

# 日本及びその周辺の地震活動の地域的特徴に関する 統計的研究

－規模別頻度分布及び潮汐相関について－

永田広平<sup>1,2</sup>・溜瀧功史<sup>1</sup>・弘瀬冬樹<sup>1</sup>・野田朱美<sup>1</sup>

1: 〒305-0052 茨城県つくば市長峰 1-1 気象研究所地震津波研究部

2: 〒277-0852 千葉県柏市旭町 7-4-81 気象庁気象大学校

Statistical study on the regional characteristics of seismic activity in and around  
Japan: frequency-magnitude distribution and tidal correlation

NAGATA Kohei<sup>1,2</sup>, TAMARIBUCHI Koji<sup>1</sup>, HIROSE Fuyuki<sup>1</sup>, and NODA Akemi<sup>1</sup>

1: Seismology and Tsunami Research Department, Meteorological Research Institute, 1-1

Nagamine, Tsukuba, Ibaraki, 305-0052, Japan

2: Meteorological College, Japan Meteorological Agency, 7-4-81 Asahi-cho, Kashiwa, Chiba,

277-0852, Japan

## 1 要旨

2 過去の地震カタログに基づき、他とは区別できない共通の地震活動の特徴を把握  
3 するとともに、それとは異なる異常な活動を見つけるための統計的解析手法を提案  
4 する。本論文では、過去約 20 年間の日本全国の地震活動を対象とし、規模別頻度分  
5 布及び体積歪の潮汐応答との相関を表すパラメータを指標値として、特に地震活動  
6 の地域的な特徴を客観的に把握することに主眼をおいてこの手法を適用した。結果  
7 として、各指標値が取りうる全国的に共通した“通常”の確率密度分布と、それらと  
8 は有意に異なる指標値群からなる“異常な”活動領域が抽出される。規模別頻度分布  
9 に関しては、異常な活動領域における指標値は、既往研究で指摘されている流体の  
10 関与、プレート間のすべり速度や断層タイプを制御する応力場に対応した変動とし  
11 て説明可能なものが多い。また、規模別頻度分布に関する“通常”の指標値を抽出す  
12 ることで、地震の発生時間間隔に依存する規模別頻度分布の一般的な特徴が洗い出  
13 された。地震活動と潮汐の間には明瞭な相関は見られなかったが、潮汐相関に関す  
14 る指標値は、潮汐の周期よりも短い時間で連発する地震の割合を反映して変化する  
15 ため、そのような地震発生間隔の特徴を捉える指標としても有用であることが分か  
16 った。本論文ではまた、これらの指標値の通常確率密度分布を、既存のモデルま  
17 たはその拡張により表せることを示す。提案するモデルを基準とすることにより、  
18 ここで示した手法と同様の考え方で地震活動の異常度を定量化することが可能であ  
19 り、地震活動の監視への適用が期待される。

20

21 **Keywords:** 地震活動,  $b$  値, GR 則, 潮汐相関, 統計解析

22

## 23 § 1. はじめに

24 地震は、断層に加わるせん断応力が断層強度を越えた際に生じる。こうして、  
25 日々の地震活動は、地下の応力場や既存弱面等の状態を反映して発生しているもの  
26 と考えられる [e.g., Scholz 2019] が、直接観測することは難しい。このため、観測  
27 データにおいて地震活動の特徴の変化を検知することは、例えその物理的解釈が現  
28 時点では困難だとしても、地震活動監視の目的の一つとして期待される。

29 一方で、地震活動はいくつかの普遍的な性質を持っている：

- 30 1. 規模別頻度分布が概ね同じようなパラメータ値の Gutenberg-Richter law  
31 [Gutenberg & Richter 1944] (以下, GR 則) で表される
- 32 2. 余震活動が大森・宇津則 [Utsu et al. 1995] に代表されるべき乗則で表される
- 33 3. 余震を除く地震の発生間隔が時間的に定常的でランダムに発生していると見  
34 做せる (すなわち Poisson 過程である) 場合が多い [e.g., Wyss & Toya 2000]

35 地震活動の特徴の変化を検出しようとする場合、このような一般的な特徴に基づく  
36 パラメータを指標 (index) とし、その時間的 and/or 空間的な変動を監視することが  
37 一つの考え方であろう。

38 しかし、実際にはそのような指標値の変化は必ずしも地震活動の特徴の変化と直  
39 接的に対応づけられない場合が多い。これは、地震活動解析が本質的に有限個の標  
40 本を用いた点推定 (point estimation) であり、推定される指標値には、母集団分布  
41 に起因するバラツキと標本数に依存するバラツキが混在して含まれるためである。  
42 特に、地震活動の特徴の変化を見ようとする場合、有限の地震イベントを時空間的  
43 に分割して解析することとなる。これにより、分解能とのトレードオフで解析個数  
44 が少なくなり、したがってバラツキが大きくなって、個々の値の差異から真の指標  
45 値の変動を推定することは難しくなる。逆に、時空間分解能を粗くして広範囲のイ  
46 ベントをまとめて解析する場合、その範囲で指標値が一定であるという仮定の下で  
47 は小さな推定誤差での推定が可能となる。しかしこの場合も、その範囲で指標値に  
48 変化がないという仮定が適切かどうか評価する必要があり、その結果から真の指標  
49 値の変動を推定することはやはり難しい。

50 個々の推定結果の変動を見るという方法に代えて、有限個の標本を用いた点推定  
51 の結果から有意な変化を抽出する有効な手段として、母集団の性質の差の有意性を  
52 評価する統計的な解析が挙げられる。例えば、何らかの基準となる標本に対して、

53 対象とする標本が同一の母集団から得られたことを帰無仮説として検定を行う方法  
54 が代表例と言えるだろう。本研究では、このようなアプローチにより、多くの地震  
55 活動に共通する特徴と、それとは異なる特徴を持つ活動の抽出を試みる。基準とす  
56 る標本については、これを恣意的に選ぶことなく、他の大多数と区別することので  
57 きない普通の性質を持つ地震活動を基準として考えた。この考え方は、上述のよう  
58 に、多くの地震活動が同じような性質を持つという長年の観測事実から正当化され  
59 るものと考ええる。

60 地震活動の特徴の変動を抽出するもう1つの方法は、ETASモデル [Ogata 1988]  
61 などの高度なモデルを使用することである。このようなモデルを使用するには、観  
62 測されたデータを最も説明し得るモデルパラメータの時空間変動に関する仮定が必要  
63 である [e.g., Ogata & Zhuang 2006; Kumazawa et al. 2017]。しかし、本研究では、  
64 できるだけ仮定を少なくし、観測データから推定された指標値の変化を直接調べる  
65 ようにした。このような基本的な試みは、地震活動の知識とモデルを改善するだろ  
66 う。

67 本稿では、地下の応力状態と関連付けて議論されることの多い地震活動の規模別  
68 頻度分布に関するパラメータ、及び地震活動の地球潮汐との相関を表すパラメータ  
69 に着目した。これらを指標値として日本全国の地震活動を見た場合に、基準となる  
70 普通の地震活動の特徴とはどのようなものか、またそれとは異なる特徴を持つ活動  
71 はどのようなものかについて、地域的な特徴という観点から解析した結果を報告す  
72 る。地震活動の特徴の変化を多角的にとらえるため、これら複数の指標の解析にあ  
73 たっては、可能な限り同一のデータセットを解析対象としており、結果としてそれ  
74 らの同時分布も得られる。

75 各指標がなんらかの相関を持つような場合であっても、異常度を複数指標の同時  
76 確率を用いて定量化することが可能となる。複数の観測量から異常度を定量化しよ  
77 うというこの考え方は Aki [1981]のコンセプトに似ている。彼は、様々な観測量の  
78 変化が大規模地震の前兆現象である確率を合成して Probability gain を増加させよう  
79 とした。しかしここでの試みは、前兆現象という特殊なケースを対象にしたもので  
80 はなく、その基礎となる通常の地震活動において各指標値がとりうる値を把握し、  
81 そこからの逸脱の程度を定量化しようというものである。

82

## 83 § 2. データと指標値の統計的検定手法

### 84 § 2.1. 震源データと解析窓

85 震源データとしては、気象庁一元化震源のうち、カタログ中に低周波地震のフラ  
86 グがあるもの以外を用いた。地震活動を統計的に解析するためには、均質な震源デ  
87 ータをできるだけ数多く用いるのが望ましい。このため、検知力の全く異なる陸域  
88 と海域では異なる基準でデータを選ばざるを得ない。ここでは、陸域（領域 A, **Fig.**  
89 **1a**）と、海域を含む日本及びその周辺の全域（領域 B, **Fig. 1b**）それぞれについて異  
90 なる下限規模（ $M_{th}$ ）が設定された。観測点網の展開履歴や、地震の検知力に影響  
91 を及ぼす大規模な地震の発生状況、既往研究による completeness magnitude（ $M_c$ ）の  
92 分布 [e.g., Nanjo et al. 2010] を参考に、2000年1月～2020年8月の震源データを用  
93 いることとし、領域 A では  $M_{th} = 1.95$ 、領域 B では  $M_{th} = 3.45$  とした。ここで、 $M_{th}$   
94 はデータ刻み幅 0.1 を考慮して設定された。深さ範囲は、領域 A については地震発  
95 生層の深さ範囲を考慮して 30 km 以浅、領域 B については 100 km 以浅に一律に設定  
96 した。これは CSEP Japan [Nanjo et al. 2011] で用いられているのと同じ値である。

97 地震活動の特徴をどの程度の時空間範囲で見るのが良いかは、重要な問題の一つ  
98 である。ここでは、空間範囲のスケール  $l$ （度）を決めて機械的に  $l \times l$  の矩形領域を  
99 設定し、その中で連続する  $M_{th}$  以上の規模を持つ  $N$  個の震源から、指標値を一つずつ  
100 推定する。後述するように、 $N$  を一定とすることで、 $N$  に依存する指標値の統計的性  
101 質を一定として解析を行うことができる。 $l$  及び  $N$  について複数の設定で解析を行い、  
102 結果が大きく異ならなければ、設定した時空間範囲の妥当性を保証することができ  
103 るだろう。 $l$  の値については、小さすぎると解析対象の地震が足りなくなり、大きすぎ  
104 ると地域的な活動の変化が見えなくなる。ここでは、設定した  $M_{th}$  以上の地震の  
105 発生状況や、ある程度数がある比較的大規模な地震（ $M$  6–7 程度）が影響を及ぼす  
106 距離を参考に、 $l = 0.2^\circ$  or  $0.4^\circ$  を設定した。 $N$  の値については、指標値のバラツキが  
107 大きくなりすぎず、その数も少なくなりすぎない値として、 $N = 50$  or  $100$  を設定し  
108 た。

109  $l$  及び  $N$  をそれぞれ空間窓、個数窓とし、これらの窓を半分ずつずらしながら指標  
110 値を推定する。これは、時空間的なスムージングに相当する。空間については、  
111 CSEP-Japan のノードの緯度経度が矩形領域の中心になるように設定した。時間につ  
112 いては時間範囲中の最新のデータを基準にそこから遡ることとした。**Figure 1** に、



113 解析対象とした震源の空間分布と、 $l = 0.2^\circ$ （すなわち $0.1^\circ$ 間隔）の矩形領域の中心  
114 座標を示す。また、参考のため、あるひとつの空間領域について地震活動を解析し  
115 た例を **Figure S1** に示す。同じ解析が **Figure 1** で示された全空間窓について実行さ  
116 れる。2.4 節で述べる統計的検定で注意して取り扱う必要のある時空間的解析窓やデ  
117 ータの重複のポンチ絵は **Figure S2** に示されている。

118

## 119 § 2.2. 地震活動の特徴を表すために推定されたパラメータ

120 本節では、地震活動の特徴を表すパラメータとして推定した3つの指標値（ $b$ 値、  
121  $\eta$ 値、 $D$ 値）について記述する。

### 122 § 2.2.1. $b$ 値

123 規模別頻度分布（FMD）の特徴を表す指標の一つとして、GR 則のパラメータで  
124 ある $b$ 値を推定した。GR 則では、ある時空間範囲で抽出した震源のうち、ある規模  
125  $M$ の地震の数 $n(M)$ が以下の式で表される。

$$126 \log_{10} n(M) = a - bM \quad (1)$$

127 ここで、 $a$ は抽出した震源の総数に依存するパラメータ、 $b$ は傾きを表す。 $M_{\text{th}}$ 以上  
128 の地震について式(1)が成り立っているとすると、最尤法 [Aki 1965] により、観測  
129 された地震規模 $M_i (\geq M_{\text{th}})$  ( $1 \leq i \leq N$ )から $b$ 値は以下のように推定される。

$$130 b = \frac{N \log_{10} e}{\sum_{i=1}^N (M_i - M_{\text{th}})} \quad (2)$$

131 式(2)を用いて推定される指標値は、解析対象とした震源群の地震規模の算術平均の  
132 逆数に対応する。後述するように、解析の結果からは GR 則が厳密には成り立って  
133 いるとは言えない場合が多いことを示しているが、このような場合にも、平均規模  
134 という震源群の特徴量を反映するパラメータとして、 $b$ 値は意味のある指標となる。  
135 式(2)により $b$ 値を推定するにあたり、 $M_{\text{th}}$ をそれ以上の地震の検知漏れが無いよう  
136 に設定する必要があることに留意する必要がある。ここでは、最初に解析対象とし  
137 た $N$ 個毎の震源データ全てについて $b$ と $M_c$ を推定し、 $M_c < M_{\text{th}}$ の時のみ統計解析を実  
138 行した。 $M_c$ の推定手法については、2.3 節で述べる。

139 解析期間（すなわち、 $N$ 個の地震を含む個数窓）中に $b$ 値の変動が無い場合、上記  
140 の最尤推定による $b$ 値の標準誤差は $\sigma_b = b/\sqrt{N}$  [Aki 1965] で表される。このことか  
141 らも分かるように、規模別頻度分布が真の $b$ 値（ $b_{\text{true}}$ ）を持つ GR 則に従う場合、 $b$

142 値の推定値の理論的な確率密度分布 (PDD) は,  $b_{\text{true}}$  を中心として解析震源数  $N$  に  
143 依存する分散を持つ形となる (**Fig. S3a**). したがって,  $N$  を同一にして多数の震源  
144 群について解析を行った場合, 推定された  $b$  値分布の理論分布からの逸脱が,  $b_{\text{true}}$   
145 値の変動, もしくは規模別頻度分布の GR 則からの逸脱に対応する.  $b$  値が時空間的  
146 に変動していることは先行研究で示されている. 例えば, 中央カリフォルニアの地  
147 震活動の解析では,  $b$  値が時間的にゆっくりと変化すると仮定することにより観測  
148 された  $b$  値の分布が良く説明される [Shi & Bolt 1982]. また,  $b$  値には地域や深さに  
149 依存した違いがあり, テクトニックな状況から推察される差応力とよく対応してい  
150 ることも指摘されている [Scholz 2015]. 本稿で示す解析では, 何らかの時空間的  
151 な  $b$  値の変動があることを前提とし, 日本全国をまとめてみた場合に大多数に共通  
152 する典型的な変動とそうでないものとに分離する.

153

#### 154 § 2.2.2. $\eta$ 値

155 規模別頻度分布の特徴を表すもう一つの指標として, GR 則からの逸脱を表す  $\eta$  値  
156 [Utsu 1978] を採用した. この指標値は以下の式で推定される.

$$157 \eta = \frac{N \sum_{i=1}^N (M_i - M_{\text{th}})^2}{\{\sum_{i=1}^N (M_i - M_{\text{th}})\}^2} \quad (3)$$

158 すなわち,  $M_{\text{th}}$  以上の地震規模の二乗の算術平均と, 地震規模の算術平均の二乗の  
159 比である. これは規模別頻度分布の形状に対応していて, 理論的には,  $N$  が十分大  
160 きく GR 則が成り立っている場合 (つまり規模別頻度分布が直線の場合) は  $\eta = 2$  で  
161 ある. 規模別頻度分布が下に凸の場合は  $\eta > 2$ , 規模別頻度分布が上に凸の場合は  
162  $\eta < 2$  となる.

163 GR 則が成り立っていることを仮定すると,  $N$  が有限の場合の  $\eta$  値の分布は,  $b$  値に  
164 よらず,  $N$  のみに依存する.  $N$  が小さくなるほど分布のピークが小さい値にシフトし,  
165 分散が大きくなる (**Fig. S3b**). このため  $\eta$  値は,  $b$  値とはほぼ独立に, 規模別頻度分  
166 布の特徴を表現する便利な指標と言える.  $N$  を同一の有限の値にして多数の震源群  
167 について解析を行った場合には, GR 則から期待される理論分布からの  $\eta$  値の PDD の  
168 逸脱は, GR 則から規模別頻度分布の逸脱に対応する.

169 先行研究 [弘瀬・前田 2017] により, 東日本の太平洋沖で発生した  $M$  7–9 クラス  
170 の地震について個々の解析を行った結果, 本震前に  $\eta$  値が小さく, 本震後に増加す

171 る傾向があることが示されている。しかし、このような変動を検知するために必要  
172 な、この指標値が通常どの程度の値を持つものなのかということについての知見は  
173 少ない。本稿で示す解析では、この指標値について全国で統一的に解析を行った場  
174 合、典型的な分布はどのようなものか、またそれに対して有意に異なる分布がどの  
175 程度見られるかが分かる。

176

### 177 § 2.2.3. *D*値

178 外部からのわずかな応力擾乱に対する地震活動の応答の感度を表す指標として、  
179 地震活動と地球潮汐との相関を表す*D*値を採用した。これは、潮汐相関の解析 [e.g.,  
180 Tsuruoka et al. 1995; Tanaka et al. 2002] に用いられる Schuster 検定 [Schuster 1897]  
181 に基づき、以下の式で表される。

$$182 \quad D = \text{sqrt} \left\{ \left( \sum_{i=1}^N \cos \theta_i \right)^2 + \left( \sum_{i=1}^N \sin \theta_i \right)^2 \right\} \quad (4)$$

183 ここで $\theta_i$ は解析対象とする*N*個の地震群のうち*i*番目の地震の深さ・発生時点におけ  
184 る潮汐変動の位相角である。位相角は、Hirose et al. [2019a]の手法を用いて推定した  
185 体積歪の潮汐応答から求めた。ここでは発震機構解の求まってない小規模の地震ま  
186 で含めて解析するため、断層面によらない体積歪に着目している。伊豆半島東部で  
187 は、マグマの貫入に伴う体積歪変化量と群発地震活動度の対応がよいことが知られ  
188 ている [e.g., Kumazawa et al. 2016]。

189 地震の発生が潮汐と無相関の（すなわちポアソン過程による）場合、*D*値の確率  
190 密度関数*f*(*D*)は、以下のレイリー分布で近似される [Schuster 1897]

$$191 \quad f(D) = \frac{2D}{N} \exp \left( -\frac{D^2}{N} \right) \quad (5)$$

192 *N*を同一にして多数の震源群について解析を行った場合、地震活動に地球潮汐との  
193 相関があれば、上記レイリー分布よりも大きな*D*値の頻度が大きくなる。Schuster 検  
194 定では、推定された*D*値が式(5)から偶然得られる確率*p*を用いて、これが0に近い程  
195 有意な潮汐相関があると判定される。ただし、ここでは、他の指標と同様に、まず  
196 全国的に共通する通常ので*D*値の分布を確認し、それに対して有意に異なる分布がど  
197 の程度見られるかを示す。

198 勿論、すでに発生した地震の余震のように、そもそもポアソン過程と見做せない



199 活動もある。特に、潮汐の周期（もっとも卓越する周期は約 12 時間）に比べて短い  
200 期間に頻発している場合、見かけ上ある位相に集中して地震が発生していることにな  
201 り、式(4)で表される  $D$  値は潮汐相関とは関係なく大きな値を取る。余震の全てが  
202  $D$  値に影響するわけではないが、本震直後の短期間にその大部分が発生する余震の  
203 性質が  $D$  値に影響することは疑いようがない。このため、先行研究では震源カタログ  
204 グをデクラスタ処理することが多い [e.g., Tanaka et al. 2002]。しかしながら、解析  
205 に影響を及ぼすのは余震そのものではなく、潮汐周期に対して短い期間にまとまっ  
206 て発生する活動であるため、必ずしも余震活動の分離を目的としたデクラスタ処理  
207 が  $D$  値の推定に適切とは限らない。ここでは、できるだけ他の指標値と同一のデー  
208 タを対象に解析を行うため、また震源カタログをできるだけ加工せずに扱うため、  
209 デクラスタ処理の代わりに、より単純に、解析対象とする  $N$  個の地震から連続する  
210  $1/4$  個の地震を取り出したとき、その最初から最後まで期間の最小値 ( $\min T_{N/4}$ )  
211 が 6 時間 (21600 秒) 以内の活動を除外した。解析期間中の活動が定常ポアソン過  
212 程と見做せる場合には、地震の頻発による  $D$  値分布の偏りは  $\min T_{N/4} < 21600$  秒に見  
213 られ (Fig. S4)、この場合を除外することで、その影響をほぼ取り除けるはずである。  
214 **Figure 2** には、今回の解析データにおける  $D$  値と  $\min T_{N/4}$  との対応関係を示している。  
215 領域 A (Fig. 2a) と領域 B (Fig. 2b) の両方とも、 $D$  値は明瞭に  $\min T_{N/4}$  に依存し、  
216 概ね 21600 秒 (6 時間) より短時間に頻発した活動で著しく増加し、 $\min T_{N/4} \geq$   
217  $21600$  秒については一定である。大森・宇津則に従う余震が含まれる実際の地震活  
218 動では、この条件によって除ききれない余震の影響もあり得るだろう。しかしなが  
219 ら、この影響を完璧に取り除くもしくは考慮して解析する努力の代わりに、これら  
220 を含めてまとめて統計解析を行った上で、結果に含まれる余震の影響について議論  
221 する。

222

### 223 § 2.3. $M_c$ の推定

224 均質な震源データを用いて解析を行うには、規模の大きな地震の影響等により検  
225 知力が低下しているデータを取り除く必要があり、completeness magnitude ( $M_c$ ) を  
226 推定することが必須となる。Woessner & Wiemer [2005] に詳しく記述されているよう  
227 に、 $M_c$  の推定には様々な手法が提案されている。本研究では、規模別頻度分布の  
228 GR 則からの逸脱を表す  $\eta$  値も指標にしているため、厳密に GR 則が成立することを

229 前提としない比較的簡便な手法として、規模別頻度分布の最大曲率 (MAXC) を用  
230 いた。実際には、MAXC 法は小さな地震ほど数が多いことだけを前提としている  
231 [Woessner & Wiemer 2005].

232 このように分かりやすく簡便な方法であるが、解析時空間内の有限個の震源デー  
233 タを用いて各指標値を求める際に、MAXC を求めるための下限規模 $M_z$ の設定をどの  
234 ように決めるか、という実践上の問題がある。 $M_z$ を小さくすると、Figure S5 に示す  
235 ように、解析期間の途中で $M_c$ が変化した場合に $M_c$ を過小評価する傾向がある。これ  
236 は、Entire Magnitude Range (EMR) 法 [Woessner & Wiemer 2005] など、小規模の  
237 震源まで用いる手法に共通する問題でもある。一方、 $M_z$ を指標値の解析下限規模  
238  $M_{th}$ に合わせた場合、解析震源数 $N$ が有限であることから、検知力の低下がなかった  
239 としても $M_{th}$ よりわずかに大きな規模の地震の数が偶然多くなることもあり得、そ  
240 のような場合に $M_c$ を過大評価してしまう。GR 則を仮定した場合に MAXC 法で得ら  
241 れる $M_c$ の累積頻度分布 (Fig. 3) から明らかなように、 $M_z = M_{th}$ の場合の $M_c$ の過  
242 大評価の程度は $N$ と $b$ 値に依存する。このためここでは、 $b$ 値の解析結果に応じて、  
243  $M_{th}$ 近傍で GR 則 ( $b$ 値は取り得る範囲の下限) が成立している場合に、GR 則が成り  
244 立っていれば90%程度を取り逃さないことを目安に $M_z (< M_{th})$ を設定する。具体的に  
245 は、後述の $b$ 値の推定結果に基づけば、 $b$ 値の取り得る値の下限が小さく見積もって  
246 も領域 A で 0.6、領域 B で 0.4 程度である。このことから、Figure 3 より、領域 A で  
247 は、 $N = 50, 100$ の場合についてそれぞれ $M_z = M_{th} - 0.5, M_z = M_{th} - 0.3$ とした。同様  
248 に、領域 B ではそれぞれ $M_z = M_{th} - 0.8, M_z = M_{th} - 0.5$ とした。このように解析デー  
249 タに合わせて $M_z$ を適切に設定することで、解析期間の途中で $M_c$ が変化した場合に $M_c$   
250 を過小評価する傾向を低減するとともに、MAXC 法に特有の有限個の震源を用いる  
251 ことに起因する $M_c$ の過大評価を回避できることが期待される。さらに、解析時空間  
252 範囲内で抽出した $M_z$ 以上の震源を bootstrap 法で 1000 回リサンプルして MAXC を推  
253 定し、その算術平均を $M_c$ とした [Woessner & Wiemer 2005; Mignan & Woessner 2012].

254 今回の解析では、 $b$ 値及び $\eta$ 値を、こうして同じ解析窓で推定した $M_c$ と直接比較す  
255 ることが可能である。検知力が低下し、 $M_c \geq M_{th}$ となった場合には、低規模側の震  
256 源数が不自然に減少し、 $b$ 値及び $\eta$ 値はともに $M_c$ に依存して低下することが期待され  
257 る。Figure 4 には、データが最も豊富に得られる $l = 0.4^\circ$ 、 $N = 50$ の場合を例に、推  
258 定した $M_c$ に対して $b$ 値及び $\eta$ 値をプロットしている。 $b$ 値の中央値は、 $M_c < M_z + 0.2$

259 で $M_c$ とともに減少する (Fig. 4a, b の左端付近) が, これは検知力低下ではなく,  $b$   
260 値が大きい程 $M_c$ が小さくなりやすいという MAXC 法の特徴 (Fig. 3) を反映してい  
261 る.  $b$ 値の中央値は,  $M_c \approx M_{th}$ 付近ではほぼ一定となっており, 検知力低下の影響は  
262 認められない.  $M_c > M_{th}$  (すなわち, Fig. 4a, b の鉛直点線の右側) では,  $b$ 値の分布  
263 全体が $M_c$ とともに減少する様子が明瞭に見られ, これが検知力低下に対応すると考  
264 えられる.  $\eta$ 値についても,  $M_c > M_{th}$ で $M_c$ とともに分布の全体が減少する様子がよ  
265 り顕著に見られ, やはり検知力低下に対応するものと考えられる (Fig. 4c, d).

266 参考のため, EMR 法で推定された $M_c$ について同様の推定をした結果との比較も行  
267 った (Fig. S6). この場合, 全体的に見て,  $b$ 値,  $\eta$ 値ともに $M_c \approx M_{th}$ を境とした分  
268 布の変化は見られず, これらの指標値が適切に求められるかという観点からは,  $M_c$   
269 をやや大きめ (全体的に 0.2 程度過大) に推定している場合が多いことが示唆され  
270 る. このため EMR 法を用いると $M_c$ の条件で除外されるデータが多くなることもあ  
271 り, できるだけ多くのデータを用いることが大事な今回の解析においては, データ  
272 に合わせて $M_z$ を設定した MAXC 法により良好な結果が得られていると考え, この手  
273 法による $M_c$ を採用した. なお, データ数の最も多い陸域の $l = 0.4^\circ$ ,  $N = 50$ の場合,  
274  $M_c < M_{th}$ となる $N$ 個ずつの震源セットの数は, MAXC 法で 11,194 個, EMR 法で  
275 10,197 個であり, MAXC 法を用いることにより約 1 割多くデータを活用できる. 一  
276 方, これらのデータセットから推定した $b$ 値,  $\eta$ 値の中央値は小数点 3 桁まで同じ  
277 (それぞれ 0.909, 1.869) であり, 検知力低下によるこれら指標値の影響は見られな  
278 いことを示唆する.

279

## 280 § 2.4. 異常な指標値を区別する統計的検定

281 指標値の PDD が他とは異なる領域を判別するため, 一つの空間領域 ( $l \times l$ の矩形  
282 領域) で得られた指標値と, それ以外の領域で得られた指標値の PDD の比較を行い,  
283 有意に異なるかどうかの検定を行う. すなわち, 同一の特徴を持つ指標値の PDD から  
284 偶然これら 2つの分布が得られる確率を $p$ 値として推定する. これは異常度を定量的  
285 的に評価するために用いられる. この際, 指標値の推定に用いた震源データに重複  
286 があると適切な検定ができなため, 元データが重複しないように解析結果から標  
287 本を抽出した. 緯度, 経度, 地震数をそれぞれ半分ずつずらしたため, 各 $l$ と $N$ につ  
288 いて重複しないパターンは全部で 8 個となる (Fig. S2).

289 PDD の有意差を検定するために、ここでは、2 種類のノンパラメトリックな手  
290 法：Kolmogorov-Smirnov (KS)検定 [e.g., Hodges 1958] と Brunner-Munzel (BM)検定  
291 [Brunner & Munzel 2000; Neubert & Brunner 2007] を採用した。地震活動の特徴を  
292 表す指標値として、ここでは  $b$  値、 $\eta$  値、 $D$  値を取り上げているが、これらだけ見て  
293 も、期待される PDD は指標値によって異なり、またそれらの PDD を網羅的に調べ  
294 た例は著者らの知る限り無い。加えて、これら以外の異なる PDD を持つ指標値につ  
295 いても、同様のアプローチの適用が期待されるため、適用範囲が限定されないノン  
296 パラメトリックな手法が有効であろう。各指標の PDD や異常の現れ方は未知である  
297 ため、両手法で推定された  $p$  値の最小値を参照し、有意水準よりも低い値が得られ  
298 た場合に着目する。すなわち、 $p = \min(p_{KS}, p_{BM})$  であり、 $p_{KS}$  と  $p_{BM}$  はそれぞれ補遺  
299 に示した KS 検定と BM 検定で推定された  $p$  値である。なお、これらの 2 手法は一つ  
300 の領域内で 2 つ以上の指標値が得られている場合に有効である。一つの領域内で一  
301 つの指標値だけが得られている場合には、全体の指標値の中での値の順位から両側  
302 検定に相当する  $p$  値を算出して用いることとした。

303

### 304 § 3. 結果

#### 305 § 3.1. 日本全国の指標値の分布

306 日本全国の陸域（領域 A）及び全域（領域 B）で推定した  $b$  値、 $\eta$  値、 $D$  値の確率密  
307 度分布（PDD）を **Figure 5** に示す。**Figure 5a–d** には  $M_c < M_{th}$  の場合を、**Figure 5e, f**  
308 **f** には  $\min T_{N/4} \geq 21,600$  秒の場合を抽出した結果をプロットしている。これら PDD を  
309 計算するために用いた全指標値と、 $M_c$  や  $\min T_{N/4}$  などの関連した推定値については  
310 [追加ファイル 2–9](#) を参照のこと。

311 推定されたどの指標値の PDD とも、解析矩形領域サイズ  $l$  にほとんど依存しない。  
312 つまり、**Figure 5** の各図で、青破線 ( $l = 0.2^\circ, N = 50$ ) と赤線 ( $l = 0.4^\circ, N = 50$ )、  
313 橙水色破線 ( $l = 0.2^\circ, N = 100$ ) と橙線 ( $l = 0.4^\circ, N = 100$ ) はほぼ一致する。これは、  
314 今回解析を行った  $0.2$ – $0.4^\circ$  程度の空間スケールでは、これらの指標で特徴づけられ  
315 る地震活動の統計的性質は空間スケールにほとんど依存しないことを示唆する。

316 規模別頻度分布に関する指標  $b$  値の PDD (**Figure 5a, b**) を見ると、 $b$  値の取り得る  
317 値の下限は、小さく見積もっても内陸（領域 A）で  $0.6$ 、全域（領域 B）では  $0.4$  程  
318 度である。[2.3 節](#) で述べたように、 $M_c$  の推定に用いる下限規模  $M_z$  は、これらの値を



319 参考に設定している。Figure 5a–d には、参考のため  $b$  値一定 (0.9) の GR 則から期  
320 待される分布を黒線で示している。領域 A で推定された  $b$  値の PDD は、 $b$  値一定の  
321 GR 則から推定される分布に近く、この指標値の真の変動幅がそれほど大きくない  
322 事がわかる (Fig. 5a)。このことは、 $b$  値の分散が  $N = 50$  の場合よりも  $N = 100$  の場  
323 合で小さくなっていることとも対応しており、観測された  $b$  値の変動幅のほとんど  
324 が  $N$  が有限であることに起因することが示唆される。これに対し、領域 B の  $b$  値は、  
325  $b$  値一定の GR 則から期待されるよりも幅広の分布になっており、 $N$  に依存しない真  
326 の  $b$  値の変動幅が図 (Fig. 5b) に現れている程度に広いことが示唆される。

327  $\eta$  値の推定結果からは、PDD が GR 則から期待されるよりも低い方にシフトしてい  
328 ることから、領域 A, B どちらにおいても規模別頻度分布に上に凸の傾向があること  
329 がわかる (Fig. 5c, d)。 $\eta$  値の PDD に対する  $N$  の影響は、 $b$  値の結果と同様にやはり  
330 領域 A でははっきりと見られるが、領域 B ではそれほどはっきりせず、領域 B の方  
331 が  $\eta$  値の変動幅が大きいことが示唆される。

332  $D$  値の推定結果 (Fig. 5e, f) には、潮汐と地震活動が無相関の場合の理論分布 (黒  
333 線) も一緒に示している。得られた PDD は、 $N$  依存性も含めて理論部分布とよく似  
334 ているが、理論分布よりもやや大きめの値が多く含まれている。領域 A と B の結果  
335 を比べると、領域 A の方が大きめの値がより多く含まれている。これらのやや大き  
336 めの  $D$  値の原因としては、潮汐相関の影響と、 $\min T_{N/4} < 21,600$  秒の条件で除きき  
337 いていない地震の頻発の影響の双方が考えられる。この点については、他の解析結果  
338 と合わせて後に議論する。

339 なお、上記の  $b$  値、 $\eta$  値、 $D$  値の推定は、全て同一のデータセットに対して行っ  
340 っており、同時確率分布として得られている。このうち  $b$  値、 $\eta$  値の関係については 4.2.3  
341 節で議論する。

342

### 343 § 3.2. 異常な指標値を区別する統計的検定

344 各空間窓で得られた指標値 ( $b$  値、 $\eta$  値については  $M_c$ 、 $D$  値については  $\min T_{N/4}$  の条  
345 件を満たしていないデータは除去済み) の PDD について、震源データが重複しない  
346 ように抽出した自身以外の全ての空間窓で得られた指標値の分布との比較検定を行  
347 った。Figure 6 には、2.4 節で示した手法により得られた  $p$  値の累積密度分布を示し  
348 ている。 $b$  値の結果 (Fig. 6a, b) では、低  $p$  値の頻度が、帰無仮説の下で期待される



349 レベル（対角線）よりも明らかに多いことが分かる．これはおそらく真の $b$ 値の時  
350 空間的な変動により，その PDD が場所によって異なるためであろう． $\eta$ 値の結果  
351 （**Fig. 6c, d**）でも，やや弱くなるものの，同様の傾向が見られる．一方で， $D$ 値の  
352 結果（**Fig. 6e, f**）では， $p$ 値の累積密度分布は，帰無仮説の下で期待される程度とほ  
353 とんど変わらず（例えば $p = 1\%$ の割合で期待される値がせいぜい $p = 2\%$ の出現率），  
354 今回のデータの中に， $D$ 値の分布が他と有意に異なる空間領域を多く見出すことは  
355 困難である．

356 BM 検定と KS 検定による結果の違いはごく僅かであり，唯一，領域 A の $b$ 値の結  
357 果では $p_{\text{BM}}$ の方が低い値がやや多く得られている（**Fig. 6a**で橙線の方が青線より上）．  
358 この違いは，平均的な PDD の違いや，値の変化の仕方が違うことによると考えられ  
359 る．どちらの手法でも結果にそれほど大きな違いはないが，両手法で得られた $p$ 値  
360 の最小値を用いることにより，指標値分布が他とは異なる可能性がある領域を比較  
361 的高感度に抽出できるだろう．今回用いた手法の他にも，PDD 間の有意差を検定す  
362 るより高感度な手法があれば，同じ枠組みで用いることができる．

363 **Figure 7**には， $l$ 及び $N$ の値毎に重複を避けて取った 8 通りのグリッドの場合全て  
364 について， $p$ 値の空間分布を符号付きの頻度 $f_p = \frac{\sum_i^{n_{\text{all}}} s_i}{n_{\text{all}}}$ を用いてコンパイルして示し  
365 ている．ここで， $n_{\text{all}}$ は領域中心の座標が同じ解析結果の数で，領域中に十分な震源  
366 があるかどうか（**Fig. S2**参照）によって変わり，最大で 8 である． $s_i$ は，-1, 1, 0 の  
367 いずれかで，それぞれ $p < 0.05$ かつ指標値の平均がその他の領域の平均より低い場  
368 合， $p < 0.05$ かつ指標値の平均がその他の領域の平均以上の場合，その他（ $p \geq 0.05$ ）  
369 の場合に対応する．**Figure 7**の白点（ $f_p \approx 0$ ）は，他と区別できない指標値の PDD  
370 が得られた領域である．

371  $b$ 値の結果（**Fig. 7a, b**）において，低 $p$ 値の領域は空間的にまとまって存在してお  
372 り， $f_p$ の絶対値が大きいものが多いことが分かる． $\eta$ 値の結果（**Fig. 7c, d**）につい  
373 ても，まとまり具合はやや劣るものの，同様の傾向が見られる．これらの場所がど  
374 のような物理現象と対応するかについては，**次節**で議論する．ここで重要なことは，  
375 抽出された低 $p$ 値の領域が，感度の差は多少あるものの， $l$ や $N$ の組合せによらず同  
376 じ場所にまとまっている点である．すなわち，抽出された領域は，恣意的に設定し  
377 たこれら $l$ や $N$ の値にほとんどよらず， $p$ 値の閾値として設定した有意水準（0.05）で

378 決まる。こうして、これらの結果は本質的な指標値分布の特徴を反映していると言  
379 える。

380 一方で、 $D$ 値の結果 (**Fig. 7e, f**) を見ると、低 $p$ 値の領域は全国的にまばらに分布  
381 しており、 $f_{1p}$ の絶対値が大きい領域は非常に少ない。**Figure 6e, f**で示したように、  
382 低 $p$ 値の大部分が試行回数に応じて偶然出現したものという解釈と整合的である。  
383 この結果は、潮汐による最大主圧縮軸の水平投影と微小地震との関係を調べた  
384 [Tanaka et al. \[2004\]](#)において試行回数に応じた頻度で低 $p$ 値が検出されていることと  
385 同様の結果とも言える。彼女らが解析対象とした $1^\circ \times 1^\circ$ のサブリージョン 100 個の  
386 うち、潮汐相関が高いとされたのは 13 領域であり、Schuster 検定の $p$ 値は、1 領域で  
387 2%、12 領域で 5–10%である。また、我々の結果は、[Wang & Shearer \[2015\]](#)の結果と  
388 も整合的である。彼らは、潮汐周期を考慮したデクラスタ処理を採用し、様々な時  
389 空間 bin の $p$ 値を調査したが、クリアな潮汐相関は見られなかった。事前に期待した  
390 ような有意な潮汐相関はほとんど見出せなかったものの、この結果は、有意な分布  
391 差がない場合の例として、逆に $b$ 値と $\eta$ 値の結果に現れた低 $p$ 値領域の有意性を支持  
392 する結果と言えるだろう。

393

## 394 § 4. 議論

### 395 § 4.1. 規模別頻度分布の GR 則からの逸脱

396 本研究で得られた $\eta$ 値の分布により、規模別頻度分布は全体的に上に凸の傾向で  
397 あり、GR 則が必ずしも成り立っていないことが示された。この結果は、本研究の  
398 結果を解釈するうえで重要な示唆を与えるとともに、地震学的に重要な結果でもあ  
399 る。しかし、この点に関する議論には、 $M_c$ が本当に正確に推定できているかという  
400 疑念がつきまとう。大規模地震が発生した後には検知力低下のため $M_c$ が増加し、そ  
401 の後余震の減衰とともに $M_c$ が減少する。数の多い初期の余震活動について $M_c$ の変化  
402 を正確に推定できていないと、全体的に $\eta$ 値の過小評価につながる可能性がある。  
403 本研究では、可能な限り GR 則を前提としない $M_c$ 推定手法を用いるとともに、  
404 **Figure 4**で推定結果の妥当性を確認した。そうではあるものの、結果の重要性を考  
405 慮して、別の手法によってもこの傾向が見られることを確認する。

406 ここでは、規模別頻度分布の GR 則からの逸脱を確認する目的で、最近の研究  
407 [[van der Elst 2021](#)]により提案されている $M_c$ にほとんど依存しない $b$ 値 ( $b^+$ ) の推

408 定手法を用いる。この手法では、直前の地震との規模の差 $m$ のうち $m \geq m_{\text{th}} > 0$   
409 ( $m_{\text{th}}$ は下限を表す任意の定数)の地震だけを用いて、以下の式により $b^+$ を推定す  
410 る。

$$411 \quad b^+ = \frac{N_{\text{th}} \log_{10} e}{\sum_{i=1}^{N_{\text{th}}} (m_i - m_{\text{th}} + \delta)}, \quad (6)$$

412 ここで、 $N_{\text{th}}$ は、 $m \geq m_{\text{th}}$ を満たす規模差の個数、 $\delta$ は地震規模の離散化の幅で、今  
413 回用いたカタログでは 0.05。GR 則が成り立っていれば、 $b^+$ が $b$ 値と同等であること  
414 が示されている [van der Elst 2021]。大規模地震後などで検知力が低下していたと  
415 しても、直前に観測された規模よりある程度大きな地震は検知できていればよいため、  
416  $M_c$ の変化にほとんど依存せずに推定できるというのが $b^+$ の強みである。

417 直前よりも大きな地震を見逃しておらず、かつ GR 則が成り立っているとすると、  
418 解析に用いる地震規模の下限 $M_{\text{min}}$ を変えて推定した $b^+$ は、 $M_{\text{min}}$ を大きくするほど  
419  $N_{\text{th}}$ の数は減るのでバラツキは大きくなるものの、平均を取ると概ね同じ値になるは  
420 ずである。この点を踏まえて本論文の解析に用いたデータに適用し、解析を行った  
421 全ての時空間領域 ( $l$ と $N$ の組合せ 4 パターン分)でカタログ中のより小さな規模の  
422 地震まで使用した。 $M_{\text{ref}} = M_{\text{th}} - 1.0$  (領域 A は 0.95, 領域 B は 2.45) を基準として、  
423  $M_{\text{min}}$ を変えながら推定される $b^+$ の平均値間の差を推定した。ここで、 $m_{\text{th}} = 0.2$ で一  
424 定とした。Figure 8 に示すように、実際の解析結果では、 $M_{\text{min}}$ が大きくなるほど、  
425  $b^+$ は大きくなる傾向があり、この傾向は領域 B で大きい。この結果は、規模別頻度  
426 分布が上に凸の傾向であるという $\eta$ 値の推定結果と整合的である。

427 Figure 8 には参考のために数値計算により算出した GR 則を仮定した場合に期待  
428 される結果を示している。数値計算では、 $M \geq M_{\text{th}}$ の地震が $N$ 個になるまで $M_{\text{ref}}$ 以上  
429 の $M$ を生成し、各 $M_{\text{min}}$ について $b^+$ を推定した。 $b^+$ の推定には直前の地震よりも規模  
430 の大きな地震だけを選択して用いるため、 $M_{\text{min}}$ が大きくなるとデータ数が少なくな  
431 る。 $M_{\text{min}} = M_{\text{th}}$ となる図の右端では、 $b^+$ を推定するために期待されるデータ数は、  
432  $N$ の半分以下になる。数値計算による $b^+$ のプロットが Figure 8 の右側で右下がりにな  
433 っているのは、データ数が少なくなる影響である。なお、 $b^+$ は先行地震より大き  
434 な規模の地震だけで推定されている (イベント数が小さい) ため、 $b$ とは違って偏  
435 っており、イベント数が小さいほど真値よりも大きくなる傾向がある [e.g., Ogata &  
436 Yamashina 1986]。実際の解析結果 (Fig. 8 の色付きシンボル) にもこの影響が若干

437 乗っているようである。

438  $\eta$ 値だけでなく $b^+$ 値で見ても、規模別頻度分布はGR則から期待されるよりも上に  
439 凸の傾向を持つという結果は、一つの重要な問題を提起する。大規模地震前後の活  
440 動の比較やそれを通じた応力場変化の推定といった文脈で、大規模地震直後の地震  
441 活動について $b$ 値の推定がしばしば行われる。その際、検知力低下の影響を避ける  
442 ために $M_{th}$ を大きくとると、規模別頻度分布が本質的には変化していないとしても、  
443 上に凸のその形状のために、 $b$ 値が高めに見積もられる可能性がある。このような  
444 場合には、理想的なGR則を仮定して異なる $M_{th}$ を用いた推定結果を比較するのでは  
445 なく、 $M_{th}$ を一定とするなど、規模別頻度分布の形状にも留意して解析を行う必要  
446 があるだろう。

447

#### 448 § 4.2. 異常な地震活動と物理現象との比較

449 本研究では、統計的な解析により、ある領域で発生する地震活動の指標値のPDD  
450 が他の領域とは有意に異なっている空間領域を抽出した。一つの見方として、これ  
451 らの領域で発生した地震活動が、通常とは異なる“異常な”地震活動を含んでいると  
452 見ることができるだろう。この場合、他と区別がつかないようなその他の活動が“普  
453 通の”地震活動といえるかもしれない。そこでここでは、“異常”と“普通”をこの定義  
454 で用いる。つまり、解析により得られた $p$ 値が閾値0.05を下回る場合を“異常”とす  
455 る。このように定義される異常な地震活動が、どのような場で発生しているかにつ  
456 いて、主に低 $p$ 値が空間的にまとまって見られた $b$ 値を中心に、**Figure 7a, b**に矢印と  
457 アルファベット（小文字が高 $f_{ip}$ 、大文字が低 $f_{ip}$ に対応）で示した。それらの活動の  
458 時間変化を $l = 0.4^\circ$ と $N = 50$ の場合を例として**Fig. 9**に示し、議論する。その後、  
459 **Figure 7a–d**で示された異常な指標値と別の観測結果との比較や、ここで得られた普  
460 通の地震活動がどの程度普遍的なものなのかの評価を通して議論する。

##### 461 § 4.2.1. 浅い内陸地震の異常な $b$ 値（領域A）

462 **Figure 7a**から、 $b$ 値の異常の多くが大規模地震の震央の近くに位置していること  
463 が分かる（**Fig. 7a**のC–H, a–d）。**Figure 9a, b**には、これらの領域において、特に多  
464 くの余震活動を伴った大規模地震の発生時刻からの経過時間に伴う $b$ 値の変化を示  
465 している。また、それら異常な $b$ の確率密度分布（PDD）を普通の $b$ 値の活動と比べ  
466 られるように示している。**Figure 9a, b**はそれぞれ $b$ 値の異常な領域のうち低 $b$ 値、高



467  $b$ 値の領域（以降、単に低 $b$ 値領域、高 $b$ 値領域と呼ぶ）に対応する。

468 **Figure 9a** からは、イベントごとに $b$ 値の変化の推移は様々であるものの、まとめ  
469 てみると（黒で示した中央値と 10, 90 パーセンタイルの縦棒）、本震直後の活発な余  
470 震活動で低 $b$ 値が多く推定されていることがわかる。その後は、徐々に増加する傾  
471 向が見られ、 $10^7$ – $10^8$  秒（数ヶ月～数年）では、普通の $b$ 値と同等の分布になる。 $10^8$   
472 秒後の $b$ 値の低下は、他の大規模地震や余震の発生時期に対応しており、低 $b$ 値が活  
473 発な余震活動に対応するという上記の結果と整合的である。なお、横棒で示した解  
474 析期間が経過時間 0 を含み、左のボックスと中央のボックスにまたがる場合（特に  
475 横棒の右端が  $10^3$  秒程度よりも小さい場合）に見られる非常に低い $b$ 値は、**Figure S5**  
476 に示したような $M_c$ の推定が困難な場合にあたる。今回の処理でもこのような例を完  
477 全には除ききれず、 $M_c$ が過小評価され、 $b$ 値も過小に推定されている場合がある。

478 しかし、そのようなケースはわずかであり、統計的な解析にはほとんど影響しない。

479 大規模地震に関連する高 $b$ 値領域の活動では、全体的に $b$ 値がやや高めとなってい  
480 る (**Fig. 9b**)。データが少ないためはっきりしないが、 $b$ 値の平均値がやや大きくな  
481 っているのは、全体的に地震発生間隔が長い (**Figure 9a** に比べて **Figure 9b** では $b$ 値  
482 の推定値が圧倒的に少ない) ことと対応しているかもしれない。この場合も、やは  
483 り時間の経過に伴う余震の減衰と共に $b$ 値が増加する傾向が見られる。**4.3.1 節**では、  
484 活発な余震活動で発生時間間隔が短いことに伴う検知漏れの影響を最小化してもな  
485 お、解析対象震源群の発生時間間隔が長くなるに従って $b$ 値が大きくなるという傾  
486 向は変わらないことも示される。

487 領域 A の $b$ 値の異常な領域には、近傍で大規模地震が発生していないものもある。  
488 これらの領域では、異常な $b$ 値が長期にわたって安定的に観測されている。**Figure**  
489 **9c, d** には、これら安定的な低 $b$ 値の場合と高 $b$ 値の場合の $b$ 値の時間変化と確率密度  
490 分布 (PDD) をそれぞれ示している。低 $b$ 値の例のうち領域 I, J, K では、2011 年 3 月  
491 の東北沖地震 ( $M$  9.0) 以降に地震活動が増加し（本震後に解析期間の後端を示す点  
492 が多い）、いずれの解析期間においても低 $b$ 値となっている。領域 L は定常的に低 $b$ 値  
493 に見えるが、この領域で発生した房総 SSE [e.g., Ozawa et al. 2019] の時期 (**Fig. 9c**  
494 の青矢印) に活発化した活動が解析期間の多くに含まれていることから、この SSE  
495 の影響が示唆される。定常的に $b$ 値が高い領域 (**Fig. 9d**) は以下の地域を含んでい  
496 る。解析期間中に 2000 年三宅島噴火など火山活動に伴う地震が多く観測されている



507 伊豆諸島（領域 g） [e.g., Toda et al. 2002], 高温流体と関連する高 $b$ 値の活動が報告  
508 されている和歌山県の群発域（領域 h） [Yoshida et al. 2011], 火山活動の活発な桜  
509 島付近（領域 j）。また、東北沖地震後に活発化し、やはり流体との関連が指摘され  
510 ている山形・福島県境の群発地震活動域（領域 e） [e.g., Yoshida et al. 2019] も高 $b$   
511 値領域として抽出されている。これらのことから、多くの高 $b$ 値領域では、流体の  
512 影響で通常とは異なる規模別頻度分布の特徴を持つ地震活動が発生していると言え  
513 るだろう。なお、**Figure 9d** では、領域 g の活動が他と比べて著しく活発であるた  
514 め、この活動の特徴だけを反映しないよう除いて PDD を描いているが、普通の $b$ 値  
515 の PDD よりもかなり高い値にピークを持つ分布となることは変わらない。

516

#### 517 § 4.2.2. 日本全国の地震活動の異常な $b$ 値（領域 B）

518 領域 B の $b$ 値についても時間変化を見てみると、低 $b$ 値領域では、2011 年東北沖地  
519 震後に活動が増加した領域が多い (**Fig. 9e**)。本震前に解析可能な $N$ 個以上の地震が  
520 発生していた領域では、以前から変わらず低 $b$ 値の活動領域であることが分かる。  
521 この中で領域 R は、陸域（領域 A）の領域 g と重なっているが、 $M_{th} = 1.95$  で見た領  
522 域 g では高 $b$ 値だったのに対して $M_{th} = 3.45$  で見た領域 R では低 $b$ 値になっている。  
523 これは、領域 g が高 $\eta$ 値であること (**Fig. 7c**) と整合的であり、GR 則から逸脱する  
524 何らかの特徴的な規模が存在することを示唆している。**Figure 9e** の PDD において  
525 も領域 R の活動を除いて描いている。一方、高 $b$ 値領域は、東北沖地震後に活動が活  
526 発化したところがほとんどである (**Fig. 9f**)。ここでも、解析期間が 2011 年 3 月か  
527 ら前に伸びている場合に見られる非常に低い $b$ 値は、**Figure S5** に示したような $M_c$ の  
528 推定が困難な場合にあたり、 $b$ 値が過小に推定されている可能性がある。僅かにあ  
529 る東北沖地震前の解析期間をみると、陸に近い領域 m では普通の分布と同程度かや  
530 や低めの $b$ 値であり、はるか沖合の領域 p では高 $b$ 値であった。

531 **Figure 7b** に緑線で示した、東北沖地震時の大すべり領域（モデルによるすべりの  
532 地表面投影水平成分が 10 m 以上の領域） [Suito et al. 2012] と比べると、高 $b$ 値領域  
533 （赤）は大すべり域の深部延長及び浅部延長に、低 $b$ 値領域（青）は震源域内部も  
534 しくは走向方向延長に分布しており、空間的な対応関係が示唆される。先行研究で  
535 は、 $b$ 値と差応力の間関係が室内実験及び広域の観測から指摘されており [Scholz  
536 1968; 2015], この関係が、 $b$ 値とプレート間すべり欠損レート [Nanjo & Yoshida

Hirose, F., Maeda, K., Fujita, K., and Kobayashi, A. Simulation of great earthquakes along the Nankai Trough. *Earth Planets Space* 74, 131 (2022). <https://doi.org/10.1186/s40623-022-01689-0>の簡易和訳版

527 [2018] や発震機構解との関係 [Schorlemmer et al. 2005] に現れているとの報告があ  
528 る。本解析においても、これらの影響を反映した $b$ 値の変化を捉えている可能性が  
529 考えられる。

530 そこでここでは、今回の解析結果と直接比較可能な観測成果として、相似地震カ  
531 タログに基づくプレート間の平均すべり速度 [Igarashi 2020] 及び断層すべり角と  
532 の比較を行った。Igarashi [2020]では、中央日本で 1981 年～2019 年、日本全国で  
533 2001 年～2019 年の、相似地震カタログ及び小繰り返し地震の網羅的なカタログを構  
534 築し、それらから推定されるプレート間の平均すべり速度の空間分布にほとんど差  
535 がないことを示している。ここでは、相似地震カタログを用いて、地震活動の解析  
536 に用いた空間グリッド内での平均すべり速度を推定した。すべり速度の推定手法は、  
537 Igarashi [2010, 2020]とほぼ同様である。同一空間グリッド内の相似地震系列全てに  
538 ついて平均すべり速度の平均値をとって平均すべり速度とした。すべり速度を推定  
539 するための期間は、2000 年以前最後の地震（もしくはそれがなければ 2000 年以降  
540 最初の地震）から最後の相似地震発生時点までとした。Nadeau & Johnson [1998]に  
541 よる相似地震の規模とすべり量の経験的な関係式を用いて推定した。解析期間には、  
542 東北沖地震とその余効変動も含むため、定常的ではないすべりも多く含まれること  
543 に留意されたい。

544 **Figure 10a** では、推定した平均すべり速度の対数に対して、同一空間グリッドで  
545 推定された $b$ 値をプロットしている。ここでは、異なる $l$ と $N$ の組み合わせで行った  
546 解析結果を全てまとめて示している。色の濃いシンボルは解析震源個数 $N$ に対する  
547 相似地震数 $n_{\text{similarEQ}}$ の割合が高い、すなわちプレート間地震を多く含む活動を示し  
548 ている。これらのプロットに着目すると、 $b$ 値が平均すべり速度と正の相関を持っ  
549 ていることが分かる。同様に、Nanjo & Yoshida [2018]は南海トラフにおける $b$ 値と  
550 すべり欠損レートとの負の相関を指摘している。ただし、 $b$ 値とすべり欠損レート  
551 との線形を指摘した先行研究 [Nanjo & Yoshida 2018] と異なり、今回の解析ではお  
552 そらく東北沖地震の余効変動も含むために平均すべり量がかなり大きい場合もある  
553 ため、 $b$ 値は平均すべり速度の対数と線形に相関しているように見える。そのよう  
554 な違いはあるが、これらの結果は $b$ 値とプレート間カップリングとの関係で定性的  
555 に整合している。本解析では、主な活動は日本海溝沿いと言えるが、プレート間に  
556 おいては固着の弱い領域で高 $b$ 値、固着の強い領域で低 $b$ 値の傾向があり、それらの

557 うち顕著なものが統計的に異常な $b$ 値として抽出されているといえる。相似地震の  
558 無い地震（プレート内地震）活動の $b$ 値の多くは、平均すべり速度とのはっきりと  
559 した相関はない。

560  $b$ 値との対応関係が期待されるもう一つの要素である断層すべり角については、F-  
561 net カタログ [Kubo et al. 2002] から $b$ 値推定に用いた時空間領域内の全ての震源を  
562 抽出し、すべり角が $-90$ 度 $\sim 90$ 度である節面での値を用いた。 $-90$ 度付近は正断層型、  
563  $0$ 度付近は横ずれ断層型、 $90$ 度付近は逆断層型を示す。Figure 11a は、北緯  $34.5$  度  
564 以北の高 $b$ 値領域、低 $b$ 値領域および普通の $b$ 値分布の領域それぞれにおいて抽出さ  
565 れたすべり角の PDD を示す。緯度範囲は、火山活動に伴う地震が多数含まれる伊豆  
566 諸島 (Fig. 7b の領域 R) 付近を避け、高 $b$ 値領域と低 $b$ 値領域の地域差が明瞭な活動  
567 を含むように設定した。 $l$ と $N$ の組み合わせ毎にプロットしているが、傾向はこれら  
568 の設定によらない。Figure 11a からは、低 $b$ 値領域（青）では正断層の割合が小さく  
569 逆断層がほとんどであること、高 $b$ 値領域（赤）では、逆に逆断層の割合が少なく、  
570 正断層が比較的多いことが分かる。この結果は、Schorlemmer et al. [2005]による逆  
571 断層地震の $b$ 値が低く、正断層地震の $b$ 値が高いという関係と整合的である。プレー  
572 ト間の逆断層地震については、発震機構解だけでなくすべり速度にも関係すること  
573 は上述の通りである。それ以外のプレート内地震については、発震機構解の差をも  
574 たらす応力場に対応しているという従来の考え方と矛盾しない結果が得られている。  
575

#### 576 § 4.2.3. 異常な $\eta$ 値

577 異常な $\eta$ 値域は、異常な $b$ 値域の近くに多くあるように見える (Fig. 7a-d)。  
578 Figure 12 には、データ数の最も多い $N = 50, l = 0.4^\circ$ の場合について、 $b$ 値と $\eta$ 値の関  
579 係を、高 $b$ 値領域、低 $b$ 値領域、普通の $b$ 値領域それぞれにおける高 $\eta$ 値領域、低 $\eta$ 値  
580 領域、普通の $\eta$ 値領域の割合を示した。この図からは、領域毎の $b$ 値と $\eta$ 値の特徴に  
581 は明瞭な関係性は見られない。陸域（領域 A）の高 $b$ 値領域 g (Fig. 7a) が明瞭な高  
582  $\eta$ 値領域でもあるように、特徴的な規模別分布を持つ活動では $\eta$ 値にも異常が見られ  
583 ることもあるが、そのような異常はおそらく地域的な特徴を反映しており、系統的  
584 な関係性は見えないのだろう。

585 Figure 13 には、 $b$ 値と $\eta$ 値の対応関係を示している。 $b$ 値や $\eta$ 値の異常な領域の値  
586 （紫点）をみると、領域 g の地域性を反映した高 $b$ 値・高 $\eta$ 値のような相関（右肩上

587 りのプロット)が見られる (**Fig. 13a**). しかしこのような地域性の影響の可能性  
588 を除いた普通の活動領域のプロット (緑点)を見れば, これらの指標値は無相関と  
589 みて良いであろう. 普通の $b$ 値と普通の $\eta$ 値の相関係数は, 領域 A で 0.02, 領域 B で  
590 0.11 であり, 有意な相関がないことを示唆している.

591  $b$ 値の異なる特徴を持った活動をまとめてみることで GR 則から逸脱してみえるこ  
592 とは度々指摘されることである [e.g., Wiemer & Wyss 2000]. しかしながら, 真の $b$   
593 値をあらかじめ知ることは困難であるため, モニタリングの観点からは,  $b$ 値や $\eta$ 値  
594 のような複数の指標値から観測された地震の情報をありのままに扱うことが一つの  
595 方法であろう. 特に,  $b$ 値と $\eta$ 値は基本的には無相関であることが分かったので, そ  
596 れらを同時にモニタリングすることで, 異常検知の確度向上が期待できる.

597  $\eta$ 値変化の要因は見出せていないが,  $b$ 値と同様に, プレート間すべり速度やすべ  
598 り角に代表される発震機構解の差を見ることは意味があるかもしれない. **Figure**  
599 **10b** には, プレート間平均すべり速度と $\eta$ 値の関係を示している. この図から系統的  
600 な対応関係を見出すことは困難であるが, 平均すべり速度が 400 mm/yr を超える非  
601 常に速い領域 (東北沖地震後の余効すべりが大きかった領域) では,  $\eta$ 値が特に低  
602 いことが分かる. これらの場所では $b$ 値が大きく (**Fig. 10a**), 小規模地震に対して大  
603 規模地震の発生数が非常に少ない状態になっているといえる. 似たような観測結果  
604 として, サンアンドレアス断層沿いのクリープ速度と規模別頻度分布の形を比較し  
605 た Vorobieva et al. [2016]では, クリープ速度が速くなるほど上に凸の傾向が強くな  
606 る様子を見ることができる. 一つの解釈として, プレート間の相対運動に比べて十分  
607 に速い速度ですべっているような場所の周辺では, 広範囲で応力を蓄積しないうち  
608 に局所的な応力集中により小規模な地震が多発し, 相対的に大きな地震が発生しに  
609 くいと考えることができるかもしれない.

610 高 $\eta$ 値領域, 低 $\eta$ 値領域, 普通の $\eta$ 値分布の領域におけるすべり角の頻度分布を示  
611 した **Figure 11b** からは, 低 $\eta$ 値領域 (青) では逆断層型の地震の割合が非常に多い  
612 ことが分かる. とはいえ, 逆断層型であっても高 $\eta$ 値領域 (赤) に含まれるものも  
613 多くあり, 単純な関係性は見出せなかった. 正断層型の地震については, 高 $\eta$ 値領  
614 域に含まれることが比較的多いようである.

615



#### 616 § 4.3. 普通の地震活動の指標値の確率密度分布

##### 617 § 4.3.1. 普通の $b$ 値に共通する時間変化

618 今回の解析により、他の大多数の領域と指標値の PDD に有意な差がない領域の活  
619 動を抽出することができた。この中には、全国的に共通するような指標値の時間変  
620 化が含まれ得る。唯一系統的な依存性が見出せた例として、ここでは普通の $b$ 値領  
621 域における $b$ 値と地震発生間隔との関係を強調しておく。

622  $b$ 値は解析震源個数 $N$ の平均的な性質であるため、同じように平均的な地震発生間  
623 隔の特徴を表す指標として、 $D$ 値の解析に用いた $\min T_{N/4}$ を使用した。 $b$ 値と $\min T_{N/4}$   
624 の関係を **Figure 14** に示す。領域 A の結果 (**Fig. 14a**) からは、 $b$ 値が全体的に  
625  $\min T_{N/4}$ とともに増加している様子が分かる。その傾きは、 $\min T_{N/4}$ が大きくなるに  
626 つれて小さくなり、 $10^7$  秒でほぼ一定、 $10^8$  秒付近でやや減少傾向がみられる。  
627  $\min T_{N/4}$ は、活発な余震で小さく、余震の減衰とともに増加していく。したがって、  
628 この $b$ 値と $\min T_{N/4}$ の関係は、本震直後の活発な余震で $b$ 値が小さく、その後、余震  
629 の減衰と共に $b$ 値が増加する領域 A の大規模地震の震源域周辺における $b$ 値の時間変  
630 化 (**Fig. 9a, b**) とも整合的である。これらの大規模地震の活発な余震では発生間隔  
631 が短い活動が多く、低 $b$ 値となることが多い (**Fig. 9a**)。一方、発生間隔がそれほど  
632 短くない領域は高 $b$ 値領域として抽出されている (**Fig. 9b**)。領域 B の結果 (**Fig. 14b**)  
633 にも横軸が  $10^4 \sim 10^7$  秒程度の範囲で $b$ 値と $\min T_{N/4}$ に同様の正の相関を見ることがで  
634 きる。 $\min T_{N/4}$ が  $10^4$  秒より小さい時の比較的高い $b$ 値は、低 $b$ 値の不足によるのかも  
635 しれない。 $\min T_{N/4}$ が  $10^7$  秒を越え、年オーダーの長期間になると、 $b$ 値と $\min T_{N/4}$ の  
636 関係が逆相関に転じる。領域 B にだけ含まれる沈み込み帯では、陸域 (領域 A) の  
637 活断層に比べれば短い時間間隔で大規模地震が発生している。**Figure 14a, b** の傾き  
638 の変化は、余震の減衰から次の大規模地震の準備過程 (応力蓄積) への移行に要す  
639 る期間と関係しているのかもしれない。ここで得られた $b$ 値と $\min T_{N/4}$ の関係の物理  
640 的な解釈や、陸域 (領域 A) と海域 (領域 B) の結果の違いは、大変興味深い問題  
641 であるが、本論文の趣旨からは外れるため、これ以上の詳細な検討は今後の課題と  
642 したい。

643  $b$ 値と $\min T_{N/4}$ の関係についても、やはり発生時間間隔が短いほど検知漏れしやす  
644 いのではないかという懸念がある。実際、特に領域 A の $\min T_{N/4}$ が非常に小さいとこ  
645 ろでは、 $b$ 値が極端に小さいものがある。数は少ないものの、検知漏れをしたデー



646 タ ( $M_c > M_{th}$ ) の解析が含まれている可能性がある。このため、 $b^+$  値 ( $M_{min} =$   
647  $M_{th} - 0.5, m_{th} = 0.2$ ) についても同様に  $\min T_{N/4}$  との関係を確認した (**Fig. S7**)。  
648 **Figure 14** と同様に、 $b^+$  値と  $\min T_{N/4}$  には弱い正の相関が示され、 $b$  値の発生時間間隔  
649 依存性が支持される (ただし、領域 A (**Fig. S7a**) については 300 秒未満、領域 B  
650 (**Fig. S7b**) については  $10^7$  秒以上を除く)。なお、領域 A で非常に小さな  $\min T_{N/4}$  の  
651 ときにみられる規模別頻度分布が上に凸のケースでは、地震の検知力が低いと  $b^+$  値  
652 は大きくなるだろう。

653

#### 654 § 4.3.2. 指標値 ( $b, \eta, D$ ) の普通の分布

655 日本全国過去約 20 年間の地震活動から得られた各指標値の普通の PDD は、地震  
656 活動の標準的な性質を表すものとして応用が期待できる。例えば、今後の地震活動  
657 をモニタリングし、異常を検知しようとするとき、このようにして標準化した指標  
658 値の PDD を、異常度を定量化するための基準とすることが素直な方法であろう。

659 今回の解析では、有限なデータからできるだけ網羅的な解析を行うために、解析  
660 空間領域のサイズ  $l$  ( $0.2^\circ, 0.4^\circ$ ) 及び解析震源個数  $N$  (50, 100) それぞれについて 2  
661 パターン、さらに各  $l, N$  の組合せについて、独立な (非重複な) 震源の抽出の仕方 8  
662 パターンの解析を行った。その結果として、独立なデータから推定され、統計検定  
663 に用いられる 8 個の普通の PDD が各  $l, N$  の組合せについて得られた (**Figs. 15–17**)。

664 これらの PDD は、 $N$  に依存するものの  $l$  には依らず、解析結果の数 (領域 A の  $N =$   
665  $50, l = 0.4^\circ$  の場合に最大、領域 B の  $N = 100, l = 0.2^\circ$  の場合に最小) に応じたバラツ  
666 キを持っていることが分かる。したがって、これらの指標を通して見ている規模別  
667 頻度分布や、潮汐応答に関わる地震発生のタイミングは、場所や空間スケールに依  
668 らず一定の性質を持っており、単に解析個数  $N$  に応じた指標値のバラツキを持って  
669 いるとしてこれらの結果を統一的に説明できる可能性がある。このような特徴をモ  
670 デル化することができれば、異常検知への適用を考える上で有用であろう。

671 そこで、以下の節では、規模別頻度分布や潮汐相関について今回得られた普通の  
672  $b$  値、 $\eta$  値、 $D$  値の PDD を説明する比較的シンプルなモデルを提示する。

673

674 § 4.4. 観測された典型的な確率密度分布を説明する簡単なモデル

675 § 4.4.1. 規模別頻度分布

676 普通の $b$ 値（これは式(2)から求まる値で、 $M = M_{th}$ 付近での規模別頻度分布の傾き  
677 に対応する値）の確率密度分布（PDD）は、 $b$ 値一定の GR 則から期待される分布  
678 （Fig. 15 の黒破線）と大きく変わらない。これは、解析対象とした震源の大部分で  
679 真の $b$ 値の変動幅はそれほど広くない（領域 A では $\pm 0.1$ 、領域 B では $\pm 0.2$ も変動す  
680 ることは稀）ことが分かる。一方、普通の $\eta$ 値の分布（Fig. 16）は、GR 則から期待  
681 される分布（黒破線）よりも低 $\eta$ 値側にシフトしていて、上に凸の規模別頻度分布  
682 を持つことが分かる。この $\eta$ 値の分布が示すのは、しばしばモデル化される大規模  
683 側の GR 則からの逸脱 [e.g., Hirose et al. 2019b] ではなくむしろ、低規模側から少  
684 しずつ傾きを増す規模別頻度分布の形状である。

685 このような規模別頻度分布の凸形状を少ないパラメータで表現するモデルとして、  
686 Lomnitz-Adlar & Lomnitz [1979] の式（以下、L-L 式と呼ぶ）がある。ある規模 $M$ 以上  
687 の地震の数を以下のように表現する。

688 
$$\log N(M) = A - c \exp(HM) \quad (7)$$

689 ここで $A, c, H$ は正のパラメータである。この式の導出に至る物理的な背景はここで  
690 は考慮しておらず、採用の理由は、単に観測を説明する関数系として適していると  
691 いうことだけである。この式では、規模別頻度分布の傾きは $M$ と $H$ の両方に応じて  
692 変化するので、観測した $b$ 値との比較には、 $M = M_{th}$ での傾き $b'(M_{th})$ を用いて変形し  
693 ておくと都合がよい。すなわち

694 
$$\log N(M) = A - \frac{b'(M_{th})}{H} \exp(H \cdot (M - M_{th})) \quad (8)$$

695 
$$b'(M_{th}) = \frac{d \log N}{dM} (M = M_{th}) = cH \exp(HM_{th}) \quad (9)$$

696 式(8), (9)では、 $b'(M_{th})$ と $H$ が観測した $b$ 値と $\eta$ 値にそれぞれ対応する。本解析結果か  
697 ら、 $b$ 値は狭い範囲で変動していると考えられるため、 $b'(M_{th})$ は正規分布と仮定さ  
698 れる。また、 $\eta$ 値の観測結果及び GR 則が概ね成り立っているという一般的な観測事  
699 実から、 $H$ は正の小さな値でわずかに変動するものと考えられる。このため、ここ  
700 では対数正規分布を仮定する。このとき $b'$ と $H$ の確率密度関数は、以下のように表  
701 される。

$$f(b') = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{b'}^2}} \exp\left(-\frac{(b' - \mu_{b'})^2}{2\sigma_{b'}^2}\right) \quad (10)$$

$$f(H) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_H^2}} \exp\left(-\frac{(\ln H - \mu_H)^2}{2\sigma_H^2}\right) \quad (11)$$

ここで、 $\mu_{b'}$ と $\sigma_{b'}$ はそれぞれ $b'$ の平均値と標準偏差、 $\mu_H$ と $\sigma_H$ は $\ln H$ の平均値と標準偏差である。

ここでは、 $\mu_{b'}$ 、 $\sigma_{b'}$ 、 $\mu_H$ 、 $\sigma_H$ の組合せを変えながら、組合せ毎に、式(9)から期待される $N$ 個の $M$ 系列の生成、 $b$ 値及び $\eta$ 値の推定を3万回繰り返し、それらの確率密度分布が、観測された $b$ 値及び $\eta$ 値のPDDに良くfitする組合せを探索した。fittingの良さは、各binの観測値のばらつきを観測誤差と捉え、その分散の逆数で重み付けした最小二乗法で求めた。すなわち、 $k$ 番目のbinの推定値を $g_k$ 、観測値を $y_{kn}$ 、 $k(=1, 2, \dots, K)$ として、各bin(確率密度が0でないbinをすべて含む)に含まれる観測値の数を $n(=1, 2, \dots, 8)$ とし、以下を最小にする組合せを求めた。

$$S_w = \frac{1}{K} \sum_k \frac{1}{8} \sum_n \frac{(g_k - y_{kn})^2}{\sigma_k} \quad (12)$$

ここで、 $\sigma_k$ は各bin内での $y_{kn}$ 分散である。

結果として得られたパラメータ周辺のグリッドサーチの結果をFigure 18に示す。パラメータ値にはやや幅があるが、概ねユニークに値が求まり、領域A( $M_{th} = 1.95$ )では、 $\mu_{b'} = 0.875$ 、 $\sigma_{b'} = 0.09$ 、 $\mu_H = -2.7$ 、 $\sigma_H = 0.2$ 、領域B( $M_{th} = 3.45$ )では、 $\mu_{b'} = 0.75$ 、 $\sigma_{b'} = 0.105$ 、 $\mu_H = -1.35$ 、 $\sigma_H = 0.75$ となる。Figures 15, 16には、これらのパラメータを用いて推定される3万個の $b$ 値及び $\eta$ 値のPDDを黒線で示している。観測と同程度の数の $b$ 値及び $\eta$ 値のPDDを1万回生成したうちの90%が収まる範囲を灰色バーで示している。式(9)–(11)と推定されたパラメータ値を用いた結果が観測値をよく説明できていることが確認できる。

上記のモデルは、 $b$ 値及び $\eta$ 値という2つの指標を用いて表した規模別頻度分布の特徴を再現するものであり、規模別頻度分布自体が本当にL-L式(式(7))でよく表されているかどうかを保証するものではない。しかし、提案したモデルにより生成されたすべての $M$ の累積頻度分布は、観測された規模別頻度分布の全体像と整合的であり(Fig. 19)、全体を統一した式で表す場合にはL-L式を用いることはよい選択だろう。Figure 19に示されるように、個別の活動が上に凸の形状をしていたとし

729 ても、その形状の揺らぎを考慮して足し合わせると、ほぼ GR 則で表される直線状  
730 の頻度分布が再現されることも強調しておきたい。

731

#### 732 § 4.4.2. 潮汐相関

733 前述のとおり、地震活動が潮汐応答と無相関の場合、 $D$ 値の確率密度分布 (PDD)  
734 は式(5)のように表される。実際に得られた $D$ 値の PDD は、異常な PDD を持つ活動  
735 を除いたとしても (Fig. 17), 全体的に式(5)から期待されるよりも大きめである。  
736 ここでは、この少しだけ大きな $D$ 値が、地震の続発性を考慮することで説明可能で  
737 あることを示す。

738 今回の解析では、 $\min T_{N/4} < 21,600$ 秒の条件で、潮汐周期に対して短い期間にま  
739 とまっている地震活動を除いた (すなわち余震の影響による高 $D$ 値の活動をあらかじめ  
740 じめ除いた)。しかし、数個の地震が続発する影響は、上記の条件では考慮できてい  
741 ない。大森・宇津則が示すように、余震の発生確率は先行地震の直後が最も高く、  
742 実際にいくつかの地震が立て続けに観測されることはしばしばある。

743 このような続発地震の影響を考慮するために、観測した $N$ 個の地震の一部 $N' = rN$   
744 ( $0 < r \leq 1$ )が潮汐とは無相関に、潮汐周期よりも十分長い間隔で発生しているとし、  
745 残りの $N - N'$ 個が先行地震と続発 (潮汐周期よりも十分短い時間間隔で発生) して  
746 いると仮定する。この時、式(4)のように $N'$ 個の $D$ 値は以下のように表される。

$$747 \quad D' = \text{sqrt} \left\{ \left( \sum_{j=1}^{N'} \cos \theta_j \right)^2 + \left( \sum_{j=1}^{N'} \sin \theta_j \right)^2 \right\} \quad (13)$$

748 ここで、 $\theta_j$  ( $j = 1, 2, \dots, N'$ )は $j$ 番目の地震の潮汐位相角である。 $D$ 値の PDD は、以下  
749 のように近似される。

$$750 \quad f(D') = \frac{2D'}{N'} \exp \left( -\frac{D'^2}{N'} \right) \quad (14)$$

751 残りの $N - N'$ 個はいずれかの地震と続発している (すなわち先行地震と位相角がほ  
752 ぼ等しい) とすると、式(5)で推定される $D$ 値の期待値 $E[D]$ と、式(14)で推定される  
753  $D'$ 値の期待値 $E[D']$ の関係は、 $E[D] = \int_0^\infty D f(D) dD \approx E[D']/r = \int_0^\infty D' f(D') dD' / r$ で近  
754 似できる。以下の $D$ 値の PDD がこの関係を満たす。

$$755 \quad f(D) \approx \frac{2rD}{N} \exp \left( -\frac{rD^2}{N} \right) \quad (15)$$

756 すなわち、続発を考慮するとき、 $D$ 値のPDDは、 $r$ が小さい（続発地震が多い）ほど  
757 式(5)よりも幅広のレイリー分布で表される。

758 ここでは、式(15)から期待される $N$ 個の $D$ 値の生成を3万回繰り返し、 $D$ 値のPDD  
759 が観測と合うように式(12)の $S_w$ を小さくするよう $r$ を探索した。ここで、 $g_k$ はシミュ  
760 レーションで得られた $D$ 値のPDDから取得され、 $y_{kn}$ は観測された $D$ 値のPDD  
761 (**Figure 17**のカラーシンボル)から取得される。ただし、 $k$ は観測された $D$ 値の確  
762 率密度が0でないbinの番号である。

763 結果として得られたパラメータ周辺のグリッドサーチ結果を**Figure 20**に示す。領  
764 域Aでは $r = 0.67$ 、領域Bでは $r = 0.71$ と推定されるが、領域Aでは0.6–0.7、領域  
765 Bでは0.65–0.8程度の幅の中では大差ない。**Figure 17**には、これらのパラメータ  
766 ( $r = 0.67$ ,  $r = 0.71$ )を用いて推定される3万個の $D$ 値のPDDを黒線で、観測と同  
767 程度の数の $D$ 値のPDDを1万回生成したうちの90%が収まる範囲を灰バーで示して  
768 おり、これらが観測値をよく説明できていることが確認できる。ただし、 $N = 50$ の  
769 データに対してはモデルによるPDDはやや幅広であり、厳密には $N$ の値によってモ  
770 デルを変えた方が良くもしい。しかし、観測結果の誤差範囲を考えれば、  
771  $N = 50$ – $100$ 程度では、同一のモデルでも十分な近似であろう。

772 上記の $r$ の推定結果は、 $\min T_{N/4} \geq 21,600$ 秒を満たす地震群のうち潮汐周期よりも  
773 短い期間で続発する地震が、領域Aでは3–4割程度、領域Bでは2–3割程度発生し  
774 ていることを意味する。**Figure 21**には、普通の $D$ 値領域、高 $D$ 値領域、低 $D$ 値領域そ  
775 れぞれにおける、直前地震との発生時間差が3時間未満（主な潮汐周期12時間の  
776 1/4以下）の $N$ に占める割合の平均を示す。普通の $D$ 値領域の値（領域Aで0.3、領域  
777 Bで0.2）は上記のモデルから得られた値と整合的である。領域Aでは、 $N = 50$ の場  
778 合は $N = 100$ の場合よりも続発地震の割合が低く、これが、両者をまとめてモデル  
779 化した場合に $N = 50$ の場合にやや広めのPDDが得られた理由と考えられる。さらに、  
780 高 $D$ 値領域では低 $D$ 値領域に比べて続発地震の割合が高い。したがって、 $D$ 値のPDD  
781 は基本的に続発地震の占める割合に依存しており、その大小によるPDDの若干の変  
782 化が、 $D$ 値の異常として現れていると理解することができる。

783 今回の解析では、潮汐相関を見出すことはできなかった。しかしながら、もしも  
784 本当の潮汐相関が現れれば、ここで得られた普通の $D$ 値のPDDを基準とすることに  
785 より、 $D$ 値の異常として検出することが可能なはずである。ただしその場合には、



786 潮汐周期よりも短い期間での続発地震に極端な増減がないか、留意することが必要  
787 であろう。逆に、 $D$ 値はそのような短い期間での続発地震の増減を把握するための  
788 指標として有用である可能性も指摘しておきたい。

789 最後に、 $D$ 値と $b$ 値または $\eta$ 値との関係を示す (Fig. 22)。 $b$ 値にも地震発生時間間  
790 隔への弱い依存性が見られるため (Fig. 14)、 $b$ 値と $D$ 値の間にはごく弱い負の相関  
791 が認められるかもしれない。しかしながら、Figure 22 のどのプロットにおいても明  
792 瞭な相関は見られない。これには、 $D$ 値の解析において、地震発生間隔が全体的に  
793 明らかに短い活動 ( $\min T_{N/4} < 21,600$ 秒) を予め除外していることが影響している  
794 だろう。このため、これら 3 つの指標値は、少なくともここで定義した通常の活動  
795 においては、独立であるとして扱って問題ないだろう。

796

## 797 § 5. 結論

798 過去約 20 年間の日本全国の地震活動を対象とし、規模別頻度分布及び体積歪の潮  
799 汐応答との相関を表すパラメータを指標値として、その分布が周囲の大部分と区別  
800 できない場合は“普通”の地震活動、それ以外を“異常”な地震活動として抽出した。

801 規模別頻度分布には地域の特徴があった。明らかに異常な活動として認識される  
802 顕著地震の余震活動のほか、先行研究で指摘されている流体の関与、プレート間の  
803 すべり速度や発震機構解に対応した $b$ 値の変動と整合的である。これらの結果は、  
804 普通とは異なる PDD を持つ異常な活動をうまく抽出できていることが分かる。さら  
805 に、解析領域全体にわたって $b$ 値と時間的な地震の密集度に弱い相関を見つけた。  
806 普通の地震活動の規模別頻度分布は全体的に上に凸の傾向を持ち、この傾向は海域  
807 の地震活動で顕著である。これらの規模別頻度分布の特徴は、L-L 式によりかなり  
808 良く説明される。多数の地震活動をまとめてみて初めて共通の性質として見出され  
809 るこれらの特徴を調べ、物理的な背景を解明するとともに、モデルを高度化してい  
810 くことは今後の課題である。

811 普通の地震活動と体積歪の潮汐応答の間には有意な相関は見出せず、相関度を表  
812 すパラメータ ( $D$ 値) の PDD は、潮汐周期に対して短い時間間隔で発生する地震活  
813 動を適切に考慮することにより良く説明される。

814 過去のデータから得られた普通の指標値の PDD や、これらに基づくモデルを基準  
815 とすることにより、今後発生する地震活動についてもここで行った統計的な手法に

Hirose, F., Maeda, K., Fujita, K., and Kobayashi, A. Simulation of great earthquakes along the Nankai Trough. *Earth Planets Space* 74, 131 (2022). <https://doi.org/10.1186/s40623-022-01689-0>の簡易和訳版

816 よりその異常度を定量化することが可能であり，地震活動の監視への適用が期待さ  
817 れる．この統計的な手法は，規模別頻度分布や潮汐相関に限らず，同一の特徴を持  
818 つ活動に対して一定の分布を取る指標値であれば適用可能である．より多角的な解  
819 析により，複雑な地震活動の理解を深めることが可能となるだろう．

820

## 821 謝辞

822 気象研の「地震と津波の監視・予測に関する研究」のプロジェクトメンバーから  
823 有益なコメントをいただきました．気象庁から震源カタログを，防災科研からモー  
824 メントテンソルカタログをご提供いただきました．匿名の査読者 2 名からは，本論  
825 文を改訂するにあたり有益なコメントをいただきました．本研究は文部科学省によ  
826 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）」の支援を受けま  
827 した．ここに記して感謝します．

828

Hirose, F., Maeda, K., Fujita, K., and Kobayashi, A. Simulation of great earthquakes along the Nankai Trough. *Earth Planets Space* 74, 131 (2022). <https://doi.org/10.1186/s40623-022-01689-0> の簡易和訳版

829 文献

- 830 Aki K (1981) A probabilistic synthesis of precursory phenomena. *Earthquake prediction:*  
831 *an international review* (eds. D. W. Simpson and P. G. Richards), Maurice Ewing  
832 *Series 4:566-574*, AGU. doi:10.1029/ME004p0566
- 833 Brunner E, Munzel U (2000) The nonparametric Behrens-Fisher problem: Asymptotic  
834 *theory and a small-sample approximation*. *Biometrical J* 42(1):17-25.  
835 doi:10.1002/(SICI)1521-4036(200001)42:1<17::AID-BIMJ17>3.0.CO;2-U
- 836 Gutenberg B, Richter C (1944) Frequency of earthquakes in California. *Bull Seismol Soc*  
837 *Am* 34:185-188. doi:10.1785/BSSA0340040185
- 838 Hirose F, Maeda K (2017) Deviation from G-R law before great earthquakes and  
839 *recommendation for earthquake forecast models based on that feature* (in Japanese  
840 *with English abstract*). *J Seismol Soc Jpn* 70:21-40. doi:10.4294/zisin.70.21
- 841 Hirose F, Maeda K, Kamigaichi O (2019a) Tidal forcing of interplate earthquakes along  
842 *the Tonga-Kermadec Trench*. *J Geophys Res Solid Earth* 124(10):10498-10521.  
843 doi:10.1029/2019JB018088
- 844 Hirose F, Maeda K, Yoshida Y (2019b) Maximum magnitude of subduction earthquakes  
845 *along the Japan-Kuril-Kamchatka trench estimated from seismic moment*  
846 *conservation*. *Geophys J Int* 219(3):1590-1612. doi:10.1093/gji/ggz381
- 847 Hodges JL (1958) The significance probability of the Smirnov two-sample test. *Ark Mat*  
848 3(5):469-486. doi:10.1007/BF02589501
- 849 Igarashi T (2010) Spatial changes of inter-plate coupling inferred from sequences of small  
850 *repeating earthquakes in Japan*. *Geophys Res Lett* 37(20).  
851 doi:10.1029/2010GL044609
- 852 Igarashi T (2020) Catalog of small repeating earthquakes for the Japanese Islands. *Earth*  
853 *Planet Space* 72:1-8. doi:10.1186/s40623-020-01205-2
- 854 Kubo A, Fukuyama E, Kawai H, Nonomura K (2002) NIED seismic moment tensor  
855 *catalogue for regional earthquakes around Japan: quality test and application*.  
856 *Tectonophysics* 356 (1-3):23-48. doi:10.1016/S0040-1951(02)00375-X
- 857 Kumazawa T, Ogata Y, Kimura K, Maeda K, Kobayashi A (2016) Background rates of  
858 *swarm earthquakes that are synchronized with volumetric strain changes*. *Earth Planet*

Hirose, F., Maeda, K., Fujita, K., and Kobayashi, A. Simulation of great earthquakes along the Nankai Trough. *Earth Planets Space* 74, 131 (2022). <https://doi.org/10.1186/s40623-022-01689-0> の簡易和訳版

- 859        Sci Lett 442:51-60. doi:10.1016/j.epsl.2016.02.049
- 860    Kumazawa T, Ogata Y, Tsuruoka H (2017) Measuring seismicity diversity and anomalies  
861        using point process models: Case studies before and after the 2016 Kumamoto  
862        earthquakes in Kyushu, Japan. *Earth Planet Space* 69(1):1-22. doi:10.1186/s40623-  
863        017-0756-6
- 864    Lomnitz-Adler J, Lomnitz C (1979) A modified form of the Gutenberg-Richter magnitude-  
865        frequency relation. *Bull Seismol Soc Am* 69(4):1209-1214.  
866        doi:10.1785/BSSA0690041209
- 867    Mignan A, Woessner J (2012) Estimating the magnitude of completeness for earthquake  
868        catalogs. *Community Online Resource for Statistical Seismicity Analysis*:1-45.  
869        doi:10.5078/corssa-00180805
- 870    Nadeau RM, Johnson LR (1998) Seismological studies at Parkfield VI: Moment release  
871        rates and estimates of source parameters for small repeating earthquakes. *Bull Seismol*  
872        *Soc Am* 88(3):790-814. doi:10.1785/BSSA0880030790
- 873    Nanjo KZ, Yoshida A (2018) A b map implying the first eastern rupture of the Nankai  
874        Trough earthquakes. *Nat Commun* 9(1):1-7. doi:10.1038/s41467-018-03514-3
- 875    Nanjo KZ, Ishibe T, Tsuruoka H, Schorlemmer D, Ishigaki Y, Hirata N (2010) Analysis of  
876        the completeness magnitude and seismic network coverage of Japan. *Bull Seismol Soc*  
877        *Am* 100(6):3261-3268. doi:10.1785/0120100077
- 878    Nanjo KZ, Tsuruoka H, Hirata N, Jordan TH (2011) Overview of the first earthquake  
879        forecast testing experiment in Japan. *Earth Planet Space* 63(3):159-169.  
880        doi:10.5047/eps.2010.10.003
- 881    Neubert K, Brunner E (2007) A studentized permutation test for the non-parametric  
882        Behrens-Fisher problem. *Comput Stat Data Anal* 51(10):5192-5204.  
883        doi:10.1016/j.csda.2006.05.024
- 884    Ogata Y (1988) Statistical models for earthquake occurrences and residual analysis for  
885        point processes. *J Am Stat Assoc* 83(401):9-27. doi:10.1023/A:1003403601725
- 886    Ogata Y, Yamashina, K (1986) Unbiased estimate for b-value of magnitude frequency.  
887        *Journal of Physics of the Earth* 34(2):187-194. doi:10.4294/jpe1952.34.187
- 888    Ogata Y, Zhuang J (2006) Space-time ETAS models and an improved extension.

Hirose, F., Maeda, K., Fujita, K., and Kobayashi, A. Simulation of great earthquakes along the Nankai Trough. *Earth Planets Space* 74, 131 (2022). <https://doi.org/10.1186/s40623-022-01689-0> の簡易和訳版

- 889 Tectonophysics 413(1-2):13-23. doi:10.1016/j.tecto.2005.10.016
- 890 Ozawa S, Yarai H, Kobayashi T (2019) Recovery of the recurrence interval of Boso slow  
891 slip events in Japan. *Earth Planet Space* 71(1):1-8. doi:10.1186/s40623-019-1058-y
- 892 Scholz CH (1968) The frequency-magnitude relation of microfracturing in rock and its  
893 relation to earthquakes. *Bull Seismol Soc Am* 58(1):399-415.  
894 doi:10.1785/BSSA0580010399
- 895 Scholz CH (2015) On the stress dependence of the earthquake b value. *Geophys Res Lett*  
896 42(5):1399-1402. doi:10.1002/2014GL062863
- 897 Scholz CH (2019) *The mechanics of earthquakes and faulting*. Cambridge university press.  
898 doi:10.1017/9781316681473
- 899 Schorlemmer D, Wiemer S, Wyss M (2005) Variations in earthquake-size distribution  
900 across different stress regimes. *Nature* 437(7058):539-542. doi:10.1038/nature04094
- 901 Schuster A (1897) On lunar and solar periodicities of earthquakes. *Proc R Soc Lond*  
902 61:455-465.
- 903 Shi Y, Bolt BA (1982) The standard error of the magnitude-frequency b value. *Bull Seismol*  
904 *Soc Am* 72(5):1677-1687. doi:10.1785/BSSA0720051677
- 905 Suito H, Nishimura T, Kobayashi T, Ozawa S, Tobita M, Imakiire T (2012) Co- and post-  
906 seismic deformation and fault model of the 2011 off the Pacific coast of Tohoku  
907 Earthquake. *J Seismol Soc Jpn* 65:95-121. doi:10.4294/zisin.65.95 (in Japanese with  
908 English abstract)
- 909 Tanaka S, Ohtake M, Sato H (2002) Evidence for tidal triggering of earthquakes as revealed  
910 from statistical analysis of global data. *J Geophys Res Solid Earth* 107(B10):2211.  
911 doi:10.1029/2001JB001577
- 912 Tanaka S, Ohtake M, Sato H (2004) Tidal triggering of earthquakes in Japan related to the  
913 regional tectonic stress. *Earth Planet Space* 56 (5):511-515. doi:10.1186/BF03352510
- 914 Toda S, Stein RS, Sagiya T (2002) Evidence from the AD 2000 Izu islands earthquake  
915 swarm that stressing rate governs seismicity. *Nature* 419(6902):58-61.  
916 doi:10.1038/nature00997
- 917 Tsuruoka H, Ohtake M, Sato H (1995) Statistical test of the tidal triggering of earthquakes:  
918 contribution of the ocean tide loading effect. *Geophys J Int* 122(1):183-194.



Hirose, F., Maeda, K., Fujita, K., and Kobayashi, A. Simulation of great earthquakes along the Nankai Trough. *Earth Planets Space* 74, 131 (2022). <https://doi.org/10.1186/s40623-022-01689-0> の簡易和訳版

- 919       doi:10.1111/j.1365-246X.1995.tb03546.x
- 920   Utsu T (1978) Estimation of parameters in formulas for frequency magnitude relation of  
921       earthquake occurrence: In cases involving a parameter  $c$  for the maximum magnitude.  
922       *J Seismol Soc Jpn* 31:367-382. doi:10.4294/zisin1948.31.4\_367 (in Japanese with  
923       English abstract)
- 924   Utsu T, Ogata Y, Matsu'ura RS (1995) The centenary of the Omori formula for a decay law  
925       of aftershock activity. *J Phys Earth* 43:1-33. doi:10.4294/jpe1952.43.1
- 926   van der Elst NJ (2021) B-positive: A robust estimator of aftershock magnitude distribution  
927       in transiently incomplete catalogs. *J Geophys Res Solid Earth* 126 (2):e2020JB021027.  
928       doi:10.1029/2020JB021027
- 929   Vorobieva I, Shebalin P, Narteau C (2016) Break of slope in earthquake size distribution  
930       and creep rate along the San Andreas Fault system. *Geophys Res Lett* 43(13):6869-  
931       6875. doi:10.1002/2016GL069636
- 932   Wang W, Shearer PM (2015) No clear evidence for localized tidal periodicities in  
933       earthquakes in the central Japan region. *J Geophys Res Solid Earth* 120(9):6317-6328.  
934       doi:10.1002/2015JB011937
- 935   Wiemer S, Wyss M (2000) Minimum magnitude of completeness in earthquake catalogs:  
936       Examples from Alaska, the western United States, and Japan. *Bull Seismol Soc Am*  
937       90(4):859-869. doi:10.1785/0119990114
- 938   Wyss M, Toya Y (2000) Is background seismicity produced at a stationary Poissonian rate?  
939       *Bull Seismol Soc Am* 90(5):1174-1187. doi:10.1785/0119990158
- 940   Woessner J, Wiemer S (2005) Assessing the quality of earthquake catalogues: Estimating  
941       the magnitude of completeness and its uncertainty. *Bull Seismol Soc Am* 95(2):684-  
942       698. doi:10.1785/0120040007
- 943   Yoshida A, Hosono K, Takayama H, Kobayashi A, Maeda K (2011) Seismic and geodetic  
944       evidence for the existence of hot materials beneath the Wakayama swarm activity,  
945       southwestern               Japan.               *Tectonophysics*               510(1-2):124-131.  
946       doi:10.1016/j.tecto.2011.06.023
- 947   Yoshida K, Hasegawa A, Yoshida T, Matsuzawa T (2019) Heterogeneities in stress and  
948       strength in Tohoku and its relationship with earthquake sequences triggered by the

Hirose, F., Maeda, K., Fujita, K., and Kobayashi, A. Simulation of great earthquakes along the Nankai Trough. *Earth Planets Space* 74, 131 (2022). <https://doi.org/10.1186/s40623-022-01689-0> の簡易和訳版

949            2011 M9 Tohoku-Oki earthquake. *Pure Appl Geophys* 176(3):1335-1355.

950            doi:10.1007/s00024-018-2073-9

951

952 **Figure Captions**

953 **Figure 1.** 解析対象とした震央分布（赤点）と矩形領域  $l = 0.2^\circ$ （CSEP-japan に準拠し  
954 て  $0.1$  度間隔）の中心（青十字）。 $l = 0.4^\circ$  の場合は単純に緯度・経度ともに半分  
955 に間引いた点を矩形領域の中心（ $0.2$  度間隔）とした。（a）陸域（領域 A）。（b）  
956 全域（領域 B）。

957

958 **Figure 2.**  $N$  で規格化した  $D$  値と  $\min T_{N/4}$  の関係。（a）領域 A。（b）領域 B。縦破線は  
959  $21,600$  秒（6 時間）を示す。

960

961 **Figure 3.**  $M_c$  の推定に用いる  $M$  の下限  $M_z$  を固定したときの、GR 則を仮定した場合に  
962 期待される  $M_c$  の累積頻度分布。それぞれの  $b$  値及び  $N$  について、乱数を用いて  
963  $10,000$  回ずつ  $M$  系列データを生成し、MAXC 法（ブートストラップによる  $1,000$   
964 回リサンプリングの結果の平均）により  $M_c$  を推定した。

965

966 **Figure 4.**  $l = 0.4^\circ$ ,  $N = 50$  の場合の  $M_c$  に対する  $b$  値及び  $\eta$  値のプロット。横軸に沿っ  
967 て幅  $0.05$  の bin に入る各指標値の中央値を、90 及び 10 パーセントイルのバーと  
968 共に示している。縦点線は  $M_c = M_{th}$  に対応する。

969

970 **Figure 5.** 各指標値の確率密度分布。凡例内の角かっこ中の数字は推定された指標値  
971 の数。（a）–（d）の黒線は  $b = 0.9$  で一定の GR 則から期待される分布。（e）（f）の黒線  
972 は潮汐応答が無相関の場合に期待される分布。

973

974 **Figure 6.** 比較検定の結果得られた  $p$  値の累積分布。単一指標値の結果も含む全体の  
975 結果を黒、KS 検定、BM 検定の個別の結果をそれぞれ紫、橙で示している。

976

977 **Figure 7.** 各指標についての  $f_{lp}$  の空間分布。顕著な地震（領域 A は  $M \geq 6.1$ , 領域 B は  
978  $M \geq 7.0$ ）の震央もプロットしている。図(b, d, f)の緑線は、東北沖地震時の  $10$  m  
979 すべり分布の地表面投影 [Suito et al. 2012] である。矢印で示した低  $p$  値（赤・  
980 青）の領域の活動については、本文中で議論する。

981

982 **Figure 8.**  $M \geq M_{\min}$  の地震を用いて推定した  $b^+$  の平均と,  $M_{\min} = M_{\text{ref}}$  の場合の  $b^+$  の  
983 平均との差.  $b$  値一定の GR 則から期待される結果もまた示されてる.

984

985 **Figure 9.**  $N = 50, l = 0.4^\circ$  の場合の異常が見られた低  $p$  値領域における  $b$  値の時間変化  
986 と確率密度分布. 水平バーは解析期間 (1 番目の地震から  $N$  番目の地震まで) を  
987 示す. 領域 A の顕著地震に関係すると思われる (a) 低  $b$  値領域, (b) 高  $b$  値領域.  
988 領域 A の定常的に (c) 低  $b$  値領域, (d) 高  $b$  値領域. 領域 B の (e) 低  $b$  値領域, (f) 高  
989  $b$  値領域. 図 (a) と (b) では, (凡例に示す) 顕著地震からの経過時間に対する時間  
990 変化を示している. 左パネルは地震前の変化 (横軸は地震発生までの時間), 中  
991 パネルは地震後の変化 (横軸は地震発生後の経過時間). 右パネルの凡例内の角  
992 括弧内の数字は推定した指標値の数. 領域は **Figure 7** の矢印で示した領域と対  
993 応. 図 (c) の矢印は領域 L 付近 (房総半島沖) で SSE が検出された時期. 図 (d) と  
994 (e) の右パネルの PDD は, それぞれ領域 g と R (伊豆諸島) の活動を除いている.

995

996 **Figure 10.** (a)  $b$  値及び (b)  $\eta$  値と同一空間グリッドで推定した平均すべり速度との関  
997 係.  $N$  と  $l$  の全組み合わせを一緒に示している. 赤系は高  $b$  値または高  $\eta$  値領域,  
998 青系は低  $b$  値または低  $\eta$  値領域, 緑系は普通の分布の領域での推定結果で, 解析  
999 震源個数  $N$  に対する相似地震の割合が 0.5 以上のものを強調して示している.

1000

1001 **Figure 11.** 地震のすべり角の確率密度分布. (a)  $b$  値, (b)  $\eta$  値. 赤, 青, 緑はそれぞ  
1002 れ高, 低, 普通の指標値と対応.

1003

1004 **Figure 12.**  $N = 50, l = 0.4^\circ$  の場合の, 高・低・普通の  $b$  値領域それぞれにおける高・  
1005 低・普通の  $\eta$  値領域の割合. (a) 領域 A, (b) 領域 B.

1006

1007 **Figure 13.**  $N = 50, l = 0.4^\circ$  の場合の  $b$  値対  $\eta$  値. (a) 領域 A, (b) 領域 B. 両指標値が普  
1008 通の領域の活動を緑で, それ以外を紫で示している.

1009

1010 **Figure 14.** 普通の  $b$  値分布を持つ領域での  $b$  値と  $\min T_{N/4}$  の関係. 四角は横軸の値の  
1011 0.5 倍から 2 倍の範囲における中央値, 縦バーは 90, 10 パーセントイルを表す.

1012 (a) 領域 A, (b) 領域 B.

1013

1014 **Figure 15.** 普通の  $b$  値の確率密度分布.  $N$  と  $l$  の組合せ毎の独立なデータの取り方 8 パ  
1015 ターンを全て示している. 同じ色の同じ記号からなる開いた記号と閉じた記号  
1016 は, 同じ空間グリッドであるがイベント数窓が半分ずれていることを意味する.  
1017 黒実線及び灰バーは, 本文に示すモデルにより期待される PDD とそのばらつき.  
1018 黒破線は  $b = 0.9$  で一定の GR 則から期待される PDD. 領域 A の (a)  $N = 50$ , (b)  
1019  $N = 100$ , 領域 B の (c)  $N = 50$ , (d)  $N = 100$ .

1020

1021 **Figure 16.** Figure 15 と同様. ただし,  $\eta$  値.

1022

1023 **Figure 17.** Figure 15 と同様. ただし,  $D$  値. 黒破線は潮汐との相関がない場合に期待  
1024 される PDD.

1025

1026 **Figure 18.** 規模別頻度分布を表す L-L 式 (式(7)) のパラメータ分布に関するパラメ  
1027 ータのグリッドサーチ結果. 寒色系ほど fitting が良い. (a) 領域 A の  $\mu_{b'}$  と  $\sigma_{b'}$  の  
1028 グリッドサーチ結果.  $\mu_H = -2.7$  と  $\sigma_H = 0.2$  は固定. (b) 領域 A の  $\mu_H$  と  $\sigma_H$  のグリ  
1029 ッドサーチ結果.  $\mu_{b'} = 0.875$  と  $\sigma_{b'} = 0.09$  は固定. (c) 領域 B の  $\mu_{b'}$  と  $\sigma_{b'}$  のグリッ  
1030 ドサーチ結果.  $\mu_H = -1.3$  と  $\sigma_H = 0.75$  は固定. (d) 領域 B の  $\mu_H$  と  $\sigma_H$  のグリッドサ  
1031 ーチ結果.  $\mu_{b'} = 0.75$  と  $\sigma_{b'} = 0.105$  は固定.

1032

1033 **Figure 19.** ベストフィットパラメータを用いた L-L 式により期待される規模別頻度  
1034 分布と観測された規模別頻度分布の比較. 観測値としては,  $N$  と  $l$  の組合せ毎に  
1035 普通の  $b$  値と普通の  $\eta$  値の PDD に対応する  $M$  データをそれぞれまとめて用いた.  
1036 (a) 領域 A, (b) 領域 B.

1037

1038 **Figure 20.**  $D$  値の分布に関するパラメータ  $r$  のグリッドサーチ結果.

1039

1040 **Figure 21.** 普通・高・低  $D$  値領域それぞれにおける 3 時間未満の続発数の  $N$  に占める  
1041 割合. (a) 領域 A, (b) 領域 B.



1042

1043 **Figure 22.**  $N = 50, l = 0.4^\circ$ の場合の、 $D$ 値と $b$ 値または $\eta$ 値との関係。両軸の指標値分

1044 布が普通の領域の活動を緑で、それ以外を紫で示している。

1045

1046

1047 **Table Captions**

1048 **Table 1.** 規模や地震数に関連した記号

記号	最初に登場する節	説明
$M$	2.2.1	地震の規模
$M_c$	2.2.1	解析窓内で全地震が検知されていると考えられる下限規模
$M_i$	2.2.1	$N$ 個のうち $i$ 番目の地震の規模
$M_{\min}$	4.1	$b^+$ を推定するために用いた下限規模
$M_{\text{ref}}$	4.1	$b^+$ の基準値 (Fig. 8) を計算するための下限規模
$M_{\text{th}}$	2.2.1	各指標値を推定するために用いた下限規模 (領域 A は 1.95, 領域 B は 3.45)
$M_z$	2.3	MAXC を推定するために用いた規模範囲の下限
$m$	4.1	各地震とそれに先行する地震の規模差
$m_i$	4.1	解析窓内の $i$ 番目と $i-1$ 番目の規模差
$m_{\text{th}}$	4.1	式(6)で $b^+$ を推定するために用いた $m$ の下限を表す任意の正の定数 (本研究では 0.2 に設定)
$N$	2.2.1	各指標値を推定するために用いた $M \geq M_{\text{th}}$ を満たすイベント数
$N'$	4.4.2	$N$ 個のイベントのうち、潮汐周期よりも十分に長く潮

Hirose, F., Maeda, K., Fujita, K., and Kobayashi, A. Simulation of great earthquakes along the Nankai Trough. *Earth Planets Space* 74, 131 (2022). <https://doi.org/10.1186/s40623-022-01689-0> の簡易和訳版

		汐と相関を持たない地震数
$N_{th}$	4.1	解析窓内で $M \geq M_{min}$ と $m \geq m_{th}$ を満たす地震数
$n_{all}$	3.2	同一の領域中心座標において統計検定で推定された $p$ 値の数
$n_j$	Appendix 2	BM 検定が適用された $j$ 番目 ( $j = 1, 2$ ) の標本の数
$n_{similarEQ}$	4.2.2	解析窓内の相似地震の数
$n_1, n_2$	Appendix 1	KS 検定と BM 検定が適用された標本の数

1049

1050

1051 補遺

1052 **A1. Kolmogorov-Smirnov test**

1053 2 標本 Kolmogorov-Smirnov test [e.g., Hodges 1957] は、2 組の標本の母集団の確  
 1054 率密度分布が等しいことを帰無仮説とする検定手法である。統計検定量  $D_{n_1, n_2} =$   
 1055  $\sup_x |F_{n_1}(x) - G_{n_2}(x)|$  を用いる。ここで、 $F_{n_1}(x)$  と  $G_{n_2}(x)$  はそれぞれの標本の経験的  
 1056 累積分布関数で、それぞれの標本が  $x$  以下の値を取る頻度を表す。 $\sup_x$  は  $x$  の上限関  
 1057 数である。帰無仮説の下では、 $D_{n_1, n_2}$  は、標本の分布に依らず、各標本のサイズ  
 1058  $n_1, n_2$  に応じた分布を持つ。このとき  $D_{n_1, n_2}$  が得られる確率を  $p_{KS}$  として算出する。計  
 1059 算は、各標本の累積確率分布から  $D_{n_1, n_2}$  を推定し、その値と  $n_1, n_2$  の値を用いて  
 1060 Hodges [1957] が示す Direct Computation によって行った。

1061

1062 **A2. Brunner-Munzel test**

1063 Brunner-Munzel test [Brunner & Munzel 2000] は、2 組の標本から一つずつ値を取  
 1064 り出したとき、どちらが大きい確率も等しい (0.5) ことを帰無仮説とする検定手法  
 1065 である。統計検定量として、 $W_{n_1+n_2}^{BF} = \frac{1}{\sqrt{n_1+n_2}} \cdot \frac{\bar{R}_2 - \bar{R}_1}{\hat{\sigma}_{n_1+n_2}}$  を用いる。ここで、 $\bar{R}_j =$   
 1066  $n_j^{-1} \sum_{k=1}^{n_j} R_{jk}$  ( $j = 1, 2$ ) は、2 組の標本全体における各標本の標本順位  $R_{jk}$  の平均として  
 1067 推定される。また、 $\hat{\sigma}_{n_1+n_2} = N \cdot [\hat{\sigma}_1^2/n_1 + \hat{\sigma}_2^2/n_2]$  であり、ここで  $\hat{\sigma}_j^2 = S_j^2/(N - n_j)^2$  は、  
 1068  $R_{jk}$  と各標本内での順位  $R_{jk}^{(i)}$  との差の分散  $S_j$  から推定される。

1069 2 つの標本のサンプルサイズ  $n_1, n_2$  がどちらも大きくなると (およそ 50 程度)、帰  
 1070 無仮説の下での  $W_{n_1+n_2}^{BF}$  の分布は標準正規分布に漸近するが、小標本の場合には正確  
 1071 ではない。Brunner & Munzel [2000] は、小標本 ( $n_1, n_2 \geq 10$ ) の場合のより良い近似  
 1072 として、 $W_{n_1+n_2}^{BF}$  を以下の自由度  $\hat{f}$  の  $t$  分布  $t_{\hat{f}}$  で検定することを提案している。

1073 
$$\hat{f} = \frac{(\sum_{j=1}^2 \hat{\sigma}_j^2/n_j)^2}{\sum_{j=1}^2 (\hat{\sigma}_j^2/n_j)^2/(n_j - 1)} \quad (\text{A1})$$

1074  $\hat{f} \rightarrow \infty$  で  $t_{\hat{f}}$  分布は標準正規分布に収束するため、この近似は漸近的に正しい。今回  
 1075 の解析では、ほとんどの場合、ターゲットとなる一つの空間領域で得られた指標値  
 1076 の数が小さいため、 $t_{\hat{f}}$  分布に基づく検定を行った。ただし、どちらか一方のサンプ  
 1077 ルサイズが極小 ( $n_j < 10$ ) の場合には、一般的なノンパラメトリックモデルでの単  
 1078 純で正確な近似は期待できない [Brunner & Munzel 2000]。このような場合には、  
 1079  $W_{n_1+n_2}^{BF}$  への並べ替え検定の適用が有効であることが報告されている [Neubert &

Hirose, F., Maeda, K., Fujita, K., and Kobayashi, A. Simulation of great earthquakes along the Nankai Trough. *Earth Planets Space* 74, 131 (2022). <https://doi.org/10.1186/s40623-022-01689-0>の簡易和訳版

1080 Brunner 2007]. 今回の解析では、ターゲットとなる一つの空間領域で得られた指標  
1081 値の数が大きく、すべての組合せを計算すると莫大な計算コストがかかるため、  
1082 bootstrap 法による 300 の組合せを用いて検定を行った。帰無仮説の下で観察された  
1083 2 組の標本が得られる確率を  $p_{BM}$  と定義する。  
1084