

背景地震活動の地球潮汐相関情報に基づく地震予測 モデルの効率：トンガ・ケルマディック海溝沿いのプ レート境界型地震に対して

気象研究所地震津波研究部* 弘瀬冬樹

気象庁地震火山部** 前田憲二

気象業務支援センター*** 上垣内修

Efficiency of earthquake forecast models based on earth tidal correlation with
background seismicity along the Tonga–Kermadec trench

HIROSE Fuyuki

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

MAEDA Kenji

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

KAMIGAICHI Osamu

*** Japan Meteorological Business Support Center, To-nen Bld., 3-17 Kanda-Nishikicho,
Chiyoda-ku, Tokyo, 101-0054, Japan

* 〒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

** 〒105-8431 東京都港区虎ノ門 3-6-9 気象庁地震火山部

*** 〒101-0054 東京都千代田区神田錦町 3-17 東ネンビル 気象業務支援センター

1

Abstract

2 地球潮汐と背景地震活動との相関関係は、大地震前に強く、後に弱くなる
3 ことが示唆されている。しかし、先行研究では、この相関関係は個々の大地震後に
4 のみ遡及的に分析されてきた。したがって、(i) 将来の大地震に先立ってそのような
5 変動が期待されるかどうか、(ii) 地震間期における潮汐相関の強さ、については依
6 然として不明である。そこで我々は、1977年～2020年12月31日に M_w 7クラスの
7 地震が頻繁に発生したトンガ・ケルマディック海溝沿いのプレート間大地震に先行
8 して、潮汐相関の有意な時間変動が存在するかどうかを回顧的に調査した。潮汐相
9 関値自体とその変化率を閾値として、潮汐相関の時間変化に基づく予測モデルを
10 Molchan ダイアグラムで評価した。 $M_w \geq 7.0$ をターゲットとした場合、本モデルは
11 ランダム予測と同程度であった。 $M_w \geq 6.5, 6.0, 5.5$ をターゲットとした場合、予測モ
12 デルは場合によってはランダム予測よりも優れたパフォーマンスを示したが、最良
13 の予測であっても確率利得は約 1.7 だった。したがって、本モデルだけでは、少な
14 くともこの領域では予測の実用性は乏しい。これらの結果は、潮汐相関の変化はト
15 ンガ・ケルマディック海溝沿い大地震の信頼できる指標ではないことを示唆してい
16 る。

17

18 **Keywords:** 地球潮汐, Schuster 検定, p 値, トンガ・ケルマディック海溝, Molchan
19 ダイアグラム, 確率利得

20

Keypoints

- 22 ● トンガ・ケルマディック海溝沿いプレート間大地震前に、地球潮汐と背景地震
23 活動との相関が強まるかどうかを調査した。
- 24 ● さまざまな条件下で、大地震直前に潮汐相関の時間的変化の有意な前兆はほと
25 んど見つからなかった。
- 26 ● 潮汐相関のみに基づく地震予測モデルは、トンガ・ケルマディック海溝沿いの
27 プレート間大地震には有効ではない。

28

29 §1. はじめに

30 地震活動と潮汐との相関を調べる場合、Schuster 検定 [Schuster, 1897] がよく用
31 いられる [例えば, Tsuruoka et al., 1995; Emter, 1997]. 指標となる p 値 (詳しい定義
32 は第3章を参照) が小さいほど、地震活動と潮汐との相関が高いことを意味する。
33 Tanaka [2012] は、2011年東北地方太平洋沖地震 (M_w 9.0) 前に震源域周辺で p 値が
34 低下し、本震後に増加することを指摘した。これと同様な p 値の時空間変化が、2004
35 年スマトラ沖地震 (M_w 9.0) とその大きめの余震 (M_w 8.5, M_w 8.6) [Tanaka, 2010]
36 や1982年12月南トンガ地震 (M_w 7.5) [Tanaka et al., 2002b] でも指摘されている。
37 さらに、 p 値の低下継続期間と本震規模とに正の相関があることも指摘されている
38 [Tanaka, 2012]. このような特性から、 p 値は地震予測の有効なツールの可能性が
39 あると期待されている。しかしながら、この手の研究は、ある特定の大地震後に回
40 顧的に解析をした結果のみが報告される傾向にあり、別の大地震前にも p 値の低下
41 が現れる現象なのかどうか、通常時には p 値の低下が現れないのかどうかについて
42 は漠としている。

43 一方、 p 値の時空間変化と大地震との対応に否定的な報告もある [例えば, Heaton,
44 1982; Wang and Shearer, 2015]. Wang and Shearer [2015] は、東北沖で発生した M 3.0
45 以上の膨大なデータを解析し、2011年東北地方太平洋沖地震前に現れた低 p 値
46 [Tanaka, 2012] は、時空間グリッドの取り方に結果が左右されるため偶然の可能性
47 があると指摘した。

48 トンガ・ケルマディック海溝沿いは世界でも有数の地震多発帯である。先行研究
49 [Tanaka et al., 2002b] で前兆的 p 値変化が指摘された1982年12月地震 (M_w 7.5)
50 の他にも M_w 7を超える大地震がしばしば発生し、地震データが蓄積されてきた (Fig.
51 1). 我々の先の研究 [Hirose et al., 2019] では、過去40年間 (1977–2016年) にト
52 ンガ・ケルマディック海溝沿いで発生したプレート境界型地震 (M_w 5.5以上) と潮
53 汐との関係を調査し、潮汐法線応力が地震それ自体のトリガーに寄与している可能
54 性を示したが、大地震前の前兆的な p 値の時間変化には注目しなかった。

55 そこで本研究では、過去44年間にトンガ・ケルマディック海溝沿いで発生したプ
56 レート境界型地震の潮汐位相角データを用いて、ある規模以上の地震前に前兆的な
57 p 値の時間変化が現れるかどうかについて Molchan ダイアグラム [Molchan, 1997]
58 を用いて回顧的に調査した。

59

60 §2. データ

61 **Fig. 1** で示すように、本解析では、GCMT 解のデータ [Dziewonski et al., 1981;
62 Ekström et al., 2012] を用いて、トンガ・ケルマディック海溝沿いのプレート境界型
63 地震 729 個（走向 150–230°, すべり角 55–125°, 深さ 70 km 以浅, 1977–2020 年 12
64 月 31 日, $M_w \geq 5.5$, 南緯 15–35°）を抽出し、それぞれの地震の発生時刻における潮
65 汐法線応力 ($\Delta\sigma$) の潮汐位相角データを用いた。先行研究 [Tanaka et al., 2002b; Hirose
66 et al., 2019] によって、この地域の地震活動は $\Delta\sigma$ 依存性を持つことが示唆されてい
67 るためである。

68

69 §3. 解析手法

70 §3.1. 理論潮汐応力

71 震源断層面上における理論潮汐応力は TidalStrain.2

72 [<https://mri-2.mri-jma.go.jp/owncloud/s/tjqx7HfK8bD3KQf>] を用いて計算した。

73 TidalStrain.2 は、震源断層面上における固体潮汐と海洋潮汐荷重効果をそれぞれ別の
74 ロジックで推定する。固体潮汐は、太陽と月の位置から直接推定された起潮力ポテ
75 ンシャルに静力学的な場で算出された波数 $n=2$ に対する固有関数を掛けて計算さ
76 れる [小沢, 1974; 中井, 1979]。一方、海洋潮汐荷重効果は、地表に鉛直点荷重を加
77 えた場合の任意の距離及び深さにおける変形に関するグリーン関数と、全球海洋潮
78 汐モデルとのコンボリューションによって計算される。海洋潮汐モデルは NAO.99b
79 [Matsumoto et al., 2000] と NAO.99L [Takanezawa et al., 2001] から成る計 21 分潮
80 を考慮する。地球モデルは PREM [Dziewonski and Anderson, 1981] を仮定し、(PREM
81 で海とされている深さ 3 km 未満に震源が決まった場合でもせん断歪を計算できる
82 ように、) 海洋層 (深さ 0–3.0 km) については、地殻物性 ($V_p = 5$ km/s, $V_s = 2.6$ km/s,
83 $\rho = 2.6$ g/cm³) で置換している (なお、本研究で用いたデータには深さ 10 km 未満の
84 イベントは発生していない)。固体潮汐及び海洋潮汐荷重効果それぞれについて、各
85 イベントの位置における歪テンソル 6 成分の時系列を算出し、両者を合算する。歪
86 テンソル 6 成分から震源における §2 で抽出した GCMT 解に基づいた断層面上にお
87 ける法線応力 ($\Delta\sigma$) の時系列を算出する。算出のサンプリング間隔は 3 分とした。
88 手法の詳細については、Hirose et al. [2019] を参照のこと。

89 先行研究 [Hirose et al., 2019] と同様に、理論潮汐法線応力の符号は断層すべりを
90 促進する向き（拡張）を正、抑制する向き（圧縮）を負とした。そして、潮汐位相
91 角は各時系列についてイベント前及び後の極小値の位相を -180° 及び 180° 、極小値間
92 の極大値の位相を 0° 、その間は等分割した位相と定義した。

93 **Fig. 1d** は、地震発生時における潮汐応力値と潮汐位相角の関係を示している。位
94 相角が $-90\sim 90^\circ$ の範囲であれば応力値は概ね正を示し、位相角が $-180\sim -90^\circ$ 及び
95 $90\sim 180^\circ$ の範囲であれば応力値は概ね負を示す。**Fig. 1e** は、潮汐位相角のヒストグラム
96 を示している。位相角 $-20\sim 0^\circ$ が突出しており、 M_w 5.5 以上の地震自体はこの区間で
97 発生しやすいことが見て取れる。

98 なお、TidalStrain.2 は TidalStrain [Hirose et al., 2019] の海洋潮汐荷重効果の算出
99 プログラムの軽微なバグを修正したものである。バグの詳細は TidalStrain.2 のマニ
100 ュアルを参照されたい。Hirose et al. [2019] が TidalStrain で計算した 661 個の地震に
101 ついて TidalStrain.2 で再計算したところ、潮汐法線応力の潮汐位相角が TidalStrain
102 と一致した地震は 598 個、 $\pm 1^\circ$ 差は 50 個、 $\pm 2^\circ$ 差は 13 個であった。

103

104 § 3.2. Schuster の p 値

105 地震が特定の潮汐位相角に偏って発生しているかどうかについては、以下の式で
106 示される p 値 [Schuster, 1897] で評価した。

$$107 \quad p = \exp\left(-\frac{D^2}{N}\right) \times 100 \quad (1)$$

$$108 \quad D = \sqrt{\left(\sum_{i=1}^N \cos\psi_i\right)^2 + \left(\sum_{i=1}^N \sin\psi_i\right)^2} \quad (2)$$

109 ここで、 N はイベント数、 ψ_i は i 番目のイベントの潮汐位相角である。式(1)はレイリ
110 ー分布の相補累積分布関数であり、2次元のランダムウォークによって歩幅 1 で N
111 ($N \geq 10$) 歩進んだ時に距離 D 以上となる確率に相当する。このとき、 N が 10 個以
112 上あれば式(1)の近似が十分とされている [Heaton, 1975]。統計学的には、 p 値は「イ
113 ベントが潮汐位相角に無関係に発生する」という帰無仮説を棄却する危険率を表す。
114 p 値は 0-100%の値をとり、 p 値が小さいほどイベント発生時の潮汐位相角の偏りが
115 顕著であることを示す。一般的には、 p 値が 5%以下 [Emter, 1997; Tanaka et al., 2002a,

Hirose, F., K. Maeda, and O. Kamigaichi (2022), Efficiency of earthquake forecast models based on earth tidal correlation with background seismicity along the Tonga-Kermadec trench, *Earth, Planets and Space*, 74, 10, doi:10.1186/s40623-021-01564-4. の簡易和訳版

116 2006] または 10%以下 [Tanaka et al., 2004] の場合に有意な相関があると判定され
117 るケースが多い. 全 729 個から成る p 値は 3.93%であり (Fig. 1e), 先行研究 [Hirose
118 et al., 2019] による指摘と同じく, 地震自体が潮汐によってトリガーされる傾向にあ
119 ることがわかる.

120 式(1), (2)から明らかのように, 潮汐位相角の相対ヒストグラムが同じ分布 (同じ
121 潮汐依存性) をしていたとしても, p 値は地震数に依存する [鶴岡・大竹, 2002].
122 そのため, p 値の時間変化を議論する際には時間窓を固定するのではなく, 個数窓
123 を固定した方が適切である. そこで, 個数窓を 30 個 (時間幅の中央値は 1.75 年),
124 40 個 (同 2.31 年), 50 個 (同 2.94 年) に固定し, 1 日サンプリングで p 値の時間変
125 化を推定した (Fig. 2). また, Fig. 3 には M_w 7.0 以上の地震前 1000 日間の p 値の変
126 化を示した. p 値は個数窓の右端にプロットしている. この p 値の時間変化に基づ
127 いて, ある閾値以上の p 値または p 値の時間変化が現れた場合に, その後一定のア
128 ラーム期間内にターゲットの地震が発生したかどうかを Molchan ダイアグラム
129 [Molchan, 1997] を用いて調査した.

130

131 § 3.3. Molchan's error diagram

132 p 値に基づく予測効率の評価には Molchan ダイアグラム [Molchan, 1997] を利用
133 した. Molchan ダイアグラムは 2 つのパラメータ—警報分率 τ (=全警報期間/全期
134 間=予知率/確率利得) と予測の見逃し率 ν (=見逃したターゲット数/全期間内
135 のターゲット数=1 - 予知率) —から成り, 無作為な予測との成績比較を視覚的に
136 行える. 理想的な予測は原点付近に点が打たれるケースであり, 最小のコスト ($\tau \rightarrow$
137 0) で最大の成功 ($\nu \rightarrow 0$) を意味する. なお, 予知率は「予測されたターゲット数
138 /全ターゲット数」, 確率利得は「アラーム時空間内のターゲット発生率/全時空間
139 内のターゲットの平均発生率」で, 1 以下だと無作為な予測と同程度か劣っている
140 ことを意味する. 予測誤差 $e(\tau, \nu) = \tau + \nu$ が小さいほど良いモデルであるため, Peirce
141 のスキルスコア SS_p [Peirce, 1884; Talbi et al., 2013] が最大となるパラメータの組み
142 合わせが最適モデルと判定される.

$$143 \quad SS_p = 1 - (\tau + \nu) \quad (3)$$

144

145 § 3.4. 無作為な予測の信頼区間

146 解析期間 T 中にターゲット地震が n 回発生する場（平均発生率 $\lambda = \frac{n}{T}$ ）において、
147 全アラーム期間 τT 中にターゲット地震が偶然 k 個以上ヒットする確率は以下の二項
148 分布で表せる。

149
$$\alpha = \sum_{i=k}^n [{}_n C_i \tau^i (1 - \tau)^{n-i}] \quad (4)$$

150 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 が 0.01 となる τ を
151 サーチすれば、無作為な予測による τ の 99% 信頼区間が決定できる。

152

153 § 3.5. 予測モデルのパラメータの組み合わせ

154 p 値の時間変化は、Fig. 2 に示す 3 通りの個数窓 (N_{win}) 30, 40, 50 個に基づくも
155 のとする。予測モデルの p 値の閾値としては、 p 値そのものだけでなく変化率も用
156 いた。 p 値そのものの閾値 (p_{th}) は 1, 2, ..., 100% 以下、 p 値の変化率の閾値 ($\Delta p_{\text{th}} =$
157 $\log_{10}(p_2/p_1)$) は -0.01, -0.02, ..., -1 以下とした。ここで、 p_1 は p_2 の T_f 日前の p 値であ
158 り、 T_f は 360, 720, 1080 日間の 3 通りとした。アラーム期間 (T_a) は 30, 180, 360 日
159 間、ターゲット地震は M_w 7.0, 6.5, 6.0, 5.5 以上とした。アラーム空間は、Fig. 1a で
160 示されたトンガ・ケルマディック海溝沿いの南緯 15–35° が暗黙のうちに仮定されて
161 いる。

162

163 § 4. 潮汐情報に基づく予測モデルの有効性

164 Fig. 4 は、 p 値そのものに基づく予測モデルの結果のうち、各ターゲット規模に対
165 して SS_p が最大のケースである。ターゲット規模が $M_w \geq 7.0$ の場合 (Fig. 4a)、 p 値
166 が 14% 以下となってから $T_a = 360$ 日間のアラームを出すという予測の成績が最も良
167 く、最大の SS_p は 0.30 である。しかし、ランダム予測の 99% 信頼区間の中であるた
168 め、有効な予測とは言い難い。菱形はランダム予測による最大 SS_p (0.32) であり、
169 青線はランダム予測による最大 SS_p と同値の境界線を示す。仮にランダム予測の 99%
170 信頼区間から外れたとしても (例えば、Fig. 4a の右下付近の点)、青線より上に位
171 置していた場合は、その予測の有効性は低いと判断すべきだろう。

172 ターゲット規模を M_w 6.5 以上とした場合 (Fig. 4b) も、最大 SS_p はランダム予測
173 の最大 SS_p よりも小さいため、有効な予測とは言えない。ターゲット規模を M_w 6.0,

Hirose, F., K. Maeda, and O. Kamigaichi (2022), Efficiency of earthquake forecast models based on earth tidal correlation with background seismicity along the Tonga-Kermadec trench, Earth, Planets and Space, 74, 10, doi:10.1186/s40623-021-01564-4. の簡易和訳版

174 5.5 以上とした場合 (Fig. 4c, d), 最大 SS_p はランダム予測の最大 SS_p よりも若干大き
175 い場合がある. しかし, その差は小さく, また, このときの p 値の閾値は 30%程度
176 以下であることから, 潮汐相関との関連性が低い情報に基づいた予測となっており,
177 地震活動と潮汐の相関性に基づいた予測とは言い難い.

178 Fig. 5 は, Fig. 4 と同様であるが, p 値の変化率に基づく予測モデルの結果である.
179 M_w 7.0 以上の予測の場合 (Fig. 5a), 最大 SS_p はランダム予測の最大 SS_p よりも小さい
180 ため, 有効な予測とは言えない. M_w 6.5, 6.0, 5.5 以上の予測の場合 (Fig. 5b-d), 最
181 大 SS_p はランダム予測の最大 SS_p よりもやや大きい. 全てのパラメータの組み合わせ
182 の中で最大 SS_p の差が一番大きなケースは Fig. 5b であり, これは「個数窓 30 個によ
183 る p 値変化 (Fig. 2 の青線) に基づいて, $T_f = 1080$ 日間 (約 3 年間) に Δp_{th} が -0.14
184 以下となってから $T_a = 30$ 日以内に M_w 6.5 以上の地震が発生する」という予測であ
185 る. このベストな予測であっても確率利得は 1.7 程度であり, 確率利得が 100 を優
186 に超える前震活動に基づく予測 [Nakatani, 2020; Hirose et al., 2021] の足元にも及ば
187 ない. また, このケースの警報分率 τ は 0.44 であることから解析期間のほぼ半分を
188 アラームが占める状況 (Fig. 2 の橙期間) であるため, 本モデル単独での実用性は
189 乏しいだろう.

190 以上をまとめると, 潮汐相関 p 値の情報に基づく予測は, 無作為な予測よりは若
191 干良い結果となるケースもあるが, ベストな予測でも確率利得は 1.7 程度であるた
192 め, 本モデル単独での実用性は乏しいだろう. このことは, ターゲット地震前に必
193 ずしも前兆的 p 値変化が現れるとは限らない, つまり背景地震の潮汐相関が必ずし
194 も高い状態にあるとはいえないことを示唆する.

195 なお, 潮汐せん断応力についても同様の解析を行ったところ, ベストな予測でも
196 確率利得は 1.4 であるため, 同様の結論に達した.

197

198 § 5. 議論と今後の課題

199 本解析領域以外に前兆的な p 値の時間変化が指摘されている地域は, スマトラ沖
200 [Tanaka, 2010] と東北地方太平洋沖 [Tanaka, 2012] である. ただし, スマトラ沖
201 地震 (M_w 9.0) については $1500 \text{ km} \times 500 \text{ km}$ の広域エリアでみられるのに対して,
202 東北沖地震 (M_w 9.0) については震源近傍の $200 \text{ km} \times 200 \text{ km}$ 程度の限られたエリア
203 でのみみられる. 同じ超巨大地震であっても前兆的な p 値変化が現れた領域の広さ

Hirose, F., K. Maeda, and O. Kamigaichi (2022), Efficiency of earthquake forecast models based on earth tidal correlation with background seismicity along the Tonga-Kermadec trench, Earth, Planets and Space, 74, 10, doi:10.1186/s40623-021-01564-4. の簡易和訳版

204 は異なっており、必ずしも広域にわたる前兆現象とはいえない可能性がある。実際、
205 東北地方太平洋沖の前兆的な p 値変化については、時空間グリッドの取り方に結果
206 が左右されるため偶然の可能性があるという指摘 [Wang and Shearer, 2015] もあり、
207 前兆的な地震活動と潮汐との相関の現れる領域は単純ではない。本解析では約 2000
208 km に及ぶトンガ-ケルマディック海溝沿い全域における地震活動と潮汐との相関
209 に基づいて調査を行なったが、今後領域を絞った地震活動と潮汐との相関に基づい
210 た調査を行う必要がある。

211 スマトラ沖や東北地方太平洋沖については潮汐法線応力よりも潮汐せん断応力が
212 支配的であると指摘されている [Tanaka, 2010; Tanaka, 2012]。一方、本解析領域で
213 は潮汐法線応力が支配的であり、他の地域に比べ見かけの摩擦係数が相対的に大き
214 いとの指摘もある [Tanaka et al., 2002b; Hirose et al., 2019]。潮汐法線応力に特に敏
215 感な地域とテクトニック背景に関する考察は、Hirose et al. [2019]を参照されたい。
216 プレート境界面における摩擦状態によって、前兆的 p 値変化の感度が異なるのかも
217 しれない。また、背景地震規模と予測対象規模の差は、スマトラ沖や東北地方太平
218 洋沖 (M_w 5.0 以上と M_w 8 後半~9 クラス) に比べると小さい (M_w 5.5 以上と M_w 7-
219 8)。このことにより、前兆的な p 値変化が見出せなかった可能性は残っている。よ
220 り小規模な背景地震を用いた調査は今後の課題である。

221 本研究対象領域では M_2 分潮が卓越している [Hirose et al., 2019] ため、約半日周
222 期の潮汐変動による p 値に基づいた予測モデルを検証したことになる。一方、Ide et
223 al. [2016]は、1976-2015 年に全世界で発生した M_w 5.5 以上の地震と約 15 日周期の大
224 潮との関係を調査した結果、 M_w 8.2 以上の巨大地震は大潮に近いタイミングで発生
225 していたこと、 M_w 8.2 未満だとその傾向はみえないことを報告した。本解析領域で
226 は M_w 8.2 以上の地震は発生しておらず (Fig. 1)、注目している周期帯が異なるため
227 彼らの結果の検証はしていない。

228 Scholz and Small [1997]は、南緯 26°付近の低調な地震活動の原因はルイビル海山
229 列の衝突による強固着であるとし、将来的に M_w 8 クラスの地震が発生する可能性
230 を指摘している。 p 値の推定には背景地震がある程度発生している必要があるため、
231 残念ながら、南緯 26°付近のような地震活動が低調な領域では p 値の情報による予
232 測が行えない。

233 Fig. 1e から、潮汐位相角-20-0°の頻度が突出し、背景地震の発生頻度は平均の約

Hirose, F., K. Maeda, and O. Kamigaichi (2022), Efficiency of earthquake forecast models based on earth tidal correlation with background seismicity along the Tonga-Kermadec trench, Earth, Planets and Space, 74, 10, doi:10.1186/s40623-021-01564-4. の簡易和訳版

234 1.5 倍 (= 8.09/5.55) であることがわかる。仮に、この潮汐位相角が $-20-0^{\circ}$ となる期
235 間に機械的にアラームを出すとする、警報分率 τ は 0.06 (= $20^{\circ}/360^{\circ}$) となる。こ
236 の位相角区間では過去に M_w 7 以上の地震は発生していない (Fig. 1d)。ターゲット
237 地震 M_w 6.5, 6.0, 5.5 以上のうち最も確率利得が高かったのは M_w 6.0 以上のケースの
238 1.6 で、見逃し率 ν は 0.91, SS_p は 0.03 だった。既に述べたように、ベストモデル (Fig.
239 5b) の確率利得は 1.7 である。これらの値は、確率利得が 100 を優に超える前震活
240 動に基づく予測 [Nakatani, 2020] に比べると小さい。前震活動や地震活動静穏化な
241 ど様々な前兆現象 [Nakatani, 2020] も考慮した包括的な予測モデル [Aki, 1981] が
242 必要である。

243

244 § 6. まとめ

245 Schuster の p 値を用いた地震予測モデルの有効性について、トンガ・ケルマディ
246 ック海溝沿いのプレート境界型地震を対象に Molchan ダイアグラムを用いて検定し
247 た。ターゲット規模が M_w 7.0 以上の場合については無作為な予測よりも有効とは言
248 えなかった。ターゲット規模が M_w 6.5, 6.0, 5.5 以上の場合については、無作為な予
249 測よりも成績が良くなるケースはあったものの、最大でも確率利得は 1.7 で予測効
250 率は低い。そのため、この地域全域における地震活動に対する p 値に基づいた予測
251 モデルは、そのモデル単独での地震発生予測の実用性は乏しいといえる。このこと
252 は、ターゲット地震前に必ずしも広域の背景地震の潮汐相関が高くなるとはいえな
253 いことを示唆する。

254

255 謝辞

256 本解析で用いた理論潮汐応力及び潮汐位相角データは、TidalStrain.2
257 [<https://mri-2.mri-jma.go.jp/owncloud/s/tjqx7HfK8bD3KQf>] を用いて計算しました。
258 地表のプレート境界データは Bird [2003] を使用しました。スラブの等深線データは
259 USGS [<https://www.sciencebase.gov/catalog/item/5aa318e1e4b0b1c392ea3f10>] から取得
260 しました。プレート収束速度の算出には UNAVCO [<https://www.unavco.org/>] の Plate
261 Motion Calculator を使用しました。図の作成には GMT [Wessel et al., 2013] を使用
262 しました。匿名の査読者 2 名には有益なコメントをいただきました。

263

Hirose, F., K. Maeda, and O. Kamigaichi (2022), Efficiency of earthquake forecast models based on earth tidal correlation with background seismicity along the Tonga-Kermadec trench, *Earth, Planets and Space*, 74, 10, doi:10.1186/s40623-021-01564-4. の簡易和訳版

264 文献

265 Aki, K., 1981, A probabilistic synthesis of precursory phenomena, *Earthquake Prediction*
266 (eds. D. W. Simpson and P. G. Richards), *Maurice Ewing Series*, 4, 566-574, AGU.

267 <https://doi.org/10.1029/ME004p0566>.

268 Bird, P., 2003, An updated digital model of plate boundaries, *Geochem. Geophys. Geosyst.*,
269 4, 1027, <https://doi.org/10.1029/2001GC000252>.

270 Dziewonski, A. M. and D. L. Anderson, 1981, Preliminary reference Earth model, *Phys.*
271 *Earth. Planet. Inter.*, 25, 297-356, [https://doi.org/10.1016/0031-9201\(81\)90046-7](https://doi.org/10.1016/0031-9201(81)90046-7).

272 Dziewonski, A. M., T.-A. Chou, and J. H. Woodhouse, 1981, Determination of earthquake
273 source parameters from waveform data for studies of global and regional seismicity, *J.*
274 *Geophys. Res.*, 86, 2825-2852, <https://doi.org/10.1029/JB086iB04p02825>.

275 Ekström, G., M. Nettles, and A. M. Dziewonski, 2012, The global CMT project 2004-2010:
276 Centroid-moment tensors for 13,017 earthquakes, *Phys. Earth Planet. Inter.*, 200-201,
277 1-9, <https://doi.org/10.1016/j.pepi.2012.04.002>.

278 Emter, D., 1997, Tidal triggering of earthquakes and volcanic events, in *Tidal Phenomena*,
279 *Lect. Notes Earth Sci.*, 66, edited by H. Wilhelm, W. Zürn, H. G. Wenzel, pp. 293-309,
280 Springer, Berlin, Heidelberg, <https://doi.org/10.1007/BFb0011468>.

281 Hayes, G., 2018, Slab2 - A comprehensive subduction zone geometry model: U.S.
282 Geological Survey data release, <https://doi.org/10.5066/F7PV6JNV>.

283 Heaton, T. H., 1975, Tidal triggering of earthquakes, *Geophys. J. R. astr. Soc.*, 43, 307-326,
284 <https://doi.org/10.1111/j.1365-246X.1975.tb00637.x>.

285 Heaton, T. H., 1982, Tidal triggering of earthquakes, *Bull. Seism. Soc. Am.*, 72, 2181-2200,
286 <https://doi.org/10.1785/BSSA07206A2181>.

287 Hirose, F., K. Maeda, and O. Kamigaichi, 2019, Tidal Forcing of Interplate Earthquakes
288 Along the Tonga-Kermadec Trench, *J. Geophys. Res.*, 124, 10498-10521,
289 <https://doi.org/10.1029/2019JB018088>.

290 Hirose, F., K. Tamaribuchi, and K. Maeda, 2021, Characteristics of foreshocks revealed by
291 an earthquake forecasting method based on precursory swarm activity, *J. Geophys. Res.*
292 126, e2021JB021673, <https://doi.org/10.1029/2021JB021673>.

293 Ide, S., S. Yabe, and Y. Tanaka, 2016, Earthquake potential revealed by tidal influence on

Hirose, F., K. Maeda, and O. Kamigaichi (2022), Efficiency of earthquake forecast models based on earth tidal correlation with background seismicity along the Tonga-Kermadec trench, *Earth, Planets and Space*, 74, 10, doi:10.1186/s40623-021-01564-4. の簡易和訳版

- 294 earthquake size-frequency statistics, *Nature Geo.*, **9**, 834-838,
295 <https://doi.org/10.1038/NGEO2796>.
- 296 Matsumoto, K., T. Takanezawa, and M. Ooe, 2000, Ocean tide models developed by
297 assimilating TOPEX/POSEIDON altimeter data into hydrodynamical model: A global
298 model and a regional model around Japan, *J. Oceanogr.*, **56**, 567-581.
- 299 Molchan, G. M., 1997, Earthquake prediction as a decision-making problem, *Pure Appl.*
300 *Geophys.*, 149, 233-247, <https://doi.org/10.1007/BF00945169>.
- 301 中井新二, 1979, 実用的な起潮力計算プログラム, *緯度観測所彙報*, **18**, 124-135.
- 302 Nakai, S., 1979, Subroutine program for computing the tidal forces for the practical use (in
303 Japanese with English abstract). ~~*Proceedings of the International Latitude*~~
304 ~~*Observatory of Mizusawa*, **18**, 124-135.~~
- 305 Nakatani, M., 2020, Evaluation of phenomena preceding earthquakes and earthquake
306 predictability, *J. Disaster Res.*, **15**, 112-143, <https://doi.org/10.20965/jdr.2020.p0112>.
- 307 小沢泉夫, 1974, 地球潮汐変化の分類と分布, *測地学会誌*, **20**, 178-187.
- 308 Ozawa, I., 1974, Types and distribution patterns of earth tides (in Japanese with English
309 abstract), *J. Geod. Soc. Jpn.*, **20**, 178-187.
- 310 Peirce, C. S., 1884, The numerical measure of the success of predictions, *Science*, **4**,
311 453-454.
- 312 Scholz, C. H. and C. Small, 1997, The effect of seamount subduction on seismic coupling,
313 *Geology*, **25**, 487-490,
314 [https://doi.org/10.1130/0091-7613\(1997\)025<0487:TEOSSO>2.3.CO;2](https://doi.org/10.1130/0091-7613(1997)025<0487:TEOSSO>2.3.CO;2).
- 315 Schuster, A., 1897, On lunar and solar periodicities of earthquakes, *Proc. R. Soc. London*,
316 **61**, 455-465.
- 317 Takanezawa, T., K. Matsumoto, M. Ooe, and I. Naito, 2001, Effects of the long-period
318 ocean tide on Earth rotation, gravity and crustal deformation predicted by global
319 barotropic model: periods from Mtm to Sa, *J. Geod. Soc. Jpn.*, **47**, 545-550.
- 320 Talbi, A., K. Nanjo, J. Zhuang, K. Satake, and M. Hamdache, 2013, Interevent times in a
321 new alarm-based earthquake forecasting model, *Geophys. J. Int.*, **194**, 1823-1835,
322 <https://doi.org/10.1093/gji/ggt194>.
- 323 Tanaka, S., 2010, Tidal triggering of earthquakes precursory to the recent Sumatra

Hirose, F., K. Maeda, and O. Kamigaichi (2022), Efficiency of earthquake forecast models based on earth tidal correlation with background seismicity along the Tonga-Kermadec trench, *Earth, Planets and Space*, 74, 10, doi:10.1186/s40623-021-01564-4. の簡易和訳版

- 324 megathrust earthquakes of 26 December 2004 (Mw9.0), 28 March 2005 (Mw8.6), and
325 12 September 2007 (Mw8.5), *Geophys. Res. Lett.*, **37**, L02301,
326 <https://doi.org/10.1029/2009GL041581>.
- 327 Tanaka, S., 2012, Tidal triggering of earthquakes prior to the 2011 Tohoku-Oki earthquake
328 (Mw 9.1), *Geophys. Res. Lett.*, **39**, L00G26, <https://doi.org/10.1029/2012GL051179>.
- 329 Tanaka, S., M. Ohtake, and H. Sato, 2002a, Evidence for tidal triggering of earthquakes as
330 revealed from statistical analysis of global data, *J. Geophys. Res.*, **107**, B102211,
331 <https://doi.org/10.1029/2001JB001577>.
- 332 Tanaka, S., M. Ohtake, and H. Sato, 2002b, Spatio-temporal variation of the tidal triggering
333 effect on earthquake occurrence associated with the 1982 South Tonga earthquake of
334 Mw7.5, *Geophys. Res. Lett.*, **29**, <https://doi.org/10.1029/2002GL015386>.
- 335 Tanaka, S., M. Ohtake, and H. Sato, 2004, Tidal triggering of earthquakes in Japan related
336 to the regional tectonic stress, *Earth Planets Space*, 56, 511-515,
337 <https://doi.org/10.1186/BF03352510>.
- 338 Tanaka, S., H. Sato, S. Matsumura, and M. Ohtake, 2006, Tidal triggering of earthquakes in
339 the subducting Philippine Sea plate beneath the locked zone of the plate interface in the
340 Tokai region, Japan, *Tectonophysics*, 417, 69-80, <https://10.1016/j.tecto.2005.09.013>.
- 341 鶴岡弘・大竹政和, 2002, 地震発生における地球潮汐の影響—数値シミュレーション
342 によるアプローチ—, *地学雑誌*, **111**, 256-267,
343 https://doi.org/10.5026/jgeography.111.2_256.
- 344 ~~Tsuruoka, H. and M. Ohtake, 2002, Effects of the earth tide on earthquake occurrence: An~~
345 ~~approach by numerical simulation (in Japanese with English abstract), *J. Geography*,~~
346 ~~**111**, 256-267, https://doi.org/10.5026/jgeography.111.2_256.~~
- 347 Tsuruoka, H., M. Ohtake, and H. Sato, 1995, Statistical test of the tidal triggering of
348 earthquakes: contribution of the ocean tide loading effect, *Geophys. J. Int.*, **122**,
349 183-194, <https://doi.org/10.1111/j.1365-246X.1995.tb03546.x>.
- 350 Wang, W. and P. M. Shearer, 2015, No clear evidence for localized tidal periodicities in
351 earthquakes in the central Japan region, *J. Geophys. Res.*, **120**, 6317-6328,
352 <https://doi.org/10.1002/2015JB011937>.
- 353 Wessel, P., W. H. F. Smith, R. Scharroo, J. Luis, and F. Wobbe, 2013, Generic Mapping

Hirose, F., K. Maeda, and O. Kamigaichi (2022), Efficiency of earthquake forecast models based on earth tidal correlation with background seismicity along the Tonga-Kermadec trench, *Earth, Planets and Space*, 74, 10, doi:10.1186/s40623-021-01564-4. の簡易和訳版

354 Tools: Improved Version Released, *Eos, trans. AGU*, **94**, 409-410,
355 <https://doi.org/10.1002/2013EO450001>.

356

357

358 Figure Captions

359 **Figure 1.** 1977年1月1日～2020年12月31日にトンガ・ケルマディック海溝沿い
360 で発生したプレート間(逆断層型)地震(深さ70 km以浅, $M_w \geq 5.5$, $N = 729$).

361 (a) 震央分布. 紫線は地表のプレート境界 [Bird 2003]. 色付き破線は沈み込
362 む太平洋スラブの上面の深さコンター [km] [Hayes 2018]. 白矢印と黒矢印は
363 それぞれ, トンガプレート (TO) とケルマディックプレート (KE) に対する
364 太平洋プレートの運動を示す. (b) 時空間プロット. (c) M-T 図(赤棒は $M_w \geq 7.0$)
365 と回数積算図. (d) 地震発生時の潮汐位相角と潮汐法線応力値の関係. 赤丸は
366 $M_w \geq 7.0$. (e) 潮汐法線応力の潮汐位相角の頻度分布. 推定された p 値 (式1)
367 は右上に記されている. 水平破線は平均値 (100%/18 bins).

368

369 **Figure 2.** p 値の時間変化(上部の色付き)と地震規模(縦棒). p 値変化は個数窓 N
370 = 30 (青), 40 (緑), 50 (紫)について1日サンプリングでプロットされている. 水
371 平破線は5%と10%の p 値を示す. 下端の橙棒は Fig. 5b の赤星に対応するアラ
372 ーム期間を示す.

373

374 **Figure 3.** Figure 2 と同じ. ただし, $M_w \geq 7.0$ の1,000日前.

375

376 **Figure 4.** ある p 値の閾値 p_{th} に対する Molchan ダイアグラム. (a) $M_w \geq 7.0$, (b) $M_w \geq$
377 6.5, (c) $M_w \geq 6.0$, (d) $M_w \geq 5.5$. 各ターゲット地震に対して, SS_p (式3) を最大
378 化する最適予測の結果が示されている. 破線はランダム予測(対角線)の99%,
379 95%信頼区間. 赤星と青菱形はそれぞれ, 本モデルの予測とランダム予測で得
380 られた最大 SS_p . 青線はランダム予測の99%信頼区間に対する最大 SS_p を満たす
381 範囲であり, この線より下にプロットされる予測だけが有用と考えられる.

382

383 **Figure 5.** Figure 4 の Molchan ダイアグラムと同様. ただし, p 値の変化率に基づく.