前兆的群発地震活動に基づく地震予測手法によって

明らかにされた前震活動の特徴

気象研究所地震津波研究部* 弘瀬冬樹・溜渕功史 気象庁地震火山部** 前田憲二

Characteristics of foreshocks revealed by an earthquake forecasting method based on precursory swarm activity

Fuyuki Hirose, Koji Tamaribuchi

* Seismology and Tsunami Research Department, Meteorological Research Institute, 1-1
 Nagamine, Tsukuba, Ibaraki, 305-0052, Japan

Kenji Maeda

** Seismology and Volcanology Department, Japan Meteorological Agency, 3-6-9 Toranomon, Minato-ku, Tokyo, 105-8431, Japan

^{* 〒305-0052} 茨城県つくば市長峰 1-1

^{** 〒105-8431} 東京都港区虎ノ門 3-6-9

の簡易和訳版

1

Abstract

本震前に時々現れる前震である群発地震活動の統計的特徴に基づいて, 一定 2 期間内に本震の発生を警報する経験的地震予測手法「前田法」を開発した.本研究で 3 4 は、プレート間地震活動を特徴とする地域、構造断層線(変形集中帯)、地震・火山 活動がみられる島弧地域など日本の様々なテクトニック環境下における地震活動に 5 前田法を適用し、その地震予測の有効性を調査した、その結果、前田法は、定常時空 6 7 間 ETAS モデルに基づく予測よりも概ね高いスコアが得られることを確認した.ま 8 た,日本海溝沿いで検出された前震は,SSE に関連する群発地震活動が存在する領域 9 の低速度異常の縁に沿って分布していることもわかった。前震はプレートの曲げ軸 と沈み込んだ海山の存在に伴う不均一な応力分布によって引き起こされた可能性が 10 ある.特に岩手県沖の前震は周期的な SSE によって引き起こされている.内陸の構 11 12 造帯や島弧では、低速度異常に関連したマグマ活動や流体活動に伴う群発活動の後 に本震が起こる傾向にあった. 前田法はシンプルかつ効率的な回数カウントに基づ 13 14 く地震予測モデルであり, 定常 ETAS モデルでは表現できない前兆すべりを伴う核生 成過程などの物理現象を反映する前震の特徴を捉える可能性がある. 15

16

17

18 Keywords: 地震予測モデル,前震,定常時空間 ETAS モデル,日本海溝,本州中部,
19 伊豆諸島

20

21 Keypoints

- 22 前震活動の特徴を抽出する前田法に基づいた地震予測モデルは,定常 ETAS モデ
 23 ルよりも予測効率が高い.
- 24 岩手県沖の前震活動は周期的な SSE によっておそらく励起された.
- 25 内陸の構造体や島弧では、マグマ・流体活動に伴う群発活動の後に本震が起こる
 26 傾向にあった.

28 §1. はじめに

一般的に,一連の地震活動のうち1つだけ特に大きな地震を本震,それ以前に発生 29 した地震を前震,本震以後に発生した地震を余震と呼ぶ.前もって前震を識別できれ 30 ば、防災上非常に有益な情報となる.しかしながら、先行研究 [例えば, Felzer et al., 31 32 2004]では、本震規模と前震の規模・数・空間的広がりには相関がなく、余震・マル チプル・前震は単一の物理過程からなるという指摘がある.一般に、余震系列は 33 epidemic type aftershock sequence (ETAS) モデル [Ogata, 1988] でよく再現できる. 34 35 ETAS モデルは、ランダムな地震の発生と余震的トリガー効果からなるモデルである. 36 Felzer et al. [2015]は, 適切なパラメータを与えた ETAS モデルであれば, Bouchon et 37 al. [2013]が発見した本震前の地震活動の加速的増加についても説明できると指摘し た. これらの結果は、地震活動がカスケードプロセスで駆動される確率現象であるた 38 め、ETAS モデルが有効な地震予測のひとつであることを示唆する. 39

一方,前震活動は前駆的すべりなど,震源核形成過程の一部であり,その特徴を用 40 41 いればより効率よく地震の予測が可能であるという指摘[例えば, Lippiello et al., 2012, 42 2019; Bouchon et al., 2013; Bouchon and Marsan, 2015]がある(言い換えれば、単純な 定常 ETAS モデルでは, 前震活動を十分にはモデル化できないことが指摘されている 43 44 [例えば, Seif et al., 2019]). 本震発生前に前震を識別することは一般に困難である が、特定の地域では本震前に前兆的な群発地震活動(前震活動)がみられる場合があ 45 る [前田, 1993; Maeda, 1996]. ここで, 群発とは, 本震-余震型以外の時空間的に近 46 47 接して発生する複数の地震からなる活動を指す. 我々はその統計的性質から本震の 発生を経験的に予測する手法(前田法と呼ぶ)を開発してきた[前田, 1993; Maeda, 48 1996;前田・弘瀬, 2016].前田法は、ある領域内において数日以内に(小さな地震を 49 除く) ある規模以上の地震が数個検知された場合, その後数日以内に同領域内におい 50 て本震が発生する可能性が高まる、という個数ベースの地震予測モデルである.先行 51 研究 [前田, 1993; Maeda, 1996; 前田・弘瀬, 2016] では, 主に前田法の予測パフォー 52 53 マンスについて述べられており、前震活動の物理的な解釈についてはあまり触れら れていない.近年,さまざまなテクトニック環境において,稠密微小地震活動観測 54 [Mochizuki et al, 2008; Uchida et al., 2016; Nishikawa et al., 2019] や地震波トモグラフ 55 ィ解析 [Nakajima & Hasegawa, 2007; Hua et al., 2020],エアガン探査 [Tsuru et al., 2002; 56

57 Fujie et al., 2006; Kodaira et al., 2007] などから, さまざまな知見が得られている.

そこで、本研究では、近年の新たな知見を通して前震活動の物理的解釈を試みる. 58 ここでは、本震前に前兆的な群発地震活動が現れる傾向にある地域[前田, 1993; 59 Maeda, 1996; 前田・弘瀬, 2016] とされた岩手・宮城県沖及び茨城県沖, 本州中部, 60 61 伊豆諸島を研究対象とした(Fig.1). これらはそれぞれプレート境界,内陸の構造線 断層帯(歪集中帯)、島弧(火山帯)における活動と分類でき、異なるテクトニック 62 環境下にある.各地域について前田法による地震予測の有効性を示すとともに,抽出 63 された前兆的群発地震活動の物理的特徴を探る.前田法が単に ETAS モデルで表現で 64 65 きる余震的トリガー効果による見かけの前震活動を見ているだけかどうかについて 調査するために, 定常時空間 ETAS モデルに基づく地震予測モデルとの成績比較を行 66 ったり、ETAS カタログに前田法を適用したりした. 67

68

69 §2. データ・解析対象領域

解析に用いた地震データは気象庁一元化震源カタログである.気象庁では処理方 70 71 法や震源決定精度に応じたフラグを付加している [https://www.data.jma.go.jp/svd/eqev/data/bulletin/catalog/notes e.html]. 精度良く震源 72 決定されたと判断する地震のフラグ(気象庁震源:K, 簡易気象庁震源:k, 自動気象 73 庁震源:A) については、本研究対象における領域の震源時誤差は 0.5-1.0 秒未満、 74 水平方向誤差は 3.0-5.0 分未満である.一方,海域や島嶼部など,観測点密度が低い 75 76 領域では震源決定誤差が大きくなるため, K, k, A フラグほど精度は良くないが参考 77 として登録する地震のフラグ(参考震源:S, 簡易参考震源:s, 自動参考震源:a) が付加される.このフラグを持つ地震の震源時誤差は 0.5-2.0 秒,水平方向誤差は 3.0-78 79 10.0分である.本研究では,発生したか否かの情報がより重要と考え,全てのフラグ を用いた. ただし, 低周波地震フラグは排除した. 先行研究 [前田, 1993; Maeda, 1996; 80 前田・弘瀬, 2016] は K 登録震源のみ用いている. k, A, s, a のフラグは 2016 年 4 月 81 以降の気象庁一元化震源カタログから付加されている [Tamaribuchi, 2018]. 通常地震 82 の場合, S, s, a フラグの地震は K, k, A フラグの地震に比べて数が少ない. Table 1 に 83 評価用の条件を示す. 各領域の詳細な地震活動については, Supporting information の 84 85 S1 節を参照されたい.

の簡易和訳版

86

87 **§3.** 解析手法

88 §3.1. 経験的に地震の発生を予測する手法(前田法)

89 前田法 [前田, 1993; Maeda, 1996; 前田・弘瀬, 2016]の手法について述べる. 前震
 90 識別の手順および予測効率の指標について以下に示す.

91 **§ 3.1.1. 前震識別の手順**

第ホタログのデクラスタ処理を行い、余震を除去する、余震定義の震央距離
 L km と時間t_a日は式(1), (2)に基づいて先行地震の規模M_{pre}に依存して変化さ
 せる.

$$\log_{10} L \le 0.5 M_{\rm pre} - 1.8 \tag{1}$$

$$\log_{10}(t_a + 0.3) \le \{0.17 + 0.85(M_{\rm pre} - 4.0)\}/1.3$$
⁽²⁾

95 ここで,式(1)は Utsu [1961],式(2)は Utsu [1970]による経験式である.例えば,

96 M_{pre}が 8,7,6の場合,Lはそれぞれ 160,50,16 km,tはそれぞれ 557,123,27 日
 97 である.小さな余震のみを除去するため,以下の条件を導入した.

$$M_a < M_{\rm pre} - M_d; \qquad M_d = 1.0 \tag{3}$$

98 ここで、Maは余震規模、Maは先行地震との規模の差である.これは、Maが小 99 さい余震は引き続き発生する可能性のあるより大きな地震との関連性が高い, という考えによる.なお,大地震直後1日程度は地震波形記録の重なりにより, 100 101 小さめの余震データが欠落するケースが報告されている [Zhuang et al., 2017] 102 が,式(1)-(3)の条件により,前田法では短期的な余震欠落の問題を回避できる. 103 デクラスタ後のカタログを用いて,特定の大きさのセグメント(緯度 D°× 経 2. 度 D°)の中で、特定の規模(Mn)以上の地震が特定の期間(Tf日間)に特定 104 の数(N_f)だけ発生した時,前兆的群発地震活動(前震活動)の候補とし,同 105 106 セグメントに予測アラームを出す.このとき,空間セグメントの中心グリッド 107 は緯度・経度 D/2°間隔で評価対象空間に配置しておく(Figs. S1a, S2a, S3a, S5a の赤十字).条件を満たすに至った最後の地震をアラーム地震と呼ぶ. 108 109 アラーム地震直後から特定の期間(T_a日間)を警報期間とし,前震候補と同じ 3.

110 セグメント内で警報期間中にターゲット地震(規模 M_{m0}以上かつ前震候補の最
 111 大規模よりも大きな規模の地震)が発生した場合に真の前震(群)であったと

112 判定する.

113 4. この前震(群)の定義において、ターゲット地震を予測するために効率のよい

- 114 前震(群)のパラメータ(D, M_{f0}, T_f, N_f, T_a)及びターゲット地震のパラメー 115 タ(M_{m0})をグリッドサーチにより求める.予測効率については 3.1.2 節を参照 116 のこと.
- 実カタログに対する前震識別の最適パラメータ及び予測成績(各指標については 117 118 3.1.2 節参照)を Table 2 に示す. このとき, 解析時間の節約のため, 各領域のパラメ ータ M_m, M_{m0}は先行研究 [前田・弘瀬, 2016] の値を援用した. パラメータ D につい 119 ては、日本海溝沿いは先行研究 [前田・弘瀬, 2016] の値を援用し、本州中部と伊豆 120 121 諸島は3パターンを試した(Table S1).残りのパラメータについては、地震カタロ 122 グに敏感と考えられるため、 $T_f = 1, 2, ..., 10$ 日、 $N_f = 2, 3, ...10$ 個、 $T_a = 1, 2, ..., 10$ 日 の 900 個の組み合わせでグリッドサーチして推定した.先行研究 [前田, 1993; Maeda, 123 124 1996; 前田・弘瀬, 2016] とは震源フラグ(岩手県沖,本州中部,伊豆諸島),領域(岩 手・宮城・茨城県沖に特化)、期間(本州中部,伊豆諸島)が異なるため、最適パラ 125 126 メータが異なる.
- 127

128 **§ 3.1.2.** 予測効率の指標

129 前震識別の最適パラメータの決定指標として ΔAIC

$$\Delta AIC = 2nAR \ln PG + 2n(1 - AR) \ln \frac{1 - AR}{1 - \frac{AR}{PG}} - 2 \qquad (PG \ge 1)$$
(4)

を用いた(Maeda [1996]の PIC と同じ). ここで, n は全ターゲット地震数, AR は予 130 知率「予測されたターゲット数/全ターゲット数」, PG は確率利得「アラーム時空間 131 内のターゲット発生率/全時空間内のターゲットの平均発生率」である.式(4)は、タ 132 ーゲット地震は時間的に一定の発生率を持ってランダムに発生するとした定常ポア 133 ソンモデルによる AIC と前田法による AIC との差を意味する. ΔAIC が 2.0 未満だ 134 と、両モデルに有意な差はないと判定される [Utsu, 1999]. 確率利得は、予測モデル 135 136 間の優劣を評価でき、1.0以下だと無作為な予測と同程度か劣っていることを意味す る. なお、地震発生ポテンシャルがゼロの領域を含めば、PG が不当に大きくなる. 137 それを避けるため、全期間内に M₀ 以上の地震が 1 個も発生していないセグメント 138

139($D^{\circ} \times D^{\circ}$)は、PGの算出の際に除外した.また、適中率「適中したアラーム数/140全アラーム数」も予測指標のひとつである.予知率と適中率・確率利得はトレードオ141フの関係にあるため、ΔAIC で総合的に評価した.予知率と適中率の調和平均である142F 値も補助的に用いた.5つの指標とも大きいほど性能が高いといえる.なお、予知143率と確率利得が同じであったとしても、ΔAIC は全ターゲット地震数が多い方が大き144くなる.そのため、異なるターゲット地震数間で ΔAIC を比較することは意味がない145ことに留意する必要がある.

146

147 **§ 3.2.** 定常時空間 ETAS モデルに基づく予測

148 式(4)を通して、ランダム予測との成績比較が行える.ただ、より高度な予測モデル とも比較し、前田法の予測パフォーマンスの相場観を示したい. さらに、前田法が単 149 150 に余震的トリガー効果による見かけの前震活動を見ているだけかどうかについても 定量的に評価したい、そこで、前田法と比較する地震予測モデルとして定常時空間 151 ETAS モデル [Ogata and Zhuang, 2006] に基づいた予測(以下, ETAS 予測モデル) 152 153 を採用した.なお,パラメータが時間変化しない定常 ETAS モデルは前震を再現しな 154 いという指摘 [Seif et al., 2019] もあり,背景地震活動レートに時間変化を与えた非 定常 ETAS モデル [Llenos et al., 2009; Kumazawa & Ogata, 2014] や前震クラスタに余 155 震の特徴を持たせた ETAFS モデル [Petrillo & Lippiello, 2021], パラメータの異なる 156 複数の ETAS モデルからなるアンサンブル予測 [Llenos & Michael, 2019] なども提案 157 されている.本研究で対象とした領域は,前兆的群発地震活動を検出する前田法の適 158 159 用パフォーマンスが比較的高い地域である[前田, 1993; Maeda, 1996; 前田・弘瀬, 2016] ため, 前震の再現性が低いと指摘されている定常時空間 ETAS モデルに基づく予測モ 160 デルには分が悪いかもしれない.しかし、本研究では ETAS モデルの予測精度向上を 161 目的としていないため、ここでは、標準的な定常時空間 ETAS モデルを採用した 162 (Supporting information の S2 節). なお, ETAFS モデル [Petrillo & Lippiello, 2021] 163 は未来時間に発生するイベントの情報を用いるモデルであるため、将来予測には原 164 165 理的に用いることはできない. ETAS 予測モデルの作成手順や評価方法については, Supporting information の S2 節を参照されたい. 166

167 また、それとは別に、日本海溝沿いの岩手・宮城県沖、茨城県沖については、定常

- 168 時空間 ETAS モデルに基づいた ETAS カタログを作成し, その ETAS カタログに前田
- 169 法を適用することによって,前田法が単に ETAS モデルで表現できる余震的トリガー
- 170 効果による見かけの前震活動を見ているだけかどうかについても検証した
- 171 (Supporting information の S3 節). ETAS カタログの作成手順については, Supporting
- 172 information の S4 節を参照されたい.
- 173

174 **§4. 予測パフォーマンス**

175 **§ 4.1. 前田法と ETAS 予測モデルの予測成績比較**

前田法による成績は Table 2 に示した通りである.前田法と ETAS 予測モデルによ 176 177 る成績(Table S3)を Fig. 2 にまとめて示す. Fig. 2 の ETAS 予測モデルの成績は, 各領域で ΔAIC が最大となったケースの成績をプロットした. 予知率や適中率のよう 178 179 に個別の指標でみると ETAS 予測モデルの成績の方がよいケースもある (Fig. 2a, d). 180 しかし、予知率と適中率を総合した F 値や、予知率と確率利得を総合した ΔAIC(式 (4)) でみれば(同色で比較),前田法は ETAS 予測モデルよりも予測効率が高い.イ 181 182 タリアとその周辺の地震活動に対して ETAS 予測モデルを適用した例では,確率利得 183 が100を超えるケースもあるが、適中率が数%と低く、予測情報としての実用化は厳 しいという指摘がある [Console et al., 2010] が, Fig. 2 でも同様の傾向がみられる. 184 両モデルの確率利得は他の地震予測モデルの確率利得に比べると大きい部類に属す 185 る(各種の地震予測モデルのレビューについては Nakatani [2020]を参照のこと).特 186 187 に前田法は,アラーム時空間が非常に小さいため予測効率が高くなる傾向にあり,確 率利得は 300-1600, 予知率は 30-70%, 適中率は 10-30% (Table 2) に達する.前田 188 法は個数ベースの単純な予測モデルであり,総合的には ETAS モデルに基づく複雑な 189 予測モデルよりもよい成績を修める. 190

191

192 §4.2. ターゲット地震前の地震活動

193 Fig. 3 に、ターゲット地震発生時刻を基準としてスタッキングした自然地震カタロ
194 グの回数積算の時系列を示す.空間範囲はターゲット地震を含む D° × D° (中心グ
195 リッドは D/2°間隔)である.このとき、3.1.1 節で示した余震条件(式(1)-(3))に合
196 致するイベントは除去し、ターゲット地震1個あたりの積算数に換算し、さらに積算

197 数の最大値で規格化している.

198 いずれの地域もターゲット地震前にかけて地震数が加速的に増加する様子が見て
199 取れる.本州中部(Fig.3c)や伊豆諸島(Fig.3d)については、ターゲット地震規模
200 の依存性を示している.どの規模でみても直前の加速的な増加はみられるが、ターゲ
201 ット地震規模が大きい方が顕著である.

202 日本海溝沿いの2地域(岩手・宮城県沖と茨城県沖, Fig. 3a, b) については, ETAS カタログ1,000 個の平均についても重ねている(supporting information の S3 節参照). 203 両カタログ(赤線,青線)ともターゲット地震前にかけて地震数が加速的に増加する 204 様子が見て取れる. 1,000 個の ETAS カタログに対してそれぞれ最適化された前田法 205 206 を適用した場合の成績を Table S5, Figs. S12h-k, S13h-k に示す. 確率利得の中央値は 207 数百程度と高い. 前田法は前震を抽出する性質を持っていることから, これらの結果 は、ETAS モデルのようなランダムな地震の発生と余震的トリガー効果によっても、 208 209 前震活動をある程度再現できること[Felzer et al., 2015]を意味する.しかしその一 方で、実カタログの方がターゲット地震直前の地震活動はより活発である(Figure 3) 210 211 し、総合的な評価指標 F 値は自然地震カタログに前田法を適用した場合(Table 2) 212 の方が高い.これらの結果は、先行研究 [Seif et al., 2019] で指摘されているように、 定常時空間 ETAS カタログが実際の前震活動の特徴を十分に再現できていないこと 213 を示唆している.なお,前田法の最適パラメータを推定する際は ΔAIC が最大となる 214 パラメータを採用したが、3.1.2節でも述べたように、ΔAIC はターゲット地震数に依 215 216 存する. ETAS カタログと実カタログでは異なるターゲット地震数(Figs. S12b, S13b) 217 を持つため、ここでは ΔAIC の比較は示していない.

218 以上をまとめると,前田法は定常 ETAS モデルで表現できる見かけの前震活動だけ
219 でなく,定常 ETAS モデルだけでは説明ができない何らかの物理現象一例えば,前駆
220 的すべりのような震源核形成過程一を反映した前震活動の特徴をも個数ベースで簡
221 単に抽出することにより,予測効率を高めているといえる.

222

223 §5. 前震活動が認められる地域の特性

224 前田法を実カタログに適用した結果(Table 2)に基づき、ターゲット地震やアラー
 225 ム地震の時空間的特徴を述べる.

の簡易和訳版

226 **§5.1. 日本海溝沿い**

先行研究 [Maeda, 1996; 前田・弘瀬, 2016] でも指摘されているように, 日本海溝 227 沿いでは,前震活動を伴うターゲット地震(Fig.4の青丸)やアラーム地震(Fig.4の 228 赤丸)はある特定の地域に分布している. Fig.4 の上段と下段はそれぞれ, 岩手・宮 229 230 城県沖と茨城県沖の評価領域内の地震活動について最適化した前震パラメータ (Table 2)を用いて、日本海溝沿い全域の地震活動に適用した結果を示している.異 231 なる前震パラメータであっても、適中したターゲット地震とアラーム地震の分布は 232 特定の地域に集中している. それら特定地域をサンドイッチする地域(北緯 40,39, 233 38,36.8,36°付近)では、低周波微動や超低周波地震が観測されており [Nishikawa et 234 al., 2019] (Fig. 4a), 背景地震活動が少ないこと (Figs. S1, S2) からも, プレート間 235 カップリング力が周囲よりも弱いと考えられる. ETAS モデルからのズレに基づいて 236 抽出された背景地震の群発地震活動はゆっくりすべり(SSE)に対応していると考え 237 238 られており [Nishikawa et al., 2019], 低周波微動や超低周波地震とは相補的な分布を している (cf. Fig. 4a with Fig. 4b). 前田法で適中したターゲット地震やアラーム地震 239 240 は、これら群発地震活動域の極一部に限定されていることから、大地震(ターゲット 地震)に結び付く群発地震活動の性質には地域差があると考えられる. 241

242 Maeda [1996]は、前震活動を伴う本震の割合が海溝軸に沿って変化すること、海溝
243 軸から陸側に離れる(震源が深くなる)ほど低くなることを示し、前震活動は、沈み
244 込む海山のような構造的不均質性による応力不均一、プレート境界の温度構造やレ
245 オロジー特性が関係している可能性を指摘した。

246 Hua et al. [2020]は, S-net データを用いて太平洋プレート直上の速度構造 (Fig. 4c) を推定し、2011 年東北沖地震の破壊開始点が深部の高速度異常と浅部の低速度異常 247 の境目に位置していることを示した.浅部の低速度異常は低剛性物質(沈み込んだ堆 248 積物や間隙水圧の上昇)を示しており,深部からの破壊伝播を止めることができなか 249 ったため、海溝軸付近で大すべりが生じたと解釈した. さらに、高周波の強震動が主 250 に深部の高速度異常域で生成されたことを示した. 1917-2011 年に発生した M7.0 以 251 上の震央は低速度異常域を避けるように分布している.先行研究で抽出された群発 252 地震活動(Fig. 4b)と地震波速度構造との空間的な対応は乏しいが,前田法によって 253 適中したターゲット地震やアラーム地震は低速度異常域の縁に分布しているという 254

255 特徴がみられる.

Tsuru et al. [2002]はエアガン探査の結果から、日本海溝沿いの北部では陸側プレー 256 ト先端部にウェッジ型の低速度層(Fig. 4cの測線 3-7の逆三角は西端を表す)が海 257 溝軸に沿って帯状に分布していることを示した.低速度層の原因は流体の存在によ 258 るもので、プレート境界面の摩擦を減少させる働きをしていると解釈している.この 259 ウェッジ型低速度層の分布とターゲット地震やアラームの分布には対応関係がみら 260 れないことから、ウェッジ型低速度層の存在は前震活動の条件を制約するものでな 261 262 いと考えられる。前震活動が活発な茨城県沖ではウェッジ型低速度層が存在しない ことも、この考えを支持する. 茨城県沖では、ウェッジ型低速度層の代わりにプレー 263 264 ト境界に沿って分布する厚さ数 km の低速度層(Fig. 4c の測線 11, 14 の太線)が存在 しており, サブダクションチャンネルと呼ばれている [Tsuru et al., 2002]. ウェッジ 265 型低速度層と同様に,サブダクションチャンネルの低速度層の原因も流体の存在に 266 よるもので、プレート間カップリング力を減少させる働きをしていると解釈されて 267 いる.事実,同エリアでは普段の地震活動は少なく(Fig. S2),代わりに低周波微動 268 269 や超低周波地震が観測されている [Nishikawa et al., 2019] (Fig. 4a). サブダクション 270 チャンネルは複数の海山の沈み込みによって形成され、上盤側底部が破壊されるた めに歪エネルギーを蓄えることができないという指摘 [Mochizuki et al., 2008] もあ 271 272 る.

Mochizuki et al. [2008]は OBS 観測から茨城県沖に沈み込んだ海山を同定した. そ 273 274 して、1か月間の観測中に発生した地震活動が海山の北縁に集中していたこと、1982 275 年7月の M7 地震では破壊が海山の北縁から北方へ伝播したことから, 海山の沈み込 み前方で応力集中が起きやすいと解釈した.また,1920年以降に約20年周期で発生 276 する M7 クラス地震の余震活動が海山を越えて南下しないことから, 海山自体はプレ 277 ート間カップリング力が弱いと指摘した.適中したアラーム地震も海山の北縁に分 278 布する傾向を示しており(Fig. 4d),海山の存在に伴う応力不均質(応力集中)の影 279 280 響を受けて前震活動が現れるのかもしれない.

Fujie et al. [2006]は3本のエアガン探査の結果から、岩手・宮城県沖のプレート境
 界面に折れ曲がり軸(Fig. 4b, d の緑線)の存在を見出した.折れ曲がり軸は、海溝
 軸からほぼ等距離かつ等深であること、M7-8 クラスのプレート境界型大地震の破壊

- 284 域の東端と対応すること、折れ曲がり軸の東西で陸側プレートの速度構造が変化す
- 285 ることなどから、陸側プレートの物性の変化がプレート境界面の形状の変化や応力

286 蓄積に影響を与えている可能性を指摘した.また,微小地震活動が折れ曲がり軸に沿

- 287 って分布していることも示した.適中したアラーム地震はプレート境界の折れ曲が
- 288 り軸周辺に分布しているようにもみえる.仮に,茨城県沖に沈み込んだ巨大な海山を
- 289 プレート境界の折れ曲がりと見做せば、その折れ曲がり軸の深さは岩手・宮城県沖と
- 290 同程度であり,興味深い.
- 291 以上をまとめると、大地震(ターゲット地震)に結び付く前震活動は、SSEと関連
 292 が示唆される群発地震活動の中でも特に岩手・宮城県沖と茨城県沖の低速度異常域
 293 の縁に限定される、それらはプレート境界の折れ曲がりや沈み込んだ海山による応
 294 力不均質にも起因しているのかもしれない。
- 295

296 **§ 5.2.** SSE との関係

297 岩手・宮城県沖では、ターゲット地震 24 個のうち 8 個が適中し、予知率は 33.3%
298 であった(Table 2, Fig. 5). また、アラーム 41 個のうち 10 個が適中し、適中率は
299 24.4%であった。1 個のアラームで複数のターゲット地震を適中するケースがあるた
300 め、適中したターゲット地震数とアラーム数が必ずしも同じになるとは限らない。

301 Uchida et al. [2016]は、千島海溝・日本海溝沿いの小繰り返し地震と GNSS の解析 302 を通して、プレート境界において SSE が 1-6 年程度の周期で発生していることを示 303 した. Fig. 5a, b の桃破線内では 3.09 年の周期で SSE が励起されている. 領域 N では 304 1961 年まで外挿した SSE 励起の(正弦波近似曲線が正の位相を持つ)タイミングに おいて, ターゲット地震は 14 個中 14 個発生している (Fig. 5c). 二項検定によれば, 305 偶然このような状況になる確率は 0.006%である. 同様に、同タイミングにおいてア 306 307 ラームは 27 個中 19 個(70%)発生しており(Fig. 5d),二項検定では 2.6%である. なお、適中したアラームやターゲット地震は全て正のタイミングで発生していた. 308 309 3.09 年周期の正弦波近似曲線の振幅値で閾値を変更し、Molchan ダイアグラム 310 [Molchan, 1997] で評価しても、ランダム予測の 95% 信頼区間から概ね外れている ことが確認できる(Fig. S14). このことから,前田法で捉えた群発地震活動は周期的 311 312 な SSE によって励起された可能性が高いといえる. 同時に, SSE によって群発地震

313 活動から大きめの地震(ターゲット地震)へとカスケードアップ [Noda et al., 2013]
314 しやすくなった結果,前田法において適中したアラームと判定されやすくなったと
315 いう側面もあろう.

しかしながら、必ずしも群発地震活動からターゲット地震へと発展しない例もあ 316 317 る. 領域 N において, 1974–1988 年にはアラームが散見される(Fig. 5d)が, ターゲ ット地震は発生していない(Fig. 5c).大アスペリティの中に小アスペリティを設定 318 した地震発生シミュレーションモデル [Noda et al., 2013] によれば、大アスペリティ 319 の強度が十分高い状態にある場合では、小アスペリティの破壊のみで終了し、カスケ 320 ードアップしない. 1974-1988 年はこのような状況下, すなわちプレート間カップリ 321 322 ング率が高い状態にあったのかもしれない.小繰り返し地震のデータ期間は 1974-1988年の全期間をカバーしてはいないが, Fig. 5c, d の緑線で示されるように, 1984.5-323 1988 年の小繰り返し地震の平均累積すべり量の傾きは他期間に比べて小さく、プレ 324 325 ート間カップリング率が比較的高かったことが示唆される.また,1974-1988年の期 326 間において周期的な SSE と同期したアラームが 9 個中 3 個 (33%) と少ないことか らも、プレート境界のカップリング状態が前後の期間とは異なっている可能性があ 327 328 る.

329 他方, 1996年以降にはターゲット地震だけでなくアラームも減少している. 1989–
330 1995年に比べると、小繰り返し地震の平均累積すべり量の傾きは小さいが、1984.5–
331 1988年に比べると傾きは大きく、プレート間カップリング率は中間的である. 2004–
332 2009年の平均累積すべり量の傾きは 1984.5–1988年と同程度であり、また、SSEの周
333 期性が崩れていること[Uchida et al. [2016]の Fig. 2B参照]から、両期間のプレート
334 間カップリング状態は類似していたと推察される.

335 領域 S では, 小繰り返し地震の解析 [Uchida et al., 2016] では周期性がみられない.

336 領域 S の一部は, Ito et al. [2013]が海底水圧計のデータから推定した SSE 域に重なっ
337 ており, 2008 年 11 月に Mw6.8, 2011 年 2 月に Mw7.0 の SSE が発生している. Fig.
338 5c, d の橙線で示すように, 2008 年の SSE とほぼ同期してターゲット地震やアラーム
339 地震が発生している. 領域 S も SSE によって地震活動が励起されていた可能性が示
340 唆される.

341 茨城県沖では、ターゲット地震6個のうち4個が適中し、予知率は66.7%であった

(Table 2, Fig. 6). また, アラーム 13 個のうち 4 個が適中し, 適中率は 30.8%であっ 342 た. Fig. 6a の桃破線内では 2.53 年の周期を持つ SSE の存在が指摘されている Uchida 343 et al., 2016]. その SSE 励起のタイミングにおいて, ターゲット地震は6個中4個 (Fig. 344 **6c**), アラームは 13 個中 6 個(**Fig. 6d**)発生しており, どちらも二項検定では有意水 345 準 5%で帰無仮説を棄却できない. ただし, Uchida et al. [2016]の領域 H では 1997-346 2005 年の周期性が不明瞭である(Uchida et al. [2016]の Fig. S3)し、本評価領域内の 347 小繰り返し地震による累積変位量からも周期性は認めにくい(Fig. 6c, dの緑線). そ 348 のため、ターゲット地震やアラームにも周期性がみられなかったと考えられる.しか 349 350 しながら,背景地震の群発地震活動 [Nishikawa et al., 2019] (Fig. 4b) は茨城県沖で 351 活発であるため、周期的ではないものの SSE との関連はあると考えられる.

352 以上をまとめると、前田法は SSE によって励起された群発地震活動のうち、ター
353 ゲット地震を伴う前震活動を効率よく捉えやすく、特に岩手県沖では周期的な SSE
354 によって前震活動が励起されていると考えられる.

355

356 **§ 5.3.** 本州中部

357 本州中部では,調査した3つのパラメータDのうち,D=0.2°の∆AICが最大で
358 あった(Table S1).ターゲット地震15個のうち6個が適中し,予知率は40.0%であ
359 った(Fig. 7).また,アラーム73個のうち7個が適中し,適中率は9.6%であった.
360 適中したターゲット地震6個のうち2個はISTL,5個はNKTZで発生しており,こ
361 れらの地域では予知率が比較的高い.

362 2011 年 3 月 11 日 14 時 46 分の東北沖地震(M9.0)の発生に伴い,日本全国で誘発 地震が増加した [Hirose et al., 2011]. その結果, 直後に前兆的群発活動を検知してア 363 ラームが頻発した(Fig. 7d). 東北沖地震の約13時間後に発生したイベントC(2011 364 年3月12日3時59分, M6.7, Fig. 7c)も誘発地震のひとつと考えられる.前田法を 365 機械的に適用すると、イベント C は適中したターゲット地震と判定される.しかし 366 ながら,余震域内(Fig. S4の十字)でイベントCの前に発生した M2以上の前震は 367 1個だけであり、空間的にはアラーム地震(北緯 36.8°付近の群発地震活動)とイベ 368 ントCとの関連性は薄いようにみえる. M9の超巨大地震によって各地で同時期に地 369 370 震発生レートが上昇した結果、関連がないはずの孤立した群発地震活動が時間的に

- 371 近接することにより,前震活動であると偶然判定されたケースと考えられる.すなわ
 372 ち、イベント C はその他の適中したターゲット地震とは性質が異なり、NKTZ 内で
 373 も前震活動の特徴が新潟焼山の東西(橙破線)で異なることを示唆する.これは、下
 374 記の通り、地下の地震波速度構造の違いが原因かもしれない.
- 375 Nakajima and Hasegawa [2007]は、NKTZ 沿いの 3 次元地震波速度構造を求め、低速
 376 度異常の深さ範囲が NKTZ に沿って変化することを示した。新潟焼山の西側では、
- 377 地殻から上部マントルまで低速度異常が広がっており、太平洋スラブやフィリピン
 378 海スラブ起源の流体(部分溶融)の存在やマグマ活動によると主張した.一方、新潟
 379 焼山の東側の地殻は高速度異常を示している.地震発生層である地殻に低速度異常
 380 が広がる西側では、流体の移動によって群発地震活動が生じ、それがターゲット地震
- 381 の前兆現象(前震活動)として捉えられているのかもしれない.日本海溝沿い(5.1
- 382 節参照)の低速度異常域では前震活動がみられなかったことと対照的である.
- 383

384 §5.4. 伊豆諸島

385 伊豆諸島では,調査した3つのパラメータDのうち,D=0.2°の ΔAIC が最大であ った(Table S1). ターゲット地震 65 個のうち 47 個が適中し,予知率は他 3 地域に 386 387 比べて 72.3%と高かった (Table 2, Fig. 8). また, アラーム 314 個のうち 63 個が適中 し、適中率は 20.1%であった、適中したターゲット地震は、活動的な火山列からなる 388 389 七島・硫黄島海嶺及びゼニス海嶺に沿ってほぼ万遍なく分布している. その中でも特 390 に、伊豆半島東部(北緯35°付近)においては92.3% (= 12/13)や83.3% (= 5/6)など、 391 ターゲット地震数が多い上に予知率が高い.この地域は、マグマの貫入に伴う地殻変 動量と群発地震活動度の対応がよいことが知られている[例えば, Kumazawa et al., 392 2016]. 地震調査研究推進本部地震調査委員会 [2010]がとりまとめた手法に基づいて, 393 気象庁が「伊豆東部の地震活動の見通しに関する情報」を発表することとなっている 394 [気象庁, 2011].前田法は、本州中部(5.3節)と同様に、地下のマグマ活動に伴う 395 群発地震活動をターゲット地震の前兆現象として捉える傾向にあるのかもしれない. 396 397 新島付近(北緯 34.3-34.5°, 東経 139.2-139.4°)では, 誤アラームのみが 27 個も あり、特に1990-2000年に頻発している.この間、地震活動度と最大規模は年々高ま 398 399 る傾向にあったが、ターゲット地震の発生には至らなかった. 七島・硫黄島海嶺に沿

- った構造探査 [Kodaira et al., 2007]から,新島直下では中部地殻の厚さが伊豆大島や 400 三宅島に比べて薄い(地震発生層直下の速度が大きい)ことが見て取れる.また,新 401 島は SiO2 の含有量が豊富な流紋岩質火山である(隣接する伊豆大島や三宅島は玄武 402 岩質火山). 岩質や中部地殻の成長プロセスの違いが、ターゲット地震の発生に影響 403 404 しているのかもしれない. 2000 年の活動を境に全体の地震活動度が低下したため (Fig. S5), ターゲット地震も減少している (Fig. 8c). 東北沖地震 (M9.0) の発生直 405 後に前兆的群発活動を検知して複数のアラームが発報されたが、ターゲット地震の 406 発生には結びつかなかった. これは大アスペリティの強度が十分高い状態にあり, 小 407 アスペリティの破壊のみで終了し、カスケードアップ [Noda et al., 2013] しなかった 408 409 ためと考えられる.
- 410

411 §5.5. 今後の課題

412 日本海溝沿いについては、取りこぼしの無いよう深さ 100 km 以浅の地震活動を解 413 析対象とした.しかしながら、太平洋スラブでは二重地震面が形成されており、プレ 414 ート境界型地震とプレート内地震が混在している [Gamage et al., 2009]. 断層パラメ ータに基づいて震源を選択すれば、前田法による予測成績が向上するかもしれない. 415 岩手県沖において周期的な SSE によって前震活動が励起されている、という情報 416 は地震予測に有益である.しかしながら,2011年3月11日の M9.0 の地震以後,余 417 震活動・余効すべりが活発となり、周期的な SSE は影を潜めているため、周期的な 418 419 SSE が復活するかどうか様子見する必要がある.

- 前田法は短期間の前震活動に基づいた予測であるため,予報からターゲット地震
 までの猶予は僅か数日間である.中長期的な前兆現象一例えば G-R 則の b 値の低下
 [Nanjo et al., 2012],潮汐相関の上昇 [Tanaka, 2012],地震活動静穏化 [Katsumata,
 2011]などーと組み合わせた統合的な予測モデル [Aki, 1981]の作成も肝要である.
 また将来,最大前震と本震の時空間差や規模差の統計量 [Tamaribuchi et al., 2018] も
 考慮すれば,予測範囲や規模をより限定することも可能となるであろう.
- 426

427 **§6. まとめ**

428 岩手・宮城県沖, 茨城県沖, 本州中部, 伊豆諸島の地震活動に対して, 前震活動

429 を効率よく識別する前田法を適用した場合の予測効率と捉えられた前震活動の特徴430 を調査した.

定常時空間 ETAS モデルによる予測(ETAS 予測)と比較した結果,前田法の予測 431 効率の方が概ね高く、いずれの地域もターゲット地震前にかけて地震数が加速的に 432 増加する様子を確認した(4節).前田法は定常 ETAS モデルで表現できる見かけの 433 前震活動だけでなく, 定常 ETAS モデルだけでは説明ができない何らかの物理現象― 434 例えば、前駆的すべりのような震源核形成過程一を反映した前震活動の特徴をも個 435 数ベースで簡単に抽出することにより,予測効率を高めているといえる. 436 前田法を実カタログに適用した結果から、前震活動の時空間的特徴を抽出した(5 437 節). 日本海溝沿いについては、大地震(ターゲット地震)に結び付く前震活動は、 438 439 SSE と関連が示唆される群発地震活動の中でも特に岩手・宮城県沖と茨城県沖の低

440 速度異常域の縁に限定される.それらはプレート境界の折れ曲がりや沈み込んだ海
441 山による応力不均質にも起因しているのかもしれない.特に岩手・宮城県沖では周期
442 的な SSE によって前震活動が励起されている.一方,内陸の構造線断層帯(歪集中
443 帯)や島弧(火山帯)については,地下のマグマ活動(流体の移動)に伴う群発地震
444 活動からターゲット地震へ発展しやすいことがわかった.このように,異なる物理背
445 景を持つ地域でさえ,前田法は群発地震活動から前震活動を効率よく抽出する予測
446 モデルといえる.

447

448 謝辞

449 定常時空間 ETAS モデルのパラメータ推定には, R パッケージ'ETAS' [Jalilian, 2019, https://github.com/jalilian/ETAS]を使用しました. アムールプレートとオホーツクプレ 450 ートの境界データは Bird [2003]を使用しました. プレート収束ベクトルの算出には 451 UNAVCO [https://www.unavco.org/] の Plate Motion Calculator を使用しました. 日本 452 海溝沿いの低周波微動,超低周波地震,背景地震の群発地震活動カタログは,西川友 453 章博士のホームページ[https://sites.google.com/site/tomoakinishikawahomepage/]より入 454 手しました.太平洋スラブ上面の速度構造データは趙大鵬博士よりご提供いただき 455 ました. 小繰り返し地震のデータは Uchida et al. [2016]の Table S1 を使用しました. 456 海底地形データは海上保安庁海洋情報部情報利用推進課/日本海洋データセンター 457

- 458 の 500m メッシュ水深データ [https://jdoss1.jodc.go.jp/vpage/depth500 file j.html] を使
- 459 用しました. 図の作成には GMT [Wessel et al., 2013] を使用しました. 匿名の査読者
- 460 2名からは論文の改訂にあたって有益なコメントをいただきました.本研究は文部科
- 461 学省による「災害の軽減に貢献するための地震火山観測研究計画(第2次)」の支援
- 462 を受けました.
- 463
- 464
 文献
- 465 Aki, K. (1981). A probabilistic synthesis of precursory phenomena, Earthquake Prediction
- 466 (eds. D. W. Simpson and P. G. Richards), Maurice Ewing Series, 4, 566-574, AGU.
 467 https://doi.org/10.1029/ME004p0566
- Bird, P., 2003, An updated digital model of plate boundaries, *Geochem. Geophys. Geosyst.*, 4,
 1027, doi:10:1029/2001GC000252.
- Bouchon, M. and D. Marsan, 2015, Reply to 'Artificial seismic acceleration', *Nature Geo.*, 8,
 83, doi:10.1038/ngeo2359.
- Bouchon, M., V. Durand, D. Marsan, H. Karabulut, and J. Schmittbuhl, 2013, The long
 precursory phase of most large interplate earthquakes, *Nature Geo.*, 6, 299-302,
 doi:10.1038/NGEO1770.
- 475 Console, R., M. Murru, and G. Falcone, 2010, Probability gains of an epidemic-type 476 aftershock sequence model in retrospective forecasting of $M \ge 5$ earthquakes in Italy, J.
- 477 Seismol., 14, 9-26, https://doi.org/10.1007/s10950-009-9161-3.
- 478 DeMets, C., R. G. Gordon, and D. F. Argus, 2010, Geologically current plate motions,
 479 *Geophys. J. Int.*, 181, 1-80, doi: 10.1111/j.1365-246X.2009.04491.x.
- Felzer, K. R., R. E. Abercrombie, and G. Ekström, 2004, A common origin for aftershocks,
 foreshocks, and multiplets, *Bull. Seism. Soc. Am.*, 94, 88-98, doi:10.1785/0120030069.
- 482 Felzer, K. R., M. T. Page, and A. J. Michael, 2015, Artificial seismic acceleration, *Nature Geo.*,
 483 8, 82-83, doi:10.1038/ngeo2358.
- 484 Fujie, G., A. Ito, S. Kodaira, N. Takahashi, and Y. Kaneda, 2006, Confirming sharp bending
- 485 of the Pacific plate in the northern Japan trench subduction zone by applying a traveltime
- 486 mapping method, *Phys. Earth Planet. Inter.*, **157**, 72-85, doi:10.1016/j.pepi.2006.03.013.

Gamage, S. S. N., N. Umino, A. Hasegawa, and S. H. Kirby, 2009, Offshore double-planed 487 488 shallow seismic zone in the NE Japan forearc region revealed by sP depth phases 489 recorded by regional networks, Geophys. J. Int., 178, 195-214, doi:10.1111/j.1365-490 246X.2009.04048.x. 491 Gutenberg, B. and C.F. Richter, 1944, Frequency of earthquakes in California, Bull. Seism. 492 Soc. Am., 34, 185-188. 493 地震調査研究推進本部地震調査委員会, 2010, 「伊豆東部の地震活動の予測手法」報 494 告書, <https://www.jishin.go.jp/main/yosoku/izu/index.htm>. 495 Headquarters for Earthquake Research Promotion, 2010, Report of the forecast method for 496 seismicity in the eastern part of Izu (in Japanese). 497 <https://www.jishin.go.jp/main/yosoku/izu/index.htm >. 498 地震調査研究推進本部地震調査委員会, 2015a, 糸魚川 – 静岡構造線断層帯の長期評 第 版 499 価 () 60 pp., 500 <https://www.jishin.go.jp/main/chousa/katsudansou pdf/41 42 44 itoigawa-501 shizuoka 2.pdf>. 502 Headquarters for Earthquake Research Promotion, 2015a, Long term evaluation of Itoigawa-503 Shizuoka Tectonic Line fault zone (2nd edition) (in Japanese), 60 pp., 504 <https://www.jishin.go.jp/main/chousa/katsudansou_pdf/41_42_44_itoigawa-505 shizuoka 2.pdf>. 506 地震調査研究推進本部地震調査委員会, 2015b, 長野盆地西縁断層帯(信濃川断層帯) 部 507 の 長 期 評 価 (___ 改 訂) 34 • <pp., 508 https://www.jishin.go.jp/main/chousa/katsudansou pdf/40 shinanogawa 2.pdf>. 509 Headquarters for Earthquake Research Promotion, 2015b, Long-term evaluation of faults 510 along the western margin of the Nagano basin (some revision) (in Japanese), 34 pp., < 511 https://www.jishin.go.jp/main/chousa/katsudansou_pdf/40_shinanogawa_2.pdf>-. 512 Hirose, F., K. Miyaoka, N. Hayashimoto, T. Yamazaki, and M. Nakamura, 2011, Outline of 513 the 2011 off the Pacific Coast of Tohoku Earthquake (Mw9.0)- Seismicity: foreshocks, 514 mainshock, aftershocks, and induced activity -, Earth Planets Space, 63, 513-518, 515 doi:10.5047/eps.2011.05.019.

- Hua, Y., Zhao, D., Toyokuni, G., & Xu, Y. (2020). Tomography of the source zone of the great
 2011 Tohoku earthquake. Nature Communications, 11, 1163.
 https://doi.org/10.1038/s41467-020-14745-8.
- 519 Ito, Y., R. Hino, M. Kido, H. Fujimoto, Y. Osada, D. Inazu, Y. Ohta, T. Iinuma, M. Ohzono, S.
- 520 Miura, M. Mishina, K. Suzuki, T. Tsuji, and J. Ashi, 2013, Episodic slow slip events in
- 521 the Japan subduction zone before the 2011 Tohoku-Oki earthquake, *Tectonophys.*, **600**,
- 522 14-26, doi:10.1016/j.tecto.2012.08.022.
- Jalilian, A., 2019, ETAS: An R package for fitting the space-time ETAS model to earthquake
 data, J. Stat. Software, 88, doi:10.18637/jss.v088.c01.
- 525 気象庁,2006,平成12年(2000年)三宅島噴火及び新島・神津島近海の地震活動調査
 526 報告,*気象庁技術報告*,128,293 pp.
- 527 Japan Meteorological Agency, 2006, Report on the eruption of Miyakejima volcano and
- seismic activity around Niijima and Kozushima in 2000 (in Japanese with English
 abstract), *Tec. Rep. JMA*, **128**, 293 pp.
- 530 気象庁, 2011, 伊豆東部の地震活動の見通しに関する情報について, <

531 https://www.data.jma.go.jp/svd/eew/data/izu/izu_eq_index.html>.

- 532 Japan Meteorological Agency, 2011, About the prospective information of seismicity in the
- 533 eastern part of Izu (in Japanese) <
- 534 https://www.data.jma.go.jp/svd/eew/data/izu/izu_eq_index.html>.
- Katsumata, K., 2011, A long-term seismic quiescence started 23 years before the 2011 off the
 Pacific coast of Tohoku Earthquake (M = 9.0), *Earth Planets Space*, 63, 709-712,
 doi:10.5047/eps.2011.06.033.
- 538 Kodaira, S., T. Sato, N. Takahashi, A. Ito, Y. Tamura, Y. Tatsumi, and Y. Kaneda, 2007,
- 539 Seismologiccal evidence for variable growth of crust along the Izu intraoceanic arc, J.
- 540 Geophys. Res., **112**, B05104, doi:10.1029/2006JB004593.
- Kumazawa, T. and Y. Ogata, 2014, Nonstationary ETAS models for nonstandard earthquakes, *The Annals of Applied Statistics*, 8, 1825-1852, https://doi.org/10.1214/14-AOAS759.
- 543 Kumazawa, T., Y. Ogata, K. Kimura, K. Maeda, and A. kobayashi, 2016, Background rates of
- 544 swarm earthquakes that are synchronized with volumetric strain changes, *Earth Planet*.

- 545 Sci. Lett., **442**, 51-60, doi:10.1016/j.epsl.2016.02.049.
- 546 Lippiello, E., W. Marzocchi, L. de Arcangelis, and C. Godano, 2012, Spatial organization of
- 547 foreshocks as a tool to forecast large earthquakes, *Sci. Rep.*, **2**, 846, 548 doi:10.1038/srep00846.
- Lippiello, E., C. Godano, and L. de Arcangelis, 2019, The relevance of foreshocks in
 earthquake triggering: A statistical study, *Entropy*, 21, 173, doi:10.3390/e21020173.
- Llenos, A. L. and A. J. Michael, 2019, Ensembles of ETAS models provide optimal operational
 earthquake forecasting during swarms: Insights from the 2015 San Ramon, California
- 553 swarm, Bull. Seism. Soc. Am., 109, 2145-2158, https://doi.org/10.1785/0120190020.
- Llenos, A. L., J. J. McGuire, and Y. Ogata, 2009, Modeling seismic swarms triggered by
 aseismic transients, *Earth Planet. Sci. Lett.*, 281, 59-69,
 https://doi.org/10.1016/j.epsl.2009.02.011.
- 557 前田憲二, 1993, 直前の前震による本震発生の経験的予報—伊豆の場合—, *地震 2*, 45,
 558 373-383, doi:10.4294/zisin1948.45.4 373.
- 559 Maeda, K., 1993, An empirical alarm criterion based on immediate foreshocks: A case study
- for the Izu region (in Japanese with English abstract), *J. Seism. Soc. Jpn.*, 2, 45, 373-383,
 doi:10.4294/zisin1948.45.4-373.
- Maeda, K., 1996, The use of foreshocks in probabilistic prediction along the Japan and Kuril
 trenches, *Bull. Seism. Soc. Am.*, 86, 242-254.
- 564 前田憲二・弘瀬冬樹, 2016, 前震活動に基づく地震発生の経験的予測, *予知連会報*, 95,
 565 415-419.
- 566 Maeda, K. and F. Hirose, 2016, Empirical forecast of occurrence of mainshocks based on
 567 foreshock activities (in Japanese), *Rep. Coord. Comm. Earthq. Pred.*, 95, 415-419.
- 568 Mochizuki, K., T. Yamada, M. Shinohara, Y. Yamanaka, T. Kanazawa, 2008, Weak interplate
- coupling by seamounts and repeating M ~ 7 earthquakes, Science, 321, 1194-1197,
 doi:10.1126/science.1160250.
- Molchan, G. M., 1997, Earthquake prediction as a decision-making problem, *Pure Appl. Geophys.*, 149, 233-247, https://doi.org/10.1007/BF00945169.
- 573 Nakajima, J. and A. Hasegawa, 2007, Deep crustal structure along the Niigata-Kobe Tectonic

- Zone, Japan: Its origin and segmentation, *Earth Planets Space*, 59, e5-e8,
 doi:10.1186/BF03352677.
- 576 Nakatani, M., 2020, Evaluation of phenomena preceding earthquakes and earthquake
 577 predictability, J. Disaster Res., 15, 112-143, doi:10.20965/jdr.2020.p0112.
- 578 Nanjo, K. Z., N. Hirata, K. Obara, and K. Kasahara, 2012, Decade-scale decrease in b value
- prior to the M9-class 2011 Tohoku and 2004 Sumatra quakes, *Geophys. Res. Lett.*, **39**,
- 580 L20304, doi:10.1029/2012GL052997.
- 581 Nishikawa, T., T. Matsuzawa, K. Ohta, N. Uchida, T. Nishimura, and S. Ide, 2019, The slow
- 582 earthquake spectrum in the Japan Trench illuminated by the S-net Seafloor observatories,
 583 *Science*, **365**, 803-813, doi:10.1126/science.aax5618.
- 584 Noda, H., M. Nakatani, and T. Hori, 2013, Large nucleation before large earthquakes is
- 585 sometimes slipped due to cascade-up—Implications from a rate and state simulation of
- faults with hierarchical asperities, *J. Geophys. Res.*, **118**, 2924-2952,
 doi:10.1002/jgrb.50122.
- 588 Ogata, Y., 1981, On Lewis' simulation method for point processes, *IEEE Trans. Inf. Theory*,
 589 IT-27, 23-31, doi:10.1109/TIT.1981.1056305.
- Ogata, Y., 1988, Statistical models for earthquake occurrences and residual analysis for point
 processes, J. Am. Stat. Assoc., 83, 9-27, doi:10.1080/01621459.1988.10478560.
- 592 Ogata, Y., 1998, Space-time point-process models for earthquake occurrences, *Ann. Inst. Stat.*593 *Math.*, 50, 379-402.
- Ogata, Y. and K. Katsura, 2004, Comparing foreshock characteristics and foreshock
 forecasting in observed and simulated earthquake catalogs, *J. Geophys. Res.*, 119, 84578477, doi: 10.1002/2014JB011250.
- Ogata, Y. and J. Zhuang, 2006, Space-time ETAS models and an improved extension,
 Tectonophys., 413, 13-23, doi:10.1016/j.tecto.2005.10.016.
- 599 Okino, K., Y. Shimakawa, and S. Nagaoka, 1994, Evolution of the Shikoku Basin, *J. Geomag.*600 *Geoelectr.*, 46, 463-479, doi:10.5636/jgg.46.463.
- 601 Petrillo, G. and E. Lippiello, 2021, Testing of the foreshock hypothesis within an epidemic
- 602 like description of seismicity, Geophys. J. Int., 225, 1236-1257,

の簡易和訳版

- 603 <u>https://doi.org/10.1093/gji/ggaa611</u>.
- Ross, G. J., 2021, Bayesian estimation of the ETAS model for earthquake occurrences, *Bull. Seism. Soc. Am.*, 111, 1473-1480, https://doi.org/10.1785/0120200198.
- 606 Sagiya, T., S. Miyazaki, and T. Tada, 2000, Continuous GPS array and present-day crustal
- 607 deformation of Japan, *Pure appl. Geophys.*, **157**, 2303-2322, doi:10.1007/PL00022507.
- 608 Schoenberg, F. P., A. Chu, and A. Veen, 2010, On the relationship between lower magnitude
- thresholds and bias in epidemic-type aftershock sequence parameter estimates, J. *Geophys. Res.*, 115, B04309, https://doi.org/10.1029/2009JB006387.
- 611 Seif, S., J. D. Zechar, A. Mignan, S. Nandan, and S. Wiemer, 2019, Foreshocks and their
- 612 potential deviation from general seismicity, *Bull. Seism. Soc. Am.*, 109, 1-18,
 613 https://doi.org/10.1785/0120170188.
- Seno, T. and S. Maruyama, 1984, Paleogeographic reconstruction and origin of the Philippine
 Sea, *Tectonophys.*, **102**, 53-84, doi:10.1016/0040-1951(84)90008-8.
- Takahashi, M., 1994, Miocene lateral bending of central Japan- Intra-arc deformation at arcarc collision zone -, *Bull. Geol. Surv. Jpn.*, 45, 477-495.
- Tamaribuchi, K., 2018, Evaluation of automatic hypocenter determination in the JMA unified
 catalog, *Earth, Planets Space*, **70**, 141, doi:10.1186/s40623-018-0915-4.
- 620 Tamaribuchi, K., Y. Yagi, B. Enescu, and S. Hirano, 2018, Characteristics of foreshock activity
- 621 inferred from the JMA earthquake catalog. *Earth, Planets Space*, **70**. 90,
 622 doi:10.1186/s40623-018-0866-9.
- Tanaka, S., 2012, Tidal triggering of earthquakes prior to the 2011 Tohoku-Oki earthquake
 (M_w 9.1), *Geophys. Res. Lett.*, **39**, L00G26, doi:10.1029/2012GL051179.
- Tsuru, T., J. Park, S. Miura, S. Kodaira, Y. Kido, and T. Hayashi, 2002, Along-arc structural
 variation of the plate boundary at the Japan Trench margin: Implication of interpolate
 coupling, J. Geophys. Res., 107, 2357, doi:10.1029/2001JB001664.
- Uchida, N., T. Iinuma, R. M. Nadeau, R. Bürgmann, and R. Hino, 2016, Periodic slow slip
 triggers megathrust zone earthquakes in northeastern Japan, *Science*, 351, 488-492,
- 630 doi:10.1126/science.aad3108.
- 631 Utsu, T., 1961, A statistical study on the occurrence of aftershocks, Geophys. Mag., 39, 521-

の簡易和訳版

- 632 605.
- 633 Utsu, T., 1970, Aftershocks and earthquake statistics (II)- Further investigation of aftershocks
- and other earthquake sequences based on a new classification of earthquake sequences-,

635 *J. Fac. Sci. Hokkaido Univ.*, Ser. 7, **3**, 197-266.

- 636 Utsu, T., 1999, Representation and analysis of the earthquake size distribution: A historical
- 637 review and some new approaches, *Pure appl. Geophys.*, 155, 509-535,
 638 doi:10.1007/s000240050276.
- 639 Wessel, P., W. H. F. Smith, R. Scharroo, J. Luis, and F. Wobbe, 2013, Generic Mapping Tools:
- 640 Improved Version Released, *Eos, trans. AGU*, **94**, 409-410, doi: 10.1002/2013EO450001.
- Zhuang, J., Y. Ogata, and D. Vere-Jones, 2002, Stochastic declustering of space-time
 earthquake occurrences, J. Am. Sta. Asso., 97, 369-380,
 https://doi.org/10.1198/016214502760046925.
- Zhuang, J., Y. Ogata, and T. Wang, 2017, Data completeness of the Kumamoto earthquake
 sequence in the JMA catalog and its influence on the estimation of the ETAS parameters,
- 646 *Earth, Planets Space*, **69**, 36, https://doi.org/10.1186/s40623-017-0614-6.
- 647
- 648
- 649 Table Legends
- 650 **Table 1.** データの選択基準
- 651 ノート: K, k, A = 震源決定精度が高い; S, s, a = 決定精度が低い
- 652
- 653 Table 2. 前田法を実カタログに適用して得られた最適パラメータと結果
- 654
- 655 Figure Captions
- 656 Figure 1. 解析領域のマップ. oIM は岩手・宮城県沖 (Figure S1); oIb は茨城県沖
 657 (Figure S2); CH は本州中部 (Figure S3); Iz は伊豆諸島 (Figure S4). 日本海溝沿
 658 いの○は,前田法 (3.1 節参照. T_f=9日, N_f=3個, T_a=4日) で判定された前震
 659 が先行(青丸) or 先行しない(白丸)ターゲット地震.前田・弘瀬 [2016]によって定
 660 義された,前震が先行しやすい岩手・宮城県沖の領域を黒破線で囲んだ. 星は

の簡易和訳版

- 2011 年 3 月 11 日 14:46JST に発生した M 9.0 の東北沖地震の震央 [Hirose et al. 661 2011] を示す. 紫線は活断層で,赤線は糸魚川・静岡構造線断層帯(ISTL) [地震 662 調査研究推進本部地震調査委員会 2015a]. 細線は県境. 青破線はアムールプレ 663 664 ートとオホーツクプレートの地表境界 [Bird, 2003]. 桃領域は新潟・神戸構造帯 665 (NKTZ) [Sagiya et al., 2000]. 矢印はオホーツクプレートに対する太平洋プレー トとフィリピン海プレートの運動ベクトル [DeMets et al., 2010]. 挿入図の赤枠 666 667 は解析領域. 668 Figure 2. 予測結果. (a) 予知率, (b) 適中率, (c) F 值, (d) 確率利得, (e) ΔAIC. 赤と 669
- 670 黒はそれぞれ前田法と ETAS モデルによる予測結果 (Table S3 の Δ AIC 最大).
- 671
- Figure 3. 本震(ターゲット地震)前 30 日間の地震をスタッキングした回数積算の時
 系列. 積算数は最大値で規格化. 余震条件 (式 1~3)を満たす地震は排除されて
 いる. (a) 岩手・宮城県沖, (b) 茨城県沖, (c) 本州中部, (d) 伊豆諸島. 各領域のパ
 ラメータ D については Table 2 参照. 図(a, b)の青線は, ETAS カタログ 1,000 個
 の平均(Figure S11 参照). その他の曲線は, 気象庁カタログでターゲット地震
 規模が異なるケース.
- 678

Figure 4. 気象庁カタログに前田法を適用した得られた日本海溝沿いの予測結果. (a. 679 680 b) $T_f = 9$ 日, $N_f = 3$ 個, $T_a = 4$ 日, (c, d) $T_f = 3$ 日, $N_f = 2$ 個, $T_a = 1$ 日. (a, c) 前震が 681 現れた(●) or 現れなかった(○)ターゲット地震の震央分布. (b,d) ターゲット地 震が引き続き発生した(●) or 発生しなかった(x)前震候補の震央分布.予測結果 682 に加えて,以下の情報が重ねられている:(a)継続時間 80 秒以上の微動(赤四角), 683 超低周波地震(黄四角) [Nishikawa et al., 2019]. (b) 背景地震活動群(青四角) 684 [Nishikawa et al., 2019]. (c) 沈み込む太平洋スラブの上面沿いの P 波速度擾乱 685 [Hua et al., 2020]. 暖色系と寒色系はそれぞれ低速度異常と高速度異常を表す. 686 687 破線は沈み込む太平洋スラブの上面の深さコンター(10 km 間隔)[Hua et al., 2020]. 細線は反射法地震探査測線. 測線 3~7 上の逆三角は P 波速度 2~3 km/s 688 を持つ楔状堆積ユニットの西端. 測線 11, 14 の太線は、P 波速度 3~4 km/s を持 689

の間る

- 690 つ溝状ユニットの位置 [Tsuru et al., 2002]. (d) 水深 (1,000 m 間隔). (b, d) 緑線
 691 はプレート屈曲点 (緑楕円)を結ぶ屈曲軸 [Fujie et al., 2006]. 緑破線円は沈み
 692 込んだ海山 [Mochizuki et al., 2008].
- 693
- Figure 5. 岩手・宮城県沖の気象庁カタログに対する予測結果. (a) 予知率(灰領域). 694 前震が先行した(●) or 先行しなかった(○)ターゲット地震の震央分布. 桃破線矩 695 696 形域は Uchida et al. [2016]の Offshore Sanriku エリア, 橙破線矩形域は Ito et al. [2013]によって推定された SSE 域を示す. 評価領域は 39°N で領域 N と S に分 697 698 割. (b) 適中率(灰領域). ターゲット地震が引き続き発生した(●) or しなかった 699 (x)アラーム地震の震央分布.ターゲット地震とアラーム地震は、Fig. S1a に示す D/2 間隔で並んだグリッドを中心とした各 DxD 内で識別される.一方,図(a,b) 700 701 の灰領域は、重複ナシで予知率と適中率の高低を概観するためのもの.(c)図(a) に示したターゲット地震の時空間プロット.桃ストライプは, Uchida et al. [2016] 702 によって推定された 1984.5 年以降の 3.09 年周期の正弦波関数の正(山)の位相, 703 704 灰ストライプはそれを過去へ外挿したもの. 鉛直橙線は Ito et al. (2013)によって 705 推定された SSE 期.緑線は領域 N と S の繰り返し地震の平均累積すべり量を示 706 す.(d)図(b)に示した前震候補の時空間プロット.その他の詳細については図(c) 707 と同様.
- 708
- 709 Figure 6. Figure 5 と同様. ただし, 茨城県沖. (a, b) 桃破線矩形域は Uchida et al. [2016]
 710 の領域 H を示す. 茶破線円は沈み込んだ海山 [Mochizuki et al., 2008]. (c, d) 桃
 711 ストライプは, Uchida et al. [2016]によって推定された 1992 年以降の 2.53 年周期
 712 の正弦波関数の正(山)の位相, 灰ストライプはそれを過去へ外挿したもの. 緑線
 713 は評価領域の繰り返し地震の平均累積すべり量を示す.
- 714
- 715 Figure 7. Figure 5 と同様. ただし,本州中部. (a, b)赤線は糸魚川・静岡構造線断層
 716 帯(ISTL) 「地震調査研究推進本部地震調査委員会, 2015a」. 青破線はアムールプ
 717 レートとオホーツクプレートの地表境界 [Bird, 2003]. 桃破線に挟まれた領域は
 718 新潟・神戸歪集中帯(NKTZ) [Sagiya et al., 2000]. 橙破線は地殻の速度パータベ

の簡易和訳版

- 719 ーション境界 [Nakajima & Hasegawa, 2007]. 三角は活火山. Mt. NY は新潟焼山.
- 720 (c, d) 鉛直破線は M 9.0 東北沖地震の発震時刻(2011 年 3 月 11 日 14:46 JST)を示
- 721 す. Event A は M 5.0 (2011 年 2 月 27 日 2:18 JST); Event B は M 5.5 (2011 年 2 月
- 722 27 日 5:38 JST); Event C は *M* 6.7 (2011 年 3 月 12 日 3:59 JST).
- 723

724 Figure 8. Figure 5 と同様. ただし, 伊豆諸島. (c, d) 鉛直破線は M 9.0 本震の発震時

725 刻.

の簡易和訳版

- 726 Supporting information
- 727 **§ S1. 地震活動**

728 **§ S1.1.** 日本海溝沿い(岩手・宮城県沖,茨城県沖)

729 太平洋プレートが日本列島に対して西進し,日本海溝から沈み込んでいる.プレー
730 ト運動に伴い,プレート境界とその周辺では地震が発生している. Maeda [1996]は千
731 島海溝・日本海溝沿いの地震活動について,1993 年以前の気象庁カタログを用いて,
732 本震前に前震活動(前兆的な群発地震活動)がみられる領域を示した.その後,デー
733 タを増やして再検討した結果 [前田・弘瀬,2016], Fig. 1 の破線で囲まれた領域で,
734 本震前に特に前兆的な群発地震活動がみられることがわかった.
735 1960 年から気象庁は 59 型地震計を全国に展開した.これにより,海域の検知能力

が向上した. 2011 年 3 月 11 日には M 9.0 の地震が発生し,余震活動が活発となった 736 737 [Hirose et al., 2011]. 本研究では, 前震活動に注目していることから, 前田・弘瀬 738 [2016]と同様に 1961-2010 年の 50 年間の活動を評価対象とした.なお, M9 本震の 2 日前には近傍で M7.3 の最大前震が発生しているが、本検証には用いなかった.ただ 739 740 し, 震源決定精度フラグ S, s, a を考慮した点は前田・弘瀬 [2016]と異なる. 評価対象 741 領域は岩手・宮城県沖 (Fig. S1a)と茨城県沖 (Fig. S2a)のそれぞれ囲まれた領域で、 評価対象規模は M 5.0 以上とした.また,海域の気象庁震源は実際よりも深く決定さ 742 れる傾向にある [Gamage et al., 2009] ため, 取りこぼしの無いよう深さ 100 km 以浅 743 744 とした.

745

746 **§ S1.2.** 本州中部

本州中部は、アムールプレートとオホーツクプレートの境界の糸魚川・静岡構造線 747 断層帯(以下, ISTL)の一部や新潟・神戸構造帯(歪集中帯)(以下, NKTZ) [Sagiya 748 et al., 2000] を含む領域であり(Fig. 1), 定常的な地震活動がみられる(Fig. S3a). 749 地震調査研究推進本部地震調査委員会 [2015a]は本断層帯を南北方向に 4 区間に分 750 け、北側3区間の平均活動間隔を1千年程度、南側1区間を5千年程度と評価した. 751 752 将来発生し得る規模は M 7.4-M 7.7 で、全区間が同時に活動すると M 7.8-8.1 とされ ている. ISTL から北東に延びる地震活動と並走する長野盆地西縁断層帯との対応は 753 不明である [地震調査研究推進本部地震調査委員会, 2015b]. ISTL の西を並走する地 754

- 755 震活動も活発であるが、既知の活断層とは対応しておらず、活火山の分布と概ね対応
- 756 している. 0.1 ppm/y の歪レートを持つ NKTZ は,過去数百年間に発生した M7-8 ク

757 ラスの地震の分布と相関が高い [Sagiya et al., 2000].

1997年10月から気象庁は日本全国の大学・研究機関の地震計データを一元的に集
約し、震源決定を開始した.これにより、検知能力が向上した.本研究では、19982019年の22年間の活動を評価対象とした.評価対象領域は Fig. S3a の矩形内の深さ
30km 以浅、評価対象規模は M2.0 以上とした. セグメントパラメータ D の依存性に
ついては、Table S2 を参照のこと.

Fig. S4 は、2011 年 3 月 11 日 14 時 46 分の東北沖地震(M9.0)の約 13 時間後に発生したイベントC(2011 年 3 月 12 日 3 時 59 分、M6.7、Fig. 7c)とアラーム地震の時で
空間的な関係を示す.前田法を機械的に適用すると、イベントCは適中したターゲット地震と判定される。しかしながら、余震域内(Fig. S4 の十字)でイベントCの前に発生した M 2 以上の前震は 1 個だけであり、空間的にはアラーム地震(北緯 36.8°付近の群発地震活動)とイベントCとの関連性は薄いと考えられる。

769

770 **§ S1.3. 伊豆諸島**

伊豆・小笠原島弧はフィリピン海プレートに属し、四国海盆の拡大に伴って 15-17 771 Ma 頃にほぼ現在の位置に到達したと考えられている [Seno and Maruyama, 1984; 772 Okino et al., 1994]. その後,本島弧は本州に対して北進し,南部フォッサマグナにお 773 774 いて衝突し続けている [Takahashi, 1994]. 七島・硫黄島海嶺には活動的な火山列が並 775 び、玄武岩質の火山島直下では中部地殻が厚く発達している [Kodaira et al., 2007]. 地震活動は七島・硫黄島海嶺及びゼニス海嶺(Fig. 1)に沿って活発である.近年で 776 は、2000年6月下旬から2か月余りの間に新島・神津島・三宅島周辺で M6クラス 777 の地震6回を含む非常に活発な群発地震活動がみられ,三宅島では噴火も伴った[気 778 779 象庁,2006].同年9月下旬以降は地震活動・噴火活動ともに低調となったが、有毒な 火山ガスの放出が続いていたため、三宅島の住民は 2005 年まで島外生活を強いられ 780 781 た[気象庁,2006].

782 気象庁は1976年から76型地震計を全国に展開し、検知能力が向上した.本研究で
783 は、1977-2019年の43年間の活動を評価対象とした.2000年の僅か数か月間で発生

- 784 した地震数は 1977-2019 年の全地震数の半数以上を占めている. そして, 2000 年の
- 785 活動前後で地震の活動度が変わっており、後は前の活動度の 1/10 程度となっている.
- 786 評価対象領域は Fig. S5a の矩形内の深さ 50 km 以浅,評価対象規模は M 3.0 以上とし
- 787 た. セグメントパラメータ D の依存性については, Table S2 を参照のこと.
- 788

789 § S2. 定常時空間 ETAS モデルに基づく地震予測モデル

- 790 前田法と比較する標準的な地震予測モデルとして定常時空間 ETAS モデル [Ogata
- 791 and Zhuang, 2006] に基づいた予測 (以下, ETAS 予測モデル)を採用した.本節では,
- 792 ETAS 予測モデルの作成手順や評価方法について述べる.

793 § S2.1. 定常時空間 ETAS モデル

- 794 地震カタログに R パッケージ「ETAS」[Jalilian, 2019] を適用し,各領域について
- 795 定常時空間 ETAS モデル (式(S1)-(S5)) [Ogata and Zhuang, 2006] の 8 パラメータθ =
- 796 (μ, K, α, c, p, d, q, γ)及び背景地震発生レートの空間平滑化関数 u(x, y)を推定する.

$\lambda(t, x, y, m|H_t)$

$$= \mu u(x, y)$$

+
$$\sum_{t_i < t} \kappa(m_i | K, \alpha) h(t - t_i | c, p) f(x - x_i, y)$$
 (S1)

- $-y_i, m_i | d, q, \gamma$
- 797 式(S1)の右辺第1項は背景地震を規定する項で、u(x,y)の単位は個/日/度²であ
 798 る.式(S1)の右辺第2項は余震の時空間減衰を規定する項であり、書き下すと以下の
 799 要素(式(S2)-(S5))から成る.
- 800 余震個数を規定する項:

$$\kappa(m|K,\alpha) = K e^{\alpha(m-M_{\rm th})}$$
(S2)

801 ここで、M_{th}は下限規模、mは地震規模を示す. αが大きいと本震-余震型、小
 802 さいと群発型の特徴を表す.

803 余震の時間減衰を規定する項:

$$h(t|c,p) = \frac{(p-1)c^{p-1}}{(t+c)^p}$$
(S3)

804 ここで, *c*の単位は日である.

の簡易和訳版

805 余震の空間減衰を規定する項:

$$f(x, y, m|d, q, \gamma) = \frac{q-1}{\pi\sigma(m|d, \gamma)} \left(1 + \frac{x^2 + y^2}{\sigma(m|d, \gamma)}\right)^{-q}$$
(S4)

$$\sigma(m|d,\gamma) = de^{\gamma(m-M_{\rm th})} \tag{S5}$$

806 ここで, dの単位は度²である.

807 パラメータ $\theta = (\mu, K, \alpha, c, p, d, q, \gamma)$ 及び背景地震発生レートの空間平滑化関数 808 u(x, y)は, Zhuang et al. [2002]が提案した確率論的デクラスタリングの枠組みの下, 809 反復法で同時に推定される.最初に,初期値 $u_0(x, y)$ について, θ が最尤法で推定され 810 る.それから,カタログ内の各イベントについて背景地震となる確率が式(S6)で計算 811 される.

812
$$\phi_j = \frac{\mu u(x_j, y_j)}{\lambda(t_j, x_j, y_j | H_{t_j})}$$
(S6)

813 可変のバンド幅カーネル推定関数

814
$$\hat{u}(x, y) = \frac{1}{T} \sum_{j=1}^{N} \phi_j \varphi(x - x_j, y - y_j; h_j)$$
(S7)

815 によって、より尤もらしいu(x,y)の推定値が得られる.ここで、Tは解析期間、Nはイ
816 ベント数、

817
$$\varphi(x, y; h) = \frac{1}{2\pi h^2} \exp\left(-\frac{x^2 + y^2}{2h^2}\right)$$
(S8)

818 は,帯域幅hを持つ2変量等方ガウスカーネル関数である.帯域幅は,以下のように819 表し,

820
$$h_j = \max\{h_{\min}, r(j, n_p)\}$$
 (S9)

821 ここで、 h_{\min} は帯域幅の下限で、 $r(j, n_p)$ はイベントjの位置と最寄りの n_p 番目のイベ 822 ントとの距離を表す. 我々は、デフォルト値 $h_{\min} = 0.05^{\circ}$ と $n_p = 5$ を用いた. 式(S7)で、 823 $u_0(x, y)$ が更新される. 解が収束するまで、これらのステップが繰り返される. 824

825 **§ S2.2.** ETAS モデルに基づく地震予測モデルの作成手順

826 1. 評価時間を1日間で分割し,評価空間を D° × D°のセグメント(ここでは,
 827 Table 2 と同じ値を用いた)で分割する[例えば, Console et al., 2010]. つまり,

の簡易和訳版

828 時空間セルの総数は、Table S3 で示す総期間日数とグリッド数を掛けた数とな
829 る.なお、本州中部については、D=0.2°では評価空間を隙間なく埋められず、
830 南北のどちらか一方が 0.1°の隙間ができてしまう。南端では、ターゲット地震
831 (Fig. 7a)は発生しておらず、地震活動(Fig. S3)も比較的低調であることか
832 ら、本州中部についてのみ、ETAS 予測モデルの評価領域の緯度範囲を北緯
833 35.7–37.1°とした。
834 ちなみに、前田法は時間方向には固定のセルではなく、前兆的群発地震活動の

835 条件を満たすイベントが基準となる.また,緯度・経度 D/2°間隔でセグメント 836 ($D^{\circ} \times D^{\circ}$)を評価空間に配置しているためセグメントの重複を許している. 837 時空間セルの配置とアラームの扱い方が前田法と ETAS 予測モデルでは異な 838 るが,後述するように ETAS 予測モデルをアラームオン,オフの2値モデルに 839 置き換えした場合,予測パフォーマンスは式(4)で同様に評価できる.

840 2. S2.1 節で推定された時空間 ETAS パラメータθ及び u(x,y)に基づき,緯度経度
841 Δg度間隔で,午前零時(日本時間)における地震発生強度λ(t,x,y) [/day/degree²]
842 を1日サンプリングで計算する.本研究ではΔg = 0.01°とした.なお,「ETAS」
843 [Jalilian, 2019] では,地理座標系の経度・緯度(long, lat)が式(S10), (S11)で示
844 す正距円筒図法で投影された座標系(x,y)(単位は度)で扱われることに注意さ
845 れたい.

848
$$x = \cos\left(\frac{\operatorname{cnt. lat}}{180}\pi\right)(\operatorname{long} - \operatorname{cnt. long})$$
(S10)

849

y = lat - cnt. lat(S11)

846 ここで, cnt.longとcnt.latはそれぞれ地理座標系の領域重心の経度と緯度を表
 847 す.

852
$$\lambda(t) = \sum_{x=x_1}^{x_2} \sum_{y=y_1}^{y_2} \lambda(t, x, y) dx dy$$
(S12)

 853
 ここで, $(x_1, y_1) \ge (x_2, y_2)$ はそれぞれ各セグメントの南西端と北東端の座標を表

 854
 す. $dx \ge dy \bowtie(u(x, y))$ を計算する際に用いたグリッド間隔に依存し, dx =

の簡易和訳版

$$\cos\left(\frac{\operatorname{cnt.lat}}{180}\pi\right) \times \Delta g, \ dy = \Delta g \, \mathfrak{C} \, \mathfrak{B} \, \mathfrak{Z}.$$

856 4. 地理座標系の各セグメント内で、ある日tから T_a 日間以内に $M \ge M_{m0}$ が1 個以
 857 上発生する確率 $P(N \ge 1)$ を以下の式で計算する.

858 $P(N \ge 1) = 1 - \exp(-T_a \lambda(t) e^{-\beta(M_{m0} - M_{th})})$ (S13)

859 ここで、 $\beta = b \ln 10$ で、bは下限規模 M_{th} 以上のデータから推定された G-R 則の

860 *b* 値を表す. $\lambda(t)$ は本質的に時間とともに減少するパラメータであるが、ここ 861 ではある日tにおける $\lambda(t)$ が T_a 日間継続するという単純な仮定を置いた. $T_a = 1$ 862 とした.

- 863 5. $P(N \ge 1)$ がある閾値 P_{th} 以上となる時空間セルに 1 日予測のアラームを出す. 864 このように二値問題にすることによって、本文 3.1.2 節で述べた方法で評価で 865 きる. P_{th} を 0.0001~1.0 まで 0.0001 刻みで変更し、ΔAIC が最大となる P_{th} を採 866 用した (Table S3). 同様の予測手法 [Console et al., 2010] がイタリアとその周 867 辺の地震活動に対して行われている.
- 868

855

869 **§ S2.3**. 入力データ及び推定された ETAS パラメータ

870 本文 3.1.1 節で述べたように,前田法は余震データの欠損の影響がない.一方, ETAS は余震データの欠損の影響を強く受ける [Zhuang et al., 2017]. 本研究では空間も予 871 測の要素に入っているため、時間的な補完法だけでは不十分である [Zhuang et al., 872 2017]. また、大地震直後の余震の欠落を考慮した ETASI モデル [Petrillo & Lippiello, 873 2021]も提案されているが、ここでは下限規模を十分に上げることでデータ欠損問題 874 875 を回避した. つまり, ETAS パラメータの推定及び予測モデルの構築には, 前田法で 用いた下限規模M_{th}(Table 1)よりも大きなM_{th}を用いた. Fig. S6 は、イベントの規 876 模と時間を順番に並べて正規化した M-T 図である.分布に偏りがみられる場合 (Fig. 877 878 S6 上段)は、検知能力の不完全性や余震の短期欠落を示唆し、低 M の空白領域だけ 879 でなく高 M の密な部分もまた,欠落データの存在に起因する [Zhuang et al., 2017]. Mthを上げると、分布の偏りは減少する. Fig. S6 中段では、岩手・宮城沖で横軸 0.1 880 881 付近,本州中部で横軸 0.2, 0.5 付近,伊豆諸島で横軸< 0.05 付近に若干の偏りが認め られる. さらにMthを上げると(Fig. S6下段),分布に偏りがみられなくなり,デー 882 タの欠落問題が解消されたと見做せる. 883

ETAS パラメータは*M*_{th}に依存することが知られている [例えば, Schoenberg et al., 884 2010]. そこで、ETAS 予測によるパフォーマンスのバラつきを示すため、各領域とも 885 M_{th} は4ケースを試した.:日本海溝沿いの岩手・宮城沖と茨城沖は M_{th} = 886 4.8,5.0,5.2,5.4,本州中部と伊豆諸島はM_{th} = 3.3,3.5,3.7,3.9. なお、マイナスも含む全 887 888 ての M を考慮しない限り、そもそも ETAS 予測は過小となることに注意されたい. 入力データの条件を Table S1 に示す.評価時間・空間・規模の範囲(Table 1)より 889 890 も広めに設定しているのは、範囲外で発生した地震の余震の影響 [Ogata and Katsura, 2014] も考慮したためである. 最小のM_{th}を用いて推定された ETAS パラメータを 891 892 **Table S4** にまとめた. ETAS 予測モデルで用いた*M_{m0}*, *D*, *T_a*は前田法と同じ値(**Table**) 2) を用いた. u(x, y)の分布を Fig. S7 に示す. Fig. S7a, b には, S3 節で述べる ETAS 893 カタログも重ねている.結果、データ数が少ないことによるばらつきと考えられる茨 894 895 城県沖の領域を除き, M_{th}による成績の違いはほぼなかった(Table S3).

896

897 **§ S3. ETAS カタログに前田法を適用した場合**

898 **§ S3.1. ETAS カタログ**

899 日本周辺において, ETAS モデルに基づく模擬的な地震カタログ (ETAS カタログ 900 と呼ぶ)が、自然地震カタログで現れる本震前の前兆的群発地震活動を再現している かどうかの検証については、Ogata and Katsura [2014]が手掛けている. 彼らは 1994 年 901 ~2011 年 3 月 10 日に日本全国の深さ 100 km 以浅で発生した M4 または M2 以上の 902 地震データを用いて、7 パラメータの時空間 ETAS モデル [Ogata, 1998] に基づいた 903 904 ETAS カタログを作成した. その際に、ETAS カタログの地震規模を実カタログから ランダムサンプリングするケースと、実カタログと同じ順番で付与したケースを試 905 した.前者では本震前の回数積算の時間的加速を再現できなかったが、後者であれば 906 907 再現(寧ろ実カタログよりも加速的)することを示した.

908 しかしながら、日本列島は4枚のプレート運動(Fig. 1)による複雑な応力場にあ
909 り、深さやメカニズム解の異なる地震が発生している.性質の異なる地震活動を同一
910 視し、時空間 ETAS モデルを適用して得られた ETAS カタログは実カタログの再現性
911 を検証するには再現精度に課題が残る.また、発生場所・時刻には時空間 ETAS モデ
912 ルによって揺らぎを与える一方で、地震規模だけを実カタログ順に与える点につい

- 913 ては物理的解釈が難しい.特に,領域が広ければ広いほど,地震規模の順序の意味付914 けが明確でなくなると考える.
- そこで本研究では,日本全国を対象とせず,日本海溝沿いの岩手・宮城県沖及び茨 915 916 城県沖に限定して ETAS カタログを作成し、その地震規模は実カタログからランダム サンプリングするケースを扱った. ETAS カタログ作成用の条件一覧を Table S1 に示 917 918 す. この地域では, 下限規模M_{th} = 4.8でも十分検知できていると考えられること (Figs. 919 S6, S8) から, M4.8 以上のデータに対して, Supporting information の S4 節の Step A-E を通して ETAS カタログを 1,000 個作成した. 実データから推定された ETAS パラ 920 メータ値が真のパラメータとは限らない [Ross, 2021]. ETAS パラメータの不確定性 921 922 を考慮するため、時間・空間・規模に揺らぎを与えて生成した(ただし, ETAS カタ ログを作成する際 (S4 節参照) に与えたパラメータは全て同じ (Table S4)). Figs. S9, 923 **S10**は 1,000 個の ETAS カタログそれぞれのパラメータ分布を示しており、ある程度 924 925 のばらつきを持つカタログが生成できたことが確認できる.自然地震カタログと 1,000 個の ETAS カタログを Table 1 に示す評価条件に揃え,両カタログに前田法を 926 927 適用した場合の結果を比較した.ただし、Table 2 に示す実カタログに対する最適パ 928 ラメータをそのまま ETAS カタログに適用するのは不公平であるため、1,000 個の ETAS カタログそれぞれに対しても、前震識別の最適パラメータをグリッドサーチで 929 推定し、予測効率を評価した.このとき、各領域のパラメータ D, M_m, M_{m0} は先行研 930 究[前田・弘瀬, 2016]の値を援用し, Table 2 と同じに設定した.残りのパラメータ 931 932 については、 $T_f = 1, 2, ..., 10$ 日、 $N_f = 2, 3, ...10$ 個、 $T_a = 1, 2, ..., 10$ 日の 900 個の組み 933 合わせでグリッドサーチして推定した.詳しい結果は S3.2 節及び S3.3 節で述べる. Fig. S11 は、ターゲット地震1個あたりの積算数に換算し、横軸を対数表示にした 934 ものである.日本海溝沿いの岩手・宮城県沖,茨城県沖については,定常時空間 ETAS 935 モデルに基づいた 1,000 個の ETAS カタログによる結果も重ねている. ETAS カタロ 936 937 グの積算が実データ(赤線)を上回るケースは少ない.伊豆諸島については,前震候 補は他地域より多い (Fig. S11d). この地域の ETAS パラメータのα値は他地域に比べ 938 939 て小さいこと(Table S4)から、地震活動は群発型の特徴を有する.そのため、前震 候補が他地域より多いのだろう. 940

941 なお、本州中部と伊豆諸島については大地震直後の小さめの余震の欠落によりM_{th}

- 942 はおよそ 3.3 程度であり, Table 1 に示す評価条件のM_{th} = 2.0, 3.0に比べて大きく,同
 943 条件で評価できないため,ここでは取り扱わなかった.
- 944

945 **§ S3.2.** 岩手・宮城県沖

岩手・宮城県沖における実カタログ(白矢印)と ETAS カタログ 1,000 個(ヒスト 946 グラム)の特徴を Fig. S12 に示す.黒矢印は ETAS カタログの中央値を示す.評価領 947 948 域内のM5以上の地震数、ターゲット地震数、G-R則のb値分布については、ETAS カタログは実カタログを包含している(Fig. S12a-c). Fig. S12d-k については, 753 949 個の ETAS カタログの特徴を示している. 何故なら,残る 247 個の ETAS カタログ 950 951 は、前震パラメータのグリッドサーチの範囲内では適中したアラームがなく、ΔAIC を評価できなかったためである. 言い換えると, 247 個の ETAS カタログには前震-952 本震型のパターンが全く現れないことを意味し、これらの ETAS カタログは前震活動 953 954 の特徴を十分に再現することができないことを示唆する. グリッドサーチの結果, 955 ETAS カタログの前震最適パラメータは $T_f=1$ 日, $N_f=2$ 個, $T_a=1$ 日となるケースが 956 最多であった(中央値は $T_f = 1$, $N_f = 2$, $T_a = 2$)(**Fig. S12d-f, Table S5**). 一方, 実力 957 タログの前震最適パラメータは $T_f = 9 \ \square$, $N_f = 3 \ \square$, $T_a = 4 \ \square$ であった. アラーム数

- 958 は実カタログの方が 1.6 倍多い(Fig. S12g). 予知率,適中率, F 値については,実カ
- 959 タログの方が ETAS カタログよりも大きいケースがほとんどを占める (Fig. S12h-j).
- 960 一方,確率利得が実カタログのよりも大きなETASカタログは753個中329個(44%),

961 ETAS カタログ 1,000 個で考えても 33%である (Fig. S12k). これは ETAS カタログの 962 アラーム期間 T_a が短いこと (Fig. S12f) とアラーム数が少ないこと (Fig. S12g) によ 963 る. これらの結果から,岩手・宮城県沖の地震活動については,予知率,適中率,F 964 値で評価すれば ETAS モデルよりも前田法による地震予測の有効性の方が高い傾向 965 にあるが,確率利得で評価すれば甲乙つけがたい.

- 966 なお,解析期間外であるが,実カタログに対して回顧的に前田法を適用すると,*M*967 9 地震は適中する.
- 968

969 **§ S3.3.** 茨城県沖

970 茨城県沖における実カタログと ETAS カタログの特徴を Fig. S13 に示す. 図の見方

は Fig. S12 と同様である. 評価領域内の M5 以上の地震数, ターゲット地震数, G-R 971 則の b 値分布については、ETAS カタログは実カタログを包含している(Fig. S13a-972 c). 他の領域に比べて b 値分布がブロード (Fig. S13c) なのは, 地震数が少ないこと 973 974 (Fig. S13a) によって b 値の推定誤差が大きくなることに起因する. Fig. S13d-k に ついては, 387 個の ETAS カタログの特徴を示している. 何故なら, 残る 613 個の 975 ETAS カタログは,前震パラメータのグリッドサーチの範囲内では適中したアラーム 976 977 がなく, ΔAIC を評価できなかったためである. 言い換えると, 613 個の ETAS カタ ログには前震-本震型のパターンが全く現れないことを意味し, これらの ETAS カタ 978 979 ログは前震活動の特徴を十分に再現することができないことを示唆する. グリッド 980 サーチの結果, ETAS カタログの前震最適パラメータは $T_f=1$ 日, $N_f=2$ 個, $T_a=1$ 日 981 となるケースが最多であった(中央値も $T_f = 1$, $N_f = 2$, $T_a = 1$)(Fig. S13d-f, Table **S5**). 一方, 実カタログの前震最適パラメータは T_f =3日, N_f =2個, T_a =1日であっ 982 た. アラーム数は両カタログとも同程度であった (Fig. S13g). 予知率, 適中率, F 値, 983 確率利得については, 実カタログの方が ETAS カタログよりも大きいケースが大半を 984 985 占める (Fig. S13h-k). 確率利得が実カタログのよりも大きな ETAS カタログは 387 986 個中 50 個 (13%), ETAS カタログ 1,000 個で考えれば 5%である. これらの結果は, 987 ETAS モデルよりも前田法による地震予測の有効性の方が高いことを裏付ける.

988

989 **§ S4. ETAS カタログ**

990 **§ S4.1. ETAS カタログの作成方法**

- 991 Step A. 背景地震の発生時刻:
- 992 μは時間に対して一定であるため定常ポアソン過程として扱える.
- 993 A-1. 背景地震の発生率 $\mu \sum_{i=1}^{N_g} u(x_i, y_i) dx dy$ に従い,時間方向にランダムに地震を生 994 成する(第1世代地震). ここで, N_g は総グリッド数である.
- 995 A-2. Step A-1 で生成した地震の余震を式(S2)-(S5)に従って生成する(第2世代地
 996 震.余震の発生時刻については Step B,空間分布については Step D を参照の
 997 こと).
- 998 A-3. 第2世代震震の余震を Step A-2 と同様に生成する(第3世代地震).
- 999 A-4. 以下同様に, 第4世代, 第5世代, ・・・第X世代の地震を生成する. 期間内

の簡易和訳版

1000 に余震が1個も生成されなければ終了する.

1001

1002 **Step B.** 余震の発生時刻:

1003 式(S3)の項は時間変化するため,非定常ポアソン過程のシミュレーションを行う必

1004 要がある. ここでは, thinning algorithm [Ogata, 1981] を用いた.

1005 B-1. 式(S2), (S3)から
$$v(t,m) = \kappa(m|K,\alpha)h(t|c,p), v^* = \max_{0 \le t \le T} v(t,m) とおく. ここで,$$

1006 *t* = 0は親地震の発生時刻,*T*は対象期間の終了時刻である.

1007 B-2. 発生率v*を持つ定常ポアソン過程に従って,時点列{t₁,t₂,...}を生成する. こ

1008 のとき、 t_i がTを超過したら打ち切る.

- 1009 B-3. 各時刻*t_iにおいて、一様乱数a_iを生成する*.
- 1010
 B-4. $v(t_i, m)/v^* > a_i$ ならば t_i を残し、そうでなければ t_i を捨てる.残された時点列

 1011
 は強度関数v(t, m)の非定常ポアソン過程に従うサンプルとなる.

1013 Step C. 背景地震活動の空間分布に関して:

1014 背景地震活動(Step A-1 で生成した地震)の空間分布は、u(x,y)から決定する. 解
 1015 析的には解けないため、以下の手順で数値積分し、逆関数法を用いる.

1016 C-1. 左下のグリッドを原点(x,y) = (0,0)としたとき,ある座標(x,y)までの積算値
 1017 U(x,y)は以下の式で得られる.

$$U(x,y) = \sum_{i=0}^{x} \sum_{j=0}^{y} u(i,j)$$
(S14)

1018 C-2.グリッドを右上まで全て積算した時の値をU_{max}とすると、U(x,y)/U_{max}は[0,1]
 1019 の値をとる.

- 1020 C-3. $U(x,y)/U_{\text{max}}$ が一様乱数を超える最初の(x,y)を背景地震の位置とする. ただ
- 1021 し、グリッドサイズに応じた乱数を与え、位置をずらす操作をする.
- 1022

1023 Step D. 余震活動の空間分布に関して:

1024 余震活動(Step A-2–Step A-4 で生成した地震)の空間分布は, f(x, y, m|d, q, γ)から

1025 決定する.解析的に累積分布関数の逆関数を計算し,逆関数法を用いる.

1026 D-1. *f*(*x*, *y*, *m*|*d*, *q*, *γ*)を直交座標から極座標へ変換すると,先行地震からの距離*r*に

の簡易和訳版

1027 おける確率密度関数の積分(累積分布関数)は,

$$F(r, m|d, q, \gamma) = 1 - \left(1 + \frac{r^2}{\sigma(m|d, \gamma)}\right)^{-q+1}$$
(S15)

1028 となる.この逆関数は,

$$r = \left[\sigma(m|d,\gamma) \left\{ \left(1 - F(r,m|d,q,\gamma)\right)^{\frac{1}{-q+1}} - 1 \right\} \right]^{\frac{1}{2}}$$
(S16)

1029 となる.

1030 D-2. 一様乱数 $a = F(X) \ge a = 1 - F(X)$ は等価であるため,

$$r = \left[\sigma(m|d,\gamma) \left\{ a^{\frac{1}{-q+1}} - 1 \right\} \right]^{\frac{1}{2}}$$
(S17)

1031 と書き換えられ、aを与えれば、先行地震からの距離rが得られる.

1032 D-3. 先行地震からの方角φは[0,2π]でランダム(一様分布)に与える.

1033 D-4. Step D-2, D-3 で得られた(*r*, *φ*)から正距円筒座標系上の余震位置(*x*, *y*)が同定

1034 される. そして, 関係式(S10), (S11)で地理座標系(long, lat)に変換できる.

1035

1036 Step E. 規模分布に関して:

1037 十分な検知能力であっても規模分布が必ずしも G-R 則[Gutenberg and Richter, 1944]

1038 のような特定の則に従うとは限らない [Utsu, 1999]. そこで本研究では, G-R 則を仮
1039 定するのではなく、実カタログから規模を復元抽出した.

1040

1041 **§ S4.2. ETAS カタログの一例**

1042 Fig. S7 に各領域についてu(x,y)の分布,日本海溝沿いの岩手・宮城県沖及び茨城県
1043 沖については作成した ETAS カタログの一例を示す.u(x,y)は地理座標系の緯度・経
1044 度 0.01 度のグリッド間隔で値を持たせた(正距円筒座標系ではグリッド間隔は式
1045 (S10), (S11)の補正が行われる).背景地震発生率が高い領域に地震が分布する傾向に
1046 ある.

1047

1048 § S5. Molchan's error diagram

1049 Molchan ダイアグラム [Molchan, 1997] は 2 つのパラメーター警報分率 τ (=全警

1050 報期間/全期間)と事象の見逃し率v(=見逃した事象数/全期間内の事象数)ーか 1051 ら成り,一般的には基準モデル(無作為予測)からどのくらい差があるかを視覚的に 1052 示すことができる. 誤差 $e(\tau, v) = \tau + v$ が小さいほどよい予測モデルとされ,理想的な 1053 予測は原点付近に点が打たれるケースである. また, Molchan ダイアグラムはある 2 1054 つの現象間の関連性を示すこともできる. 同様に, 誤差 $e(\tau, v) = \tau + v$ が小さいほど両 1055 現象の関連性が高いと見做せる.

1056 全期間T中に事象がn回発生する場(平均発生率 $\lambda_0 = \frac{n}{r}$)において、全警報期間 τT 1057 中に事象が偶然k個以上ヒットする確率は以下の二項分布で表せる.

1058
$$\alpha_0 = \sum_{i=k}^{n} [{}_{n} C_i \tau^i (1-\tau)^{n-i}] \qquad (S18)$$

1059 ここで、 ${}_{n}C_{i}$ は組合せを表す. ある与えられた $\nu = 1 - \frac{k}{n}$ について、 α_{0} が 0.01, 0.05 とな 1060 るτをサーチすれば、無作為な予測による信頼係数 99, 95%のτの信頼区間が決定でき 1061 る.

1062 Fig. S14 は、岩手県沖(領域 N)における 3.09 年周期の正弦波近似曲線の振幅に基
 1063 づき、閾値をさまざまに変更した場合に、Molchan ダイアグラムで評価したものであ
 1064 る. どちらもランダム予測の 95% 信頼区間からは概ね外れていることが確認できる.

1065

1066 Table Legends

1067 Table S1. 定常時空間 ETAS モデルのパラメータの推定及び時空間 ETAS カタログの
 1068 生成に用いた条件.

1069

- 1070 Table S2. 実カタログに前田法を適用して得られた様々な D 値についての最適パラメ
 1071 ータと予測結果.
- 1072
- 1073 Table S3. 定常時空間 ETAS モデルに基づいた地震予測モデルの結果.

1074

1075 **Table S4.** Table S1 に示された最小 *M*_{th}のデータを用いて推定された定常時空間 ETAS

1076 パラメータの例.

1078 Table S5. ETAS カタログに前田法を適用して得られた最適パラメータの中央値と予
 1079 測結果. +:ターゲット地震数は、有効な ETAS カタログ内のターゲット地震の
 中央値である(全ての ETAS カタログではない、本文参照). *:F 値は有効な
 1081 ETAS カタログでの中央値である(予知率と適中率の中央値からの計算値ではな
 1082 い). **:「valid」とは、1000 個の ETAS カタログのうち、ΔAIC が計算されるケ
 1083 ース(1 個以上のアラーム地震を持つ)の数を意味する.

1084

1085 Figure Captions

Figure S1. 岩手・宮城県沖の地震活動.(a) 震央分布.青丸は Table 1 に示された評価領域(矩形)内で 1961 年 1 月 1 日~2010 年 12 月 31 日に発生した M ≥ 5.0 の震央. 灰丸は Table S1 に示された拡張領域内で 1960 年 10 月 1 日~2010 年 12 月 31 日に発生した M≥4.8 の震央.評価領域内の灰丸のほとんどは青丸に重なっている.赤十字は 0.25°間隔の計算グリッド.(b) M-T 図(鉛直棒)と回数積算図.青と灰は図(a)に対応.赤線は灰イベントにフィッティングした時空間 ETAS モデル.(c) 規模別累積頻度分布.色は図(a)に対応.

1093

1094 Figure S2. Figure S1 と同じ. ただし, 茨城県沖.

1095

Figure S3. Figure S1 と同じ. ただし、本州中部. 青丸は Table 1 に示された評価領域 1096 1097 (矩形)内で 1998 年 1 月 1 日~2019 年 12 月 31 日に発生した M ≥ 2.0 の震央. 灰 1098 丸は Table S1 に示された拡張領域内で 1997 年 10 月 1 日~2019 年 12 月 31 日に 発生した M ≥ 3.3 の震央.評価領域内の灰丸のほとんどは青丸に重なっている. 1099 赤十字は 0.1°間隔の計算グリッド.赤線は糸魚川・静岡構造線断層帯(ISTL) [地 1100 震調査研究推進本部地震調査委員会, 2015a]. 緑線は長野盆地西縁断層帯 [地震 1101 調査研究推進本部地震調査委員会, 2015b]. 紫線は活断層. 三角は活火山. 桃領 1102 1103 域は,新潟・神戸歪集中帯 [Sagiya et al., 2000].

1104

1105 Figure S4. イベント C (Figure 7 参照)の前後1日間の地震活動. (a) 震央分布. +
 1106 字は余震で,その中でも紫十字は先行する大きめ地震との規模差が1.0 未満のも

の間易和

- 1107 の.丸はその他の地震:●は予測が適中したターゲット地震,●は予測が適中し
 1108 たアラーム地震.赤矩形はアラーム領域. (b) 図(a)に示した時空間プロット. (c)
 1109 図(a)の赤矩形内の地震の M-T 図.色は図(a)に対応.
- 1110
- 1111 Figure S5. Figure S1 と同じ.ただし,伊豆諸島周辺.青丸は Table 1 に示された評価
 1112 領域(矩形)内で 1977 年 1 月 1 日~2019 年 12 月 31 日に発生した M≥3.0 の震央.
- 1113 灰丸は Table S1 に示された拡張領域内で 1976 年 10 月 1 日~2019 年 12 月 31 日
- 1114 に発生した *M*>3.3 の震央. 評価領域内の灰丸のほとんどは青丸に重なっている.
- 1115 赤十字は 0.1°間隔の計算グリッド.三角は活火山.
- 1116
- 1117 Figure S6. 規格化した M-T 図. 時間軸は発生順序. 規模は 0.1 刻みに丸められている
- 1118 ため, [-0.05, 0.05]のランダム誤差を与えて分散させている[Zhuang et al., 2017].

1119 (a) 岩手·宮城県沖, (b) 茨城県沖, (c) 本州中部, (d) 伊豆諸島.

- 1120
- 1121 Figure S7. 背景地震発生レートの空間平滑化関数u(x,y)の例(正距円筒図法). 背景
 1122 色は地理座標系で 0.01°間隔のu(x,y). (a) 岩手・宮城県沖, (b) 茨城県沖, (c) 本
 1123 州中部, (d) 伊豆諸島. 図(a, b)には時空間 ETAS カタログの震央もプロットされ
 1124 ている.
- 1125
- 1126 Figure S8. 規模別頻度分布. (a) 岩手・宮城県沖, (b) 茨城県沖. 色は各5年間に対応.
 1127 ただし、1961*は 1960 年 10 月 1 日~.
- 1128
- 1129 Figure S9. 岩手・宮城県沖の 1000 個の ETAS カタログについて推定された ETAS パ
- 1130 ラメータの相関.赤点は実データで推定された ETAS パラメータ (Table S4).
- 1131 $\mu\Sigma u \iota \mu \times \Sigma u(x, y) \times \Delta g^2 / (\Delta lon \times \Delta lat) を表し、ここで\Delta g = 0.01°、\Delta lon と \Delta lat はそ$ 1132 れぞれ Table S1 に示された経度距離と緯度距離である.
- 1133
- 1134 Figure S10. Figure S9 と同じ. ただし, 茨城県沖. 1000 個の ETAS カタログのうち 941
 1135 個からの推定値.

1136

1137	Figure S11. 本震(ターゲット地震)前 30 日間にスタッキングされた地震の累積数
1138	(本震数で規格化). 余震条件(式 1~3)を満たす地震は排除済み. (a) 岩手・
1139	宮城県沖, (b) 茨城県沖, (c) 本州中部, (d) 伊豆諸島. (a, b) 黒線は 1000 個の人工
1140	カタログ, 青線は黒線の平均. その他の線は気象庁カタログのターゲット地震の
1141	規模を変えたもの.各領域のパラメータ D 値については,Table 2 参照のこと.
1142	
1143	Figure S12. 岩手・宮城県沖の評価領域内で 1961–2010 年に発生した ETAS カタログ
1144	の特徴分布. 白矢印と黒矢印はそれぞれ, 気象庁カタログの特徴と ETAS カタロ
1145	グの特徴の中央値.各パネルの両端の bin は図示範囲外を含む.(a) M≥5.0 の総
1146	数. (b) <i>M</i> ≥ 6.0 の総数. (c) G-R 則の <i>b</i> 値 [Gutenberg & Richter, 1944]. (d) 地震
1147	数をカウントする時間窓(前震窓)T _f . (e) 過去 T _f 日間の累積数 N _f . (f) 本震の発
1148	生が期待されるアラーム期間 T _a . (g) アラーム地震数. (h) 予知率. (i) 適中率.
1149	(j)F値. (k) 確率利得. 図(h-k)の曲線は累積分布. 図(a-c)と図(d-k)のヒストグラ
1150	ムはそれぞれ,1,000 個と 753 個の ETAS カタログから得られる.
1151	
1152	Figure S13. Figure S12 と同じ. ただし, 茨城県沖. 図(a-c)と図(d-k)のヒストグラム
1153	はそれぞれ,1,000 個と 387 個の ETAS カタログから得られる.
1154	
1155	Figure S14. Molchan エラーダイアグラム. Uchida et al. [2016]によって推定された 3.09

年周期を持つ正弦波に基づいた警報分率(=全警報期間を全期間で割ったもの= 1156 予知率/確率利得) τと予測の失敗の割合(=見逃したイベント数を全期間内の 1157 全イベント数で割ったもの=1-予知率) νの関係. 岩手県沖の領域 N 内の(a) タ 1158 ーゲット地震, (b) アラーム地震. 破線はランダム予測(対角線)の 99%, 95%信 1159 1160 頼区間.赤星は最小e(τ,ν).