). Increased probability of large earthquakes near aftershock regions with relative quiescence, *Journal of Geophysical Research*, **106**(B5), 8729–8744.
- Ogata, Y. (2001b). Exploratory analysis of earthquake clusters by likelihood-based trigger models, Festschrift Volume for Professor Vere-Jones, *Journal of Applied Probability*, **38A**, 202–212.
- Ogata, Y. (2002). Slip-size-dependent renewal processes and Bayesian inferences for uncertainties, *Journal of Geophysical Research*, **107**(B11), 2268, doi:10.1029/2001JB000668.
- 尾形良彦 (2004). 静的トリガリングと統計, *地震予知連絡会会報*, **72**(11-7), 631–637.
- Ogata, Y. (2004a). Space-time model for regional seismicity and detection of crustal stress changes, *Journal of Geophysical Research*, **109**, B03308, doi:10.1029/2003JB002621.
- Ogata, Y. (2004b). Seismicity quiescence and activation in western Japan associated with the 1944 and 1946 great earthquakes near the Nankai trough, *Journal of Geophysical Research*, **109**, B04305, doi:10.1029/2003JB002634.
- Ogata, Y. (2005a). Detection of anomalous seismicity as a stress change sensor, *Journal of Geophysical Research*, **110**(B5), B05S06, doi:10.1029/2004JB003245.
- Ogata, Y. (2005b). Synchronous seismicity changes in and around the northern Japan preceding the 2003 Tokachi-oki earthquake of M8.0, *Journal of Geophysical Research*, **110**(B5), B08305, doi:10.1029/2004JB003323.
- 尾形良彦 (2006). 2003年十勝沖地震と2004年釧路沖の地震の余震活動および北海道東部の内陸地震活動の特徴について, *月刊地球*, **28**(7), 470–474.
- Ogata, Y. (2006a). Monitoring of anomaly in the aftershock sequence of the 2005 earthquake of M7.0 off coast of the western Fukuoka, Japan, by the ETAS model, *Geophysical Research Letters*, **33**, L01303, doi:10.1029/2005GL024405.
- Ogata, Y. (2006b). Seismicity anomaly scenario prior to the major recurrent earthquakes off the east coast of Miyagi Prefecture, northern Japan, *Tectonophysics*, **424**, 291–306, doi:10.1016/j.tecto.2006.03.038.
- Ogata, Y. (2006c). Statistical analysis of seismicity — Updated version (SASeis2006) Ver. 2, *Computer Science Monographs*, No.33, Institute of Statistical Mathematics, Tokyo, [http://www.ism.ac.jp/editsec/csm/index\\_j.html](http://www.ism.ac.jp/editsec/csm/index_j.html), <http://www.ism.ac.jp/~ogata/Ssg/ssg-sofware.html>.
- Ogata, Y. (2007). Seismicity and geodetic anomalies in a wide area preceding the Niigata-Ken-Chuetsu earthquake of 23 October 2004, central Japan, *Journal of Geophysical Research*, **112**, B10301, doi:10.1029/2006JB004697.
- Ogata, Y. (2010a). Anomalies of seismic activity and transient crustal deformations preceding the 2005 M7.0 earthquake west of Fukuoka, *Pure and Applied Geophysics*, **167**, 1115–1127, doi:10.1007/s00024-010-0096-y.
- Ogata, Y. (2010b). Space-time heterogeneity in aftershock activity, *Geophysical Journal International*, **181**(3), 1575–1592, doi:10.1111/j.1365-246X.2010.04542.x.
- Ogata, Y. (2011a). Pre-seismic anomalies in seismicity and crustal deformation: Case studies of the 2007 Noto Hanto earthquake of M6.9 and the 2007 Chuetsu-oki earthquake of M6.8 after the 2004 Chuetsu earthquake of M6.8, *Geophysical Journal International*, **186**, 331–348.
- Ogata, Y. (2011b). Significant improvements of the space-time ETAS model for forecasting of accurate baseline seismicity, *Earth, Planets, Space*, **63**, 217–229.
- 尾形良彦 (2012). 東北地方太平洋沖地震によって誘発された日本列島の中長期確率予測の時空間分布, *地震予知連絡会会報*, **88**(1-6), 35–39.
- 尾形良彦 (2013). 1995年兵庫県南部地震によって誘発された地震活動の適及的予測と解析, *地震予知連絡会会報*, **89**(8-2), 278–281.
- 尾形良彦 (2014a). 大地震の確率予測と統計モデル, *地震予知連絡会会報*, **91**(12-6), 267–268,

- [http://cais.gsi.go.jp/YOCHIREN/report/kaihou91/12\\_06.pdf](http://cais.gsi.go.jp/YOCHIREN/report/kaihou91/12_06.pdf).
- 尾形良彦 (2014b). 東北地方太平洋沖地震のアウトサイズ周辺での余震活動について (2011.3.11–2013.10.26), 地震予知連絡会会報, **91** (3-3), 72–76.
- 尾形良彦 (2014c). 地震予測研究の展望 (ノーカット版), [http://www.ism.ac.jp/~ogata/12ISM\\_NL\\_WEBver/earthquakeForecast.html](http://www.ism.ac.jp/~ogata/12ISM_NL_WEBver/earthquakeForecast.html).
- Ogata, Y. and Abe, K. (1991). Some statistical features of the long-term variation of the global and regional seismic activity, *International Statistical Review*, **59**, 139–161.
- Ogata, Y. and Akaike, H. (1982). On linear intensity models for mixed doubly stochastic Poisson and self-exciting point processes, *Journal of the Royal Statistical Society Series B*, **44**, 102–107.
- Ogata, Y. and Katsura, K. (1986). Point-process models with linearly parameterized intensity for application to earthquake data, *Essays in Time Series and Allied Processes* (Papers in honour of E. J. Hannan) (eds. J. Gani and M. B. Priestley), special volume 23A, *Journal of Applied Probability*, 291–310, Applied Probability Trust, Sheffield.
- Ogata, Y. and Katsura, K. (1991). Maximum likelihood estimates of the fractal dimension for random spatial patterns, *Biometrika*, **78**, 463–474.
- Ogata, Y. and Katsura, K. (2012). Prospective foreshock forecast experiment during the last 17 years, *Geophysical Journal International*, **191**, 1237–1244.
- Ogata, Y. and Katsura, K. (2014). Comparing foreshock characteristics and foreshock forecasting in observed and simulated earthquake catalogs, *Journal of Geophysical Research*, **119**, 8457–8477, doi:10.1002/2014JB011250.
- 尾形良彦, 庄建倉 (2001). 異常現象データと地震発生の相関解析および複合危険度予測: 北京付近における日別地電位異常強度データ (1982–1997) を例として, 地震予知連絡会会報, **66** (10-4), 562–570.
- Ogata, Y. and Zhuang, J. (2006). Space-time ETAS models and an improved extension, *Tectonophysics*, **413**, 13–23.
- Ogata, Y., Akaike, H. and Katsura, K. (1982). The application of linear intensity models to the investigation of causal relations between a point process and another stochastic process, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, **34**, 373–387.
- Ogata, Y., Utsu, T. and Katsura, K. (1995). Statistical features of foreshocks in comparison with other earthquake clusters, *Geophysical Journal International*, **121**, 233–254.
- Ogata, Y., Utsu, T. and Katsura, K. (1996). Statistical discrimination of foreshocks from other earthquake clusters, *Geophysical Journal International*, **127**, 17–30.
- Ogata, Y., Jones, L. M. and Toda, S. (2003a). When and where the aftershock activity was depressed: Contrasting decay patterns of the proximate large earthquakes in southern California, *Journal of Geophysical Research*, **108** (B6), 2318, doi:10.1029/2002JB002009.
- Ogata, Y., Katsura, K. and Tanemura, M. (2003b). Modelling heterogeneous space-time occurrences of earthquakes and its residual analysis, *Applied Statistics (Journal of the Royal Statistical Society, Series C)*, **52**, 499–509.
- Ogata, Y., Katsura, K. and Zhuang, J. (2006). TIMSAC84: Statistical Analysis of Series of Events (TIMSAC84-SASE) Version 2, *Computer Science Monographs*, No.32, The Institute of Statistical Mathematics, Tokyo, <http://www.ism.ac.jp/editsec/csm/index.j.html>, [http://www.ism.ac.jp/~ogata/Ssg/ssg\\_softwares.html](http://www.ism.ac.jp/~ogata/Ssg/ssg_softwares.html).
- Ogata, Y., Katsura, K., Falcone, G., Nanjo, K. Z. and Zhuang, J. (2013). Comprehensive and topical evaluations of earthquake forecasts in terms of number, time, space, and magnitude, *Bulletin of the Seismological Society of America*, **103**, 1692–1708.
- 近江崇宏 (2015). 本震直後からの余震活動のリアルタイム短期予測と中期予測, 特集「地震予測と統計モデル」, 統計数理, **63**, 65–81.
- Omi, T., Ogata, Y., Hirata, Y. and Aihara, K. (2015). Intermediate-term forecasting of aftershocks

- from an early aftershock sequence: Bayesian and ensemble forecasting approaches, *Journal of Geophysical Research*, **120**, 2561–2578, doi:10.1002/2014JB011456.
- 大竹政和 (1998). 地震発生の長期的予測における地震空白域と地震活動静穏化の意義, *地震* **2**, 50 (別冊), 83–99.
- Parzen, E., Tanabe, K. and Kitagawa, G. (eds.) (1998). *Selected Papers of Hirotugu Akaike*, Springer, Tokyo.
- Reasenber, P. A. and Jones, L. M. (1989). Earthquake hazard after a mainshock in California, *Science*, **243** (4895), 1173–1176.
- Regional Likelihood Models (RELM) (2007). *Seismological Research Letters*, **78**(1), Special Issue, <http://www.cseptesting.org/documents/relm>.
- Rhoades, D. A. and Evison, F. F. (2004). Long-range earthquake forecasting with every earthquake a precursor according to scale, *Pure and Applied Geophysics*, **161** (1), 47–71.
- Richards-Dinger, K., Stein, R. S. and Toda, S. (2010). Decay of aftershock density with distance does not indicate triggering by dynamic stress, *Nature*, **467**, 583–586, doi:10.1038/nature0940.
- Segou, M., Parsons, T. and Ellsworth, W. (2013). Comparative evaluation of physics-based and statistical forecasts in Northern California, *Journal of Geophysical Research*, **118**, 6219–6240.
- Smyth, C. and Mori, J. (2011). Statistical models for temporal variations of seismicity parameters to forecast seismicity rates in Japan, *Earth Planets Space*, **63**(3), 231–238, doi:10.5047/eps.2010.10.001.
- Terakawa, T. (2014). Evolution of pore fluid pressures in a stimulated geothermal reservoir inferred from earthquake focal mechanisms, *Geophysical Research Letters*, **41**, 7468–7476.
- Terakawa, T., Hashimoto, C. and Matsu'ura, M. (2013). Changes in seismic activity following the 2011 Tohoku-oki Earthquake: Effects of pore fluid pressure, *Earth and Planetary Science Letters*, **365**, 17–24.
- Toda, S. and Enescu, B. (2011). Rate/state Coulomb stress transfer model for the CSEP Japan seismicity forecast, *Earth Planets Space*, **63**(3), 171–185.
- Toda, S., Stein, R. S., Beroza, G. C. and Marsan, D. (2012). Aftershocks halted by static stress shadows, *Nature Geoscience*, **5**, 410–413, doi:10.1038/ngeo1465.
- Tsuruoka, H., Ohtake, M. and Sato, H. (1995). Statistical test of the tidal triggering of earthquakes: Contribution of the ocean tide loading effect, *Geophysical Journal International*, **122**, 183–194.
- Utsu, T. (1969). Aftershocks and earthquake statistics (I): Some parameters which characterize an aftershock sequence and their interaction, *Journal of the Faculty of Science, Hokkaido University*, Series VII, Geophysics, **3**, 129–195.
- Utsu, T. (1970). Aftershocks and earthquake statistics (II): Further investigation of aftershocks and other earthquakes sequence based on a new classification of earthquake sequences, *Journal of the Faculty of Science, Hokkaido University*, Series VII, Geophysics, **3**, 379–441.
- 宇津徳治 (1977). 地震予知の適中率と予知率, *地震* **II**, **30**, 179–185.
- 宇津徳治 (1979). 地震予知の適中率の計算 (伊豆大島近海地震を例として), *地震予知連絡会会報*, **21** (7-4), 164–166.
- 宇津徳治 (1999). 『地震活動総説』, 東京大学出版会, 東京.
- Utsu, T. (1999). Representation and analysis of the earthquake size distribution: A historical review and some new approaches, *Pure and Applied Geophysics*, **155**, 509–535.
- 宇津徳治 (2001). 『地震学』, 第3版, 共立出版, 東京.
- Utsu, T., Ogata, Y. and Matsu'ura, R. S. (1995). The centenary of the Omori formula for a decay law of aftershock activity, *Journal of Physics of the Earth*, **43**, 1–33.
- Vere-Jones, D. (1978). Earthquake prediction — A statistician's view, *Journal of Physics of the Earth*, **26**, 129–146.

- Vere-Jones, D. (1995). Forecasting earthquakes and earthquake risk, *International Journal of Forecasting*, **11**, 539–541.
- Vere-Jones, D. and Davies, R. B. (1966). A statistical study of earthquakes in the main seismic area of New Zealand. Part II: Time series analyses, *New Zealand Journal of Geology and Geophysics*, **9**, 251–284.
- Wang, T. and Bebbington, M. (2013). Identifying anomalous signals in GPS data using HMMs: An increased likelihood of earthquakes?, *Computational and Stastical Data Analysis*, **58**, 27–44.
- Wang, T., Zhuang, J., Kato, T. and Bebbington, M. (2013). Assessing the potential improvement in short-term earthquake forecasts from incorporation of GPS data, *Geophysical Research Letters*, **40**, 2631–2635.
- Woessner, J., Hainzl, S., Marzocchi, W., Werner, M. J., Lombardi, A. M., Catalli, F., Enescu, B., Cocco, M., Gerstenberger, M. C. and Wiemer, S. (2011). A retrospective comparative forecast test on the 1992 Landers sequence, *Journal of Geophysical Research*, **116**, B05305, doi:10.1029/2010JB007846.
- Working Group on California Earthquake Probabilities (2012). The uniform California earthquake rupture forecast, Version 3 (UCERF3) project plan, [http://www.wgcep.org/sites/wgcep.org/files/UCERF3\\_Project\\_Plan\\_v55.pdf](http://www.wgcep.org/sites/wgcep.org/files/UCERF3_Project_Plan_v55.pdf).
- 吉川澄夫 (2014). 地震活動静穏化に基づく予測能力評価, 地震予知連絡会会報, **93** (掲載予定).
- Zechar, J. D., Schorlemmer, D. M., Werner, J., Gerstenberger, M. C., Rhoades, D. A. and Jordan, T. H. (2013). Regional Earthquake Likelihood Models I: First-order results, *Bulletin of the Seismological Society of America*, **103**(2A), 787–798, doi:10.1785/0120120186.
- 庄建倉, 尾形良彦 (2015). 地震予測の評価法について, 特集「地震予測と統計モデル」, 統計数理, **63**, 29–44.
- Zhuang, J., Vere-Jones, D., Guan, H., Ogata, Y. and Ma, Li (2005). Preliminary analysis of observations on the ultra-low frequency electric field in a region around Beijing, *Pure and Applied Geophysics*, **162**, 1367–1396 (with data).
- Zhuang, J., Ogata, Y., Vere-Jones, D., Ma, L. and Guan, H. (2014). Statistical modeling of earthquake occurrences based on external geophysical observations: With an illustrative application to the ultra-low frequency ground electric signals observed in the Beijing region, *Seismic Imaging, Fault Damage and Heal* (ed. Y. Li), 351–376, De Gruyter, Germany, together with Higher Education Press, China.
- 地震調査委員会 (1998). 余震の確率評価手法について, 地震調査研究推進本部 Home Page, <http://www.jishin.go.jp/main/yoshin2/yoshin2.htm>.
- 地震調査委員会 (2014a). 主要活断層帯の長期評価, 地震調査研究推進本部 Home Page, [http://www.jishin.go.jp/main/p\\_hyoka02\\_danso.htm](http://www.jishin.go.jp/main/p_hyoka02_danso.htm).
- 地震調査委員会 (2014b). 南海トラフの地震活動の長期評価(第二版)について, 地震調査研究推進本部 Home Page, [http://www.jishin.go.jp/main/chousa/14apr\\_sagami/index.htm](http://www.jishin.go.jp/main/chousa/14apr_sagami/index.htm).

## Stochastic Prediction of Earthquakes — A Strategy for the Research

Yosihiko Ogata

The Institute of Statistical Mathematics, Professor Emeritus

Practical earthquake forecasting should provide the probability with uncertainty of an earthquake's location, time and magnitude. This needs statistical modeling of the effects of abnormal phenomena incorporating various predicting scenarios based on scientific knowledge of geophysics, geology and disaster history. We need to detect significant deviations (anomalies) in observed data from prediction data for various potentially useful data-bases associated with seismic activity. Namely, we need to detect abnormalities derived from an appropriate diagnostic analysis. Such anomalous phenomena need to be analyzed to model the statistical causality as precursors of large earthquakes. For this purpose, a stochastic point process is useful to predict space-time stochastic intensity rates of expected earthquakes. This should enable us to calculate the probability of a large earthquake. Abnormal phenomena of only a single type may not sufficiently enhance a secular probability of a large earthquake. However, when abnormal phenomena of plural types are observed at the same time, the probability can be substantially increased. By a variety of observations of long-term, medium-term, and short-term anomalies, we should look for knowledge and abnormal phenomena to constitute a “multi-elements prediction formula” model.