

パターンインフォマティクスを用いて将来の 地震の発生場所を予測する：レビュー

楠城 一嘉¹ · J. R. Holliday² · C.-c. Chen³ · J. B. Rundle² · D. L. Turcotte⁴

(受付 2005 年 9 月 13 日；改訂 2006 年 2 月 6 日)

要 旨

本論文は、地震の確率予測をする新しい手法とそれを適用した例の総合報告を行う。パターンインフォマティクス (Pattern Informatics: PI) と呼ばれるこの手法により、大きい地震が将来の 10 年以内に起きやすいと期待される地域を示す予測地図を作成することが出来る。これまで我々は、PI 法を用いて、日本及びカルフォルニアの地震予測を行ってきた。さらに、全地球規模での地震予測にも PI 法を適用してきた。本稿で総合的に報告される成果を地球物理学的観点からも若干議論し、PI 法が実効性のある地震の中期予測 (数週間から 10 年の誤差を持って地震の予測すること) の手法として有望であることを示す。

キーワード：予測、地震、地震活動、パターンインフォマティクス。

1. はじめに

地震は最も恐れられている自然災害の一つである。その理由として、地震は常に前兆を伴って発生するとは限らないことが挙げられる。一方、災害を伴う可能性のある他の自然現象は、一般に前兆が観測されうるかもしくは予測が可能である。例えば、ハリケーンは追跡することができ、洪水は徐々に氾濫する。また火山噴火は前兆的な地殻変動や微小地震の活動の活発化を伴う。しかし、すべての地震が、その地震の予測に有効な前兆を伴うとは言い切れない。

一般に、地震は決定論的カオスの典型例であると考えられている (Turcotte, 1997)。このカオスの振る舞いのために、地震は予測できないと議論する地震学者もいる (Geller, 1997; Geller et al., 1997)。その一方で、他の地震学者は、地震がカオスの振る舞いをするから地震を予測できないとは必ずしも言い切れないことを指摘している (Wyss et al., 1997; Sykes et al., 1999)。もし後者の立場をとるならば、地震予測における基本的な問題は、「将来に起きる地震の場所と時刻の予測が正確になされることが出来るか？」である。これまでの研究によると、地震を予測するためのさまざまな手法が提案されている (Mogi, 1985; Turcotte, 1991; Lomnitz, 1994;

¹ 統計数理研究所 (現 Swiss Seismological Service, Institute of Geophysics, ETH H nggerberg: HPP P, Z rich 8093, Switzerland)

² Center for Computational Science and Engineering, University of California at Davis: One Shields Avenue, Davis, CA 95616-8636, U.S.A.

³ Department of Earth Sciences and Graduate Institute of Geophysics, National Central University: Jhongli, Taoyuan, Taiwan 320, R.O.C.

⁴ Department of Geology, University of California at Davis: One Shields Avenue, Davis, CA 95616-8636, U.S.A.

Keilis-Borok, 2002; Scholz, 2002; Kanamori, 2003). 一つは、地震発生前に起きるさまざまな前兆的变化を観測し、それに基づいて地震を予測する経験的な手法である。そのような変化の例として、①地震の破壊領域の近傍で発生する、前兆的地震活動の活発化もしくは静穏化、②地表の傾斜や変位を引き起こす、前兆的な断層上でのすべり、③電磁気シグナル、④ラドンガスのような化学放射、そして⑤動物の異常行動、などがある(例えば、Turcotte, 1991; Scholz, 2002)。このような前兆的变化を基にする予測は、一般に地震の短期予測と呼ばれる。ここで、地震の短期予測とは、数分から数週間の誤差を持って、地震が起きる前にその地震を予測することをさす(Sykes et al., 1999)。

短期予測は一般に難しいと考えられている。その例として、米国地質調査所が1985年に開始した、カルフォルニアのパークフィールド(Parkfield)での地震の予知実験が挙げられる(Bakun and Lindh, 1985; Kanamori, 2003)。サンアンドレアス断層(San Andreas Fault)上にあるこの地域では、これまで1857年・1881年・1901年・1922年・1934年・1966年に地震が起きており、これを基にすると、次の地震は1990年代前半までに起きると期待されていた。その期待された地震は、非常に密に張られた観測網の中で2004年の9月28日に起こったが、顕著な前兆現象は観測されなかった(Holliday et al., 2005)。しかしながら、地震の短期予測に成功した事例も報告されている。それは、1975年2月4日に中国東北部で起きた海城(Haicheng)地震(マグニチュード $m=7.3$)の予測である(Scholz, 2002)。この予測を基に、市民は都市からの避難を行った。その結果、この予測は、多数の人命を救うことに成功した。報告によると、前震の発生・地下水の異常・動物の異常行動を基にこの予測は行われた。このような成功例が中国であるにもかかわらず、類似の予測は、1976年7月28日の唐山(Tangshan)地震($m=7.8$)が起きる前にはなされなかった(Utsu, 2003)。公式発表では、少なくとも死者数は20万人に上る。

現在のところ地震の短期予測の実用性は低いが、長期的な地震の危険度評価は実用化されている(例えば、Frankel, 1995; Kossobokov et al., 2000)。それは、ある特定の領域について、特定のマグニチュードを持った地震が将来のある期間以内に起きる確率を見積もることである。例えば、海溝型地震の長期評価の概要(2005年1月1日算定値)によると、次回の南海地震($m=8.4$ 前後)が30年以内に発生する確率は、50%程度である(<http://www.jishin.go.jp/main/choukihyoka/ichiran.htm>)。この評価は主に、地震が過去に起きた場所で将来の地震は必ず起き、再来間隔がほぼ一定であるという仮説に基づいている。将来起きる地震の発生時期を予測するために、古地質学的調査または地質学的調査等によって、地震の再来間隔と最後に地震が発生した時期を推定する。このような調査で得られたデータを基に、Brownian passage time model (例えば、Matthews et al., 2002)等の確率モデルを用いて次に起きる将来の地震の発生時期を予測する。ここで用いられる地震の長期的な危険度評価とは、地震の長期予測に含まれる。それは、10年以上の誤差をもって地震の発生時期を予測することに相当する(Sykes et al., 1999)。

本論文では、地震を予測するための新しい手法を用いる。この手法は、比較的近未来(本研究では、10年以内)に地震が起きると期待される地域を予測する。この地域は、ホットスポット(hotspot)と呼ばれる。主たる目的は、長期的な地震の危険度評価より実効性の高い地震の確率予測をすることである。本研究で議論する予測は、地震の中期予測に属する。それは数週間から10年の誤差を持って地震が起きる前にその地震を予測することをさす(Sykes et al., 1999)。ここで用いられる手法はパターンインフォマティクス(Pattern Informatics: PI)と呼ばれ、地震活動の時間的変化を定量化できる手法である(Rundle et al., 2002, 2003; Tiampo et al., 2002a, 2002b; Holliday et al., 2006)。これは、エルニーニョ(El Niños)を予測する手法(例えば、Chen et al., 2004)と非常に類似していることが指摘されており(Holliday et al., 2005)、確率を用いる予測手法である。このPI法を用いると、未来の一定期間に地震が起きると期待される地域(ホットスポット)を示す地図を作成することが出来る。次章でPI法を紹介し、その後にPI法

を用いたカルフォルニア (Rundle et al., 2002, 2003; Tiampo et al., 2002a, 2002b; Holliday et al., 2006) と日本 (Nanjo et al., 2006a) の予測, さらに全地球規模での予測 (Holliday et al., 2005) の成果を総合的に報告する. 最近, この手法は Nanjo et al. (2006b) により改良されているので, その成果も併せて報告する. 本稿で報告される研究成果を地球物理学的観点から若干議論し, 地震の中期予測の手法として PI 法は有効であることを示す.

2. PI 法

本研究の目的は, 過去の地震活動を解析して, 将来の地震発生に関連するであろう地震活動の異常な活性化または静穏化を検出することである. 現時点の PI 法では, 将来の地震の発生時刻を正確に予測することは出来ない. しかしながら, この手法は, 将来のある一定期間に起こると期待される地震の発生場所を絞り込むことが出来る. 本研究では, この期間として 10 年を取っている. この 10 年を選んだ理由は, 長期的な地震の危険度評価より実効性の高い地震予測 (地震の中期予測) を目指すことによる.

PI 法では, 始めに研究領域を格子で覆う. その格子の大きさは, 予測される地震の破壊領域の大きさと同等かそれより小さい. 従って, 予測される地震の m と格子の大きさは関係があることになる. 本研究で考える前兆は, 局所的な地震活動の変化 (活性化もしくは静穏化) であり, その変化が大きい地域を PI 法により検出する.

地震を予測するために使う PI 法は, 以下に示すステップを経る (Rundle et al., 2002, 2003; Tiampo et al., 2002a, 2002b; Holliday et al., 2006).

1. 第 1 のステップとして, 一辺の長さが Δx の格子で研究領域を覆う. ここで, 格子の数は全部で N 個あり, i 番目の格子について考える ($1 \leq i \leq N$). 格子の中心を x_i で定義する.

2. 研究領域で起きた, マグニチュード m_c 以上の大きさを持つ, 時刻 t_0 以降に起きた地震を解析する. m_c は下限マグニチュードと呼ばれる.

3. 第 3 ステップでは, PI 法を定義するために, 四つの期間を定義する.

① 一つ目は, 時刻 t_b から時刻 t_1 の期間である. ここで $t_1 > t_b$ である.

② 二つ目は, 時刻 t_b から時刻 t_2 の期間である. ここで $t_2 > t_1$ である.

③ 三つ目の変化期間 (change interval) と呼ばれる期間は, 時刻 t_1 から時刻 t_2 の期間で与えられる. この期間に起きる地震活動の変化を PI 法で計算する. 本研究で行うことは, 時刻 t_b から時刻 t_1 までの期間の地震活動に対する, 変化期間の地震活動の活性化もしくは静穏化を定量化することである.

④ 最後の期間は, 予測期間 (forecast interval) と呼ばれる, 時刻 t_2 から時刻 t_3 の期間である. ここで $t_3 > t_2$ である. この期間に起きる地震活動の予測を行うために, 変化期間で計算された地震活動の変化を用いる.

4. ある一定期間のある格子における地震活動は, その期間にその格子で起きた m_c 以上の地震の数から求められる, 一日あたりの地震の数の平均値で定義される. この平均値は, 地震強度 (seismic intensity) と呼ばれる. 時刻 t_b から時刻 t_1 の期間で i 番目の格子の地震強度を $I_i(t_b, t_1)$ で定義する. また, 時刻 t_b から時刻 t_2 の期間で i 番目の格子の地震強度を $I_i(t_b, t_2)$ で定義する.

5. 違う長さを持つ期間の地震強度を比較するために, それらの地震強度を規格化しなくてはならない. そこで, すべての格子について求められる地震強度 $I_i (1 \leq i \leq N)$ から平均値を求める. その平均値を, それぞれの格子の地震強度 I_i から引く. その値を, すべての格子の地震強度を基に得られる標準偏差で割る. このようにして求められたものは, 規格化された地震強度と呼ばれる. 地震強度 $I_i(t_b, t_1)$ についての規格化された地震強度は, $I_i^*(t_b, t_1)$ で定義され

る. 同様に, 地震強度 $I_i(t_b, t_2)$ についての規格化された地震強度は, $I_i^*(t_b, t_2)$ で定義される. これらはそれぞれ以下の式で与えられる.

$$(2.1) \quad I_i^*(t_b, t_1) = \frac{I_i(t_b, t_1) - A_1}{\sqrt{\frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \{I_k(t_b, t_1) - A_1\}^2}}$$

$$(2.2) \quad I_i^*(t_b, t_2) = \frac{I_i(t_b, t_2) - A_2}{\sqrt{\frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \{I_k(t_b, t_2) - A_2\}^2}}$$

ここで $A_1 = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N I_k(t_b, t_1)$ と $A_2 = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N I_k(t_b, t_2)$ は地震強度の平均値である.

6. 第6ステップでは i 番目の格子について, 規格化された地震強度の差 $\Delta I_i(t_b, t_1, t_2) = I_i^*(t_b, t_2) - I_i^*(t_b, t_1)$ を定義する.

7. 地震活動のランダムノイズの影響を小さくしたい. そのために, 時刻 t_b を時刻 t_0 から時刻 t_1 の期間で取り得る値とする. 本研究では, $t_0 \leq t_b = t_0 + \beta dt_b < t_1$ である (β は0以上の整数, dt_b は一日である). 時刻 t_b の取り得るすべての値について, 規格化された地震強度の差 $\Delta I_i(t_b, t_1, t_2)$ を求める. それらの値の平均値 $\overline{\Delta I_i(t_0, t_1, t_2)}$ を求める.

$$(2.3) \quad \overline{\Delta I_i(t_0, t_1, t_2)} = \frac{1}{t_1 - t_0 - 1} \sum_{t_b=t_0}^{t_1-1} \Delta I_i(t_b, t_1, t_2)$$

ここで, $\overline{\Delta I_i(t_0, t_1, t_2)} > 0$ の格子は, 地震の活性化が起きているとみなされる. また, $\overline{\Delta I_i(t_0, t_1, t_2)} < 0$ の格子は, 地震の静穏化が起きているとみなされる.

8. i 番目の格子について, 平均的な地震活動の変化 $\overline{\Delta I_i(t_0, t_1, t_2)}$ を二乗した値は $P_i(t_0, t_1, t_2)$ で定義される.

$$(2.4) \quad P_i(t_0, t_1, t_2) = \{\overline{\Delta I_i(t_0, t_1, t_2)}\}^2$$

ここで, $P_i(t_0, t_1, t_2) > 0$ の格子では地震活動の変化(活発化または静穏化)が起きている. 一方, $P_i(t_0, t_1, t_2) = 0$ の格子ではそれは起きていない.

9. 第9ステップでは, 異常に地震活動が変化した地域を見つけるために, 次のようなことを行う. すべての格子の $P_i(t_0, t_1, t_2)$ ($1 \leq i \leq N$) から平均値を求める. この平均値を $\langle P(t_0, t_1, t_2) \rangle$ で表し, その平均値をおのおのの $P_i(t_0, t_1, t_2)$ から引く. この値は(2.5)式で定義される.

$$(2.5) \quad P'_i(t_0, t_1, t_2) = P_i(t_0, t_1, t_2) - \langle P(t_0, t_1, t_2) \rangle$$

ここで, $P'_i(t_0, t_1, t_2)$ が正の格子は, $P_i(t_0, t_1, t_2)$ が平均値 $\langle P(t_0, t_1, t_2) \rangle$ より大きい値を持つ. つまり, その格子は, 平均的な地震活動の変化より大きい変化を持つ.

10. 予測期間に格子 i で地震が起きる確率は時刻 t_0, t_1 及び t_2 に依存すると仮定し, その確率を $PI_i(t_0, t_1, t_2)$ で定義する ($0 \leq PI_i(t_0, t_1, t_2) \leq 1$). $P'_i(t_0, t_1, t_2) > 0$ の格子では $PI_i(t_0, t_1, t_2) = P'_i(t_0, t_1, t_2) / P'_{\text{MAX}}(t_0, t_1, t_2)$ で定義する. ここで, $P'_{\text{MAX}}(t_0, t_1, t_2)$ は, $P'_i(t_0, t_1, t_2)$ ($1 \leq i \leq N$) の中の最大値である. $P'_i(t_0, t_1, t_2) \leq 0$ の格子では, $PI_i(t_0, t_1, t_2) = 0$ で定義する. $PI_i(t_0, t_1, t_2) > 0$ の格子からなる地域をホットスポット (hotspot) と呼ぶ. ホットスポットは変化期間に地震活動が活発化したか静穏化した地域である. このホットスポットを予測期間に起きる地震の発生場所と関連があると仮定することにより, これを基に地震の発生場所の予測が出来る. これまでの研究では, $m_c + 2$ 以上の地震が予測の対象とされてきた (Rundle et al., 2002, 2003; Tiampo et al., 2002a, 2002b; Holliday et al., 2005, 2006).

3. PI法の適用例

PI法は、二つの領域の地震活動にこれまで適用されてきた。はじめに、南カルフォルニアとその周辺領域の地震活動へ適用した例を報告する(Rundle et al., 2002, 2003; Tiampo et al., 2002a, 2002b; Holliday et al., 2005, 2006)。研究領域は、北緯32度から37度、西経115度から122度で深さ11kmより浅い領域で与えられる。一辺の長さが $\Delta x = 0.1$ 度の格子で研究領域を覆った。格子の数は3162個である。地震データとして、南カルフォルニア地震センター(Southern California Earthquake Center: SCEC; <http://www.data.scec.org>)で管理されている地震のデータカタログを使用し、2000年から2009年までに起きる $m \geq 5 (=m_c + 2)$ の地震予測を試みた。そのために、1932年から1999年までの深さ11kmより浅い $m \geq m_c = 3$ の地震をPI法で解析した。ここで、1931年以前の地震は解析に使用されなかった。用いられた時刻は、 $t_0 = 1932$ 年1月1日、 $t_1 = 1990$ 年1月1日、 $t_2 = 1999$ 年12月31日、及び $t_3 = 2009$ 年12月31日である。以上のような条件のもと、2000年以降に $m \geq 5$ の地震の場所を予測する、ホットスポットの地図を作成した。作成された予測地図は2002年に公表された(Rundle et al., 2002)。2000年以降に起きた $m \geq 5$ の地震の数は17である。そのうち、予測地図が公表された2002年以降に、12個の地震が発生した。17個のうち15個の地震が、ホットスポットで起きている。つまり、その15個の地震の場所を予測することに成功している(Holliday et al., 2005)。

またPI法は、全地球規模で地震を予測するためにも適用されてきた(Holliday et al., 2005)。この場合、東西方向に1度・南北方向に1度の大きさを持つ格子($\Delta x = 1$ 度)を用いた。格子の数は64800である。地震データとして、Advanced National Seismic System (ANSS; <http://quake.geo.berkeley.edu/anss>)で管理されている地震のデータカタログを使用した。カルフォルニアの例と同じように、2000年から2009年までに起きる地震の予測を行った。しかしここでは、 $m \geq 7 (=m_c + 2)$ の地震予測を試みた。そのために、1965年から1999年までの $m \geq m_c = 5$ の地震をPI法で解析した。ここで、1964年以前に起きた地震は解析に使用されなかった。用いられた時刻は、 $t_0 = 1965$ 年1月1日、 $t_1 = 1990$ 年1月1日、 $t_2 = 1999$ 年12月31日、及び $t_3 = 2009$ 年12月31日である。作成された予測地図は、2004年12月14日に開かれた米国地球物理学会秋季大会(2004 Fall Meeting of the American Geophysical Union)で公表された(Turcotte et al., 2004; Holliday et al., 2004)。2000年1月1日から2004年12月14日の間で、 $m \geq 7$ の地震は63個起きた。そのうち、55個の地震は、ホットスポットまたはその近傍で起きている。この大会後の2004年12月23日にマクオリー諸島(Macquarie Island)沖で $m = 8.1$ の地震が起きた。また2004年12月26日に北部スマトラ(Northern Sumatra)沖で $m = 9.3$ の地震が起きた。これらの地震も、ホットスポットで発生した(Holliday et al., 2005)。

このPI法は中部日本の地震活動にも適用されており(Nanjo et al., 2006a)、若干詳細に報告する。この研究では、東京をほぼ中央とする、北緯33度から38度、東経136度から142度で深さ20kmより浅い領域を研究領域とした。この領域の地震のデータを得るために、気象庁が管理しているデータカタログを使用した。ここで用いられているマグニチュードは気象庁マグニチュードである。

カルフォルニアの地震活動へPI法を適用した研究に従って(Rundle et al., 2002, 2003; Tiampo et al., 2002a, 2002b; Holliday et al., 2005, 2006)、2000年から2009年までの $m \geq 5 (=m_c + 2)$ の地震を予測する試みを行った。そのために、1965年から1999年までに発生した深さ20kmより浅い $m \geq m_c = 3$ の地震にPI法を適用した。

研究領域で2000年以降に起きた深さ20kmより浅い $m \geq 5$ の地震の数は97である。その中で二つの大きな地震群がある。最も大きなものは、2000年1月26日に始まった三宅島の火山噴火と関連する地震群である(おおよそ北緯33.8~34.3度、東経139.0~139.5度)。もうひとつ

の地震群は、2004年10月23日に発生した新潟中越地震 ($m=6.8$) とその余震である。本震の震源位置は、およそ北緯37.3度、東経138.7度で与えられ、その地震の深さは13kmである。

用いられた時刻は、 $t_0=1965$ 年1月1日、 $t_1=1990$ 年1月1日、 $t_2=1999$ 年12月31日、及び $t_3=2009$ 年12月31日である。ここで、1964年以前の地震は解析に使用されなかった。時刻 t_0 の値に関連して、気象庁によってコンパイルされた過去の地震カタログとその精度について議論する必要がある。即ち、地震観測点数やデータ処理に従うと、過去のデータになればなるほどその精度(マグニチュードや位置等)の劣化が予想され、使用されているデータの精度の一様性について必ずしも保証されていないからである。その点についてPI法の結果にどのように影響するかは第4章で議論する。このことにより地球物理学的観点からも説得性が生じる。つまり、具体的には t_0 の値が変化したときにどのように結果へ影響するかを議論する。

図1は、地震の空間分布を示す。時刻 t_0 から時刻 t_2 までに発生した深さ20kmより浅い $m \geq 3$ の地震は、三角で示されている。この領域を、一辺の長さが $\Delta x=0.1$ 度の格子で覆う。日本付近では格子は長方形になり、緯度方向に11km、経度方向に9kmの大きさを持つ。この大きさは、 $m=5 \sim 6$ の地震によって生じる断層の長さのスケールと同等である。格子の数は3000個である。PI法を用いた予測地図は図2(a)に示される。着色された地域はホットスポットであり、色によって表現されているスケールは、 $\log_{10}[PI_i(t_0, t_1, t_2)]$ の値を与える。ここで、地震活動の活性化または静穏化している格子をホットスポットとして検出しているが、図2(a)では格子ではないものが見える。その理由は、図2(a)の作り方によるので、以下でそれを説

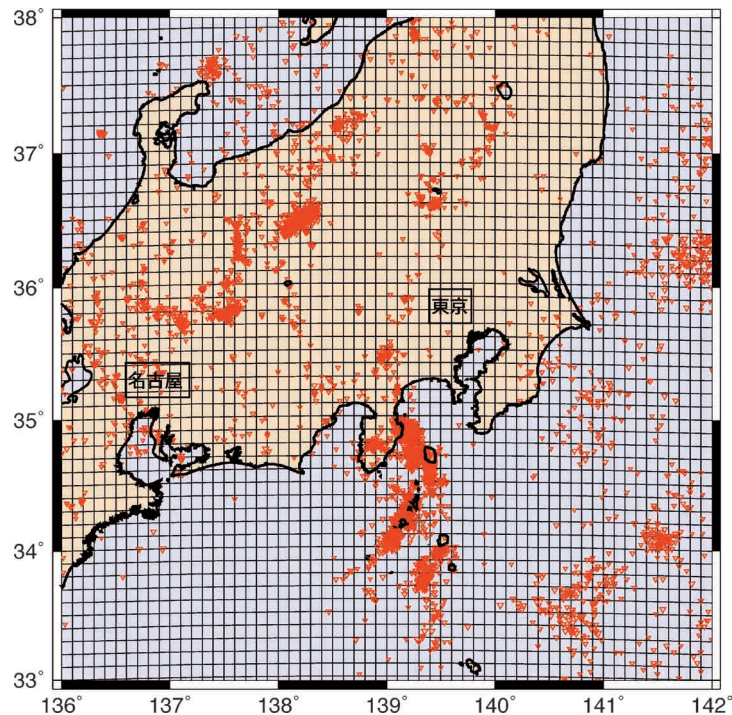


図1. 地震の空間分布。三角は、時刻 $t_0=1965$ 年1月1日から時刻 $t_2=1999$ 年12月31日までに起きた深さ20kmより浅い $m \geq 3$ の地震の震央を示す。研究領域を、3000個の格子で覆う(格子の一辺の長さは $\Delta x=0.1$ 度である)。

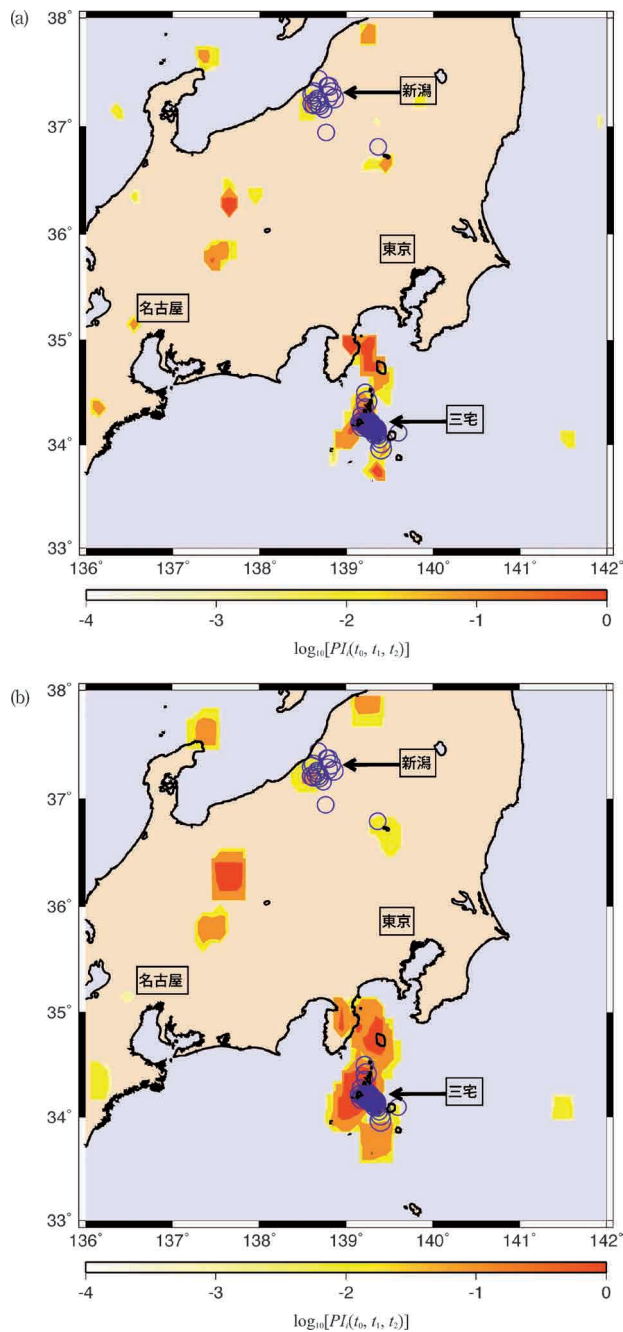


図 2. 中部日本で起きた地震活動に、改良前の PI 法 (a) と改良後の PI 法 (b) を適用する。色のついた地域は、予測されたホットスポットである (図の作り方に関する詳細は第 3 章を参照)。ホットスポットは、2000 年から 2009 年に $m \geq 5$ の地震が起きると期待される確率 $PI_i(t_0, t_1, t_2)$ が 0 より大きい地域である。色によって表現されているスケールは、 $\log_{10}[PI_i(t_0, t_1, t_2)]$ の値を与える。丸は、時刻 $t_2 = 1999$ 年 12 月 31 日より後に発生した $m \geq 5$ の地震の位置を示す。Nanjo et al. (2006a, 2006b) の図に加筆修正して (a) と (b) を作成した。

明する. はじめに, 格子 i の中心 x_i に, 値 $PI_i(t_0, t_1, t_2)$ があると仮定する. 格子が N 個あるから, N 個の $PI_i(t_0, t_1, t_2)$ の空間配置に関するデータを Generic Mapping Tool (GMT: Wessel and Smith, 1998) に取り込み, $PI_i(t_0, t_1, t_2)$ の等高線地図を作成した. 作成上, 格子の形(長方形)に関する情報を直接には用いていないので, 着色された地域の輪郭は, 格子の形を反映していないことがありえる. そのために長方形ではないホットスポットを図 2 (a) 中に見つけることが出来る. 時刻 t_2 以降で深さ 20 km より浅い $m \geq m_c + 2 = 5$ の地震は丸で示されている. この図 2 (a) で, 予測される地震の多数は, ホットスポット上またはその近傍で起きている傾向にあることがわかる. 具体的には, 2000 年 1 月 1 日以来起きている 97 個の地震のうちの 91 個が, ホットスポットを構成する, $PI_i(t_0, t_1, t_2) > 0$ を持った格子またはその近傍で起きている.

この予測地図は, 我々の研究グループの一人(John B. Rundle)によって, 2004 年 10 月 14-16 日に東京で開かれた国際会議(International Workshop on Geodynamics: Observation, Modeling, and Computer Simulation)で報告されていた. その後に 2004 年 10 月 23 日に $m = 6.8$ の新潟中越地震が発生した(その震源位置は, おおよそ北緯 37.3 度, 東経 138.7 度, 深さ 13 km). 図 2 (a) が示すように, この地震はホットスポットの近傍で起きており, $m \geq 5$ の余震はその上または近傍で起きていることがわかる(Nanjo et al., 2006a). 従って, これらの地震の発生場所の予測に成功していることが一見してわかるが, 必ずしも全ての地震がホットスポット上で起きているわけではない.

このような完全ではない予測を向上させるためのアプローチとして, PI 法の改良を我々の研究グループは行ったので(Nanjo et al., 2006b), その成果を以下で報告する. この改良ではモアの近傍(Moore neighborhood)の概念(Wolfram, 2002)を, 地震強度 $I_i(t_b, t_1)$ を求める過程に導入する. これまでの PI 法では強度 $I_i(t_b, t_1)$ を求めるために, 時刻 t_b から t_1 の間に格子 i だけで起きた m_c 以上の地震の数 (N_{OLD}) を用いていた(第 2 章にある PI 法のステップ 4 を参照). 改良された PI 法では, 時刻 t_b から t_1 の間に格子 i とその周辺の 8 個の格子で起きた m_c 以上の地震の総数を求め, その数を格子の数 9 で割った (N_{NEW}) を用いる. つまり, N_{OLD} の代わりに N_{NEW} を用いて強度 $I_i(t_b, t_1)$ を求める. 同様にして, もう一つの地震強度 $I_i(t_b, t_2)$ も求める. このように格子 i の状態(ここでは地震の数)を決めるために, その格子 i の状態とその周辺の 8 個の格子の状態を参照して, 格子 i の状態を再定義することは, 一般にモアの近傍を用いると呼ばれている(Wolfram, 2002). 上述したように過去に起きた地震のデータになれば, その精度(マグニチュードや位置)の劣化が予想されるが, ここで導入された改良により地震活動が 9 個の格子で平均化されるので, 位置の精度の劣化が予測地図に及ぼす影響を小さくすることができる. 本稿で報告されたモアの近傍の概念を用いるような改良は Nanjo et al. (2006a) ではなされておらず, Nanjo et al. (2006b) で行われたものである. 図 2 (a) と同様に, 改良された PI 法を用いた予測地図を図 2 (b) に示す. 図 2 (a) と図 2 (b) の比較から, 改良したことにより, 高い $PI_i(t_0, t_1, t_2)$ の値を持つホットスポットの地域はより大きくなっていることが分かる. また, 低い $PI_i(t_0, t_1, t_2)$ を持つホットスポットの地域はより小さくなるかもしくは消滅していることが分かる. さらに, 図 2 (b) におけるホットスポットの空間分布と予測期間に起きた地震のそれとの相関が, 図 2 (a) での相関に比べて良いように見える. 次章では, この相関が統計的にも有意に良いことを Nanjo et al. (2006b) に基づいて報告する.

4. 統計的検定

前章で, 改良後の PI 法は改良前のそれより地震予測に有効であるように見えるが, 統計的観点からもそうであることを検証する必要がある. そのために, 地震学分野の統計的検定を行った研究で標準的に用いられてきた尤度法(Likelihood Method)を用いる(例えば, Bevington and

Robinson, 1992; Gross and Rundle, 1998; Kagan and Jackson, 2000). 例えば二つの予測結果があるとき、この手法を用いることで、どちらがより良い予測結果かを検証することができる。より良い予測ほど大きい尤度を持つ。

尤度を求めるために確率密度関数に相当する関数を定義する必要がある。そこでガウスモデル (Gaussian model) とポアソンモデル (Poissonian model) を使用する。これらはそれぞれ Tiampo et al. (2002b) と Schorlemmer et al. (2006) で用いられている。ガウスモデルとポアソンモデルを用いたときの尤度はそれぞれ L_G と L_P で定義される。

はじめに、Tiampo et al. (2002b) に従い、格子 i についてガウス分布を与える。その分布は、格子のスケール Δx に等しい値を標準偏差 σ に持ち、格子の中心 x_i で $s_i = PI_i(t_0, t_1, t_2)$ の値を持つ。本研究では、 $\sigma = 10 \text{ km}$ と仮定した。 J 個の地震が予測期間に起きたと仮定し、もし j 番目 ($j = 1, 2, \dots, J$) の地震 e_j が場所 $x(e_j)$ で起きたとき、その場所での地震の発生確率に関連する値は、 N 個のガウス分布の足し合わせ $\Pr[x(e_j)]$ で定義される。

$$(4.1) \quad \Pr[x(e_j)] = \sum_{i=1}^N \frac{s_i}{\sigma^2} \exp\left[-\frac{|x(e_j) - x_i|^2}{\sigma^2}\right]$$

J 個の地震全てが予測されるとき尤度 L_G は以下の式で与えられる。

$$(4.2) \quad L_G = \prod_{j=1}^J \frac{\Pr[x(e_j)]}{\sum_{i=1}^N \Pr[x_i]}$$

次に Schorlemmer et al. (2006) に従い、ポアソンモデルを用いて尤度 L_P を定義する。格子 i における地震が起きる期待値 ζ_i は、予測期間に研究領域で起きた地震の数 θ と s_i との積 $\zeta_i = \theta s_i$ で与えられる。また、格子 i において実際に予測期間で起きた地震の数を ω_i で与える。ここで、 $\theta = \omega_1 + \omega_2 + \dots + \omega_N$ である。Schorlemmer et al. (2006) では、予測期間の地震の発生は独立の事象とみなした。この先行研究に従い、期待値 ζ_i を持つ格子 i で ω_i 個の地震が観測される確率 $p_p(\omega_i | \zeta_i)$ はポアソン分布に従うと仮定する。

$$(4.3) \quad p_p(\omega_i | \zeta_i) = \frac{\zeta_i^{\omega_i}}{\omega_i!} \exp(-\zeta_i)$$

尤度 L_P は $p_p(\omega_i | \zeta_i)$ を乗じた値で以下のように定義される。

$$(4.4) \quad L_P = \prod_{i=1}^N p_p(\omega_i | \zeta_i)$$

ここで、改良前 (図 2 (a)) と改良後 (図 2 (b)) の PI 法を用いたときの予測を比較する。ガウスモデルを用いた時、改良前後の対数尤度がそれぞれ $\log_{10}(L_G) = -275$ と $\log_{10}(L_G) = -182$ である (図 3 (a))。ホットスポットの空間分布と予測期間に起きた地震の空間分布との相関は、PI 法の改良前と後では、改良後の方が良いことを示す。次に、ポアソンモデルを用いて得られた改良前の対数尤度は $\log_{10}(L_P) = -341$ であり、改良後のそれは $\log_{10}(L_P) = -208$ である (図 3 (b))。ガウスモデルで得られた結果と同様に、PI 法を改良したことにより地震予測が向上した。ここで得られた結果は、前章で得られた結果が正しいということを支持する (Nanjo et al., 2006b)。

改良後の PI 法を用いた予測が、既存の研究を基にした地震予測より良いということを示す必要がある。このために、以下に示す二つの予測を考える。

(i) Kagan and Jackson (2000) 等は、過去に地震が多く起きた地域では将来に大きい地震が起きやすいという結論を得ている。そこでこの先行研究に従い、地震強度 $I_i(t_0, t_2)$ を基にした

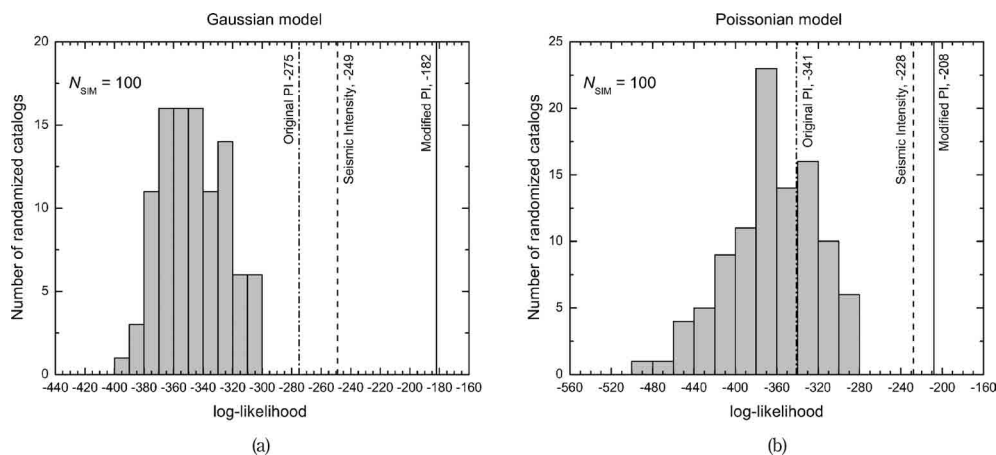


図3. 対数尤度の比較. (a)と(b)では,それぞれガウスモデルとポアソンモデルを用いた. 改良前のPI法と改良後のPI法を用いて得られた対数尤度を,それぞれ点破線と実線で示す. 地震強度を用いて得られた対数尤度を,破線で示す. $N_{SIM} = 100$ 個の人造カタログを改良後のPI法で解析して得られた対数尤度は,ヒストグラムで示されている. Nanjo et al. (2006b)の図に加筆修正した.

地震予測を,第一の比較の対象とする. 地震強度の地図は図4に示されている. PI法の改良でなされたように,モアの近傍の概念を,強度 $I_i(t_0, t_2)$ を求める過程に導入した. 図4を得るために,地震強度 $I_i(t_0, t_2)$ ($1 \leq i \leq N$) の中で最大値 ($I_{MAX}(t_0, t_2)$) を見つけ,その最大値で地震強度 $I_i(t_0, t_2)$ を割る ($I_i(t_0, t_2)/I_{MAX}(t_0, t_2)$). この値は0から1の間を取り,色によって表現されているスケールは, $\log_{10}[I_i(t_0, t_2)/I_{MAX}(t_0, t_2)]$ の値を与える. 尤度を用いるために, $s_i = I_i(t_0, t_2)$ と仮定する (Rundle et al., 2002, 2003; Tiampo et al., 2002b).

(ii) もう一つの比較対象の予測では,でたらめな時空間分布を示す地震から構成された人造の地震カタログを N_{SIM} 個用いる. 人造カタログを用いる意味は,もしももとの自然地震のカタログに改良後のPI法を適用して得られる予測が, N_{SIM} 個の人造カタログに適用して得られる予測より良いならば,図2(b)で示すような予測は,偶然にはほとんど起こり得ないことを示せることにある. 人造カタログを用いることは,地震学分野の研究で標準的に用いられてきた(例えば, Bowman et al., 1998; Zöller et al., 2001; Tiampo et al., 2002b; Rundle et al., 2002, 2003). 本研究で用いる人造カタログは, Tiampo et al. (2002b)で採用された手法に従って作成されており,以下にその作り方を簡単に説明する. おおのこのカタログを作成するために,研究領域と時刻 t_0 から t_2 の期間で定義される時空間領域を考える. もともとの自然地震のカタログに含まれており,この時空間領域に発生した m_c 以上のマグニチュードを持つ地震を,この領域内でランダムに再配置する. つまり,各地震に位置と時刻の値を,それぞれ独立でランダムに再定義する. ここで再配置(再定義)された地震のマグニチュードは,もとの地震のそれとする. 従って,研究領域中で t_0 から t_2 の期間に発生する m_c 以上のマグニチュードを持った地震の時空間分布は,人造のカタログと自然地震のそれとは違うことになり,また人造カタログ同士でも違うことになる. 一方,他の時空間領域に発生する地震は,カタログ間で同じである. 以上のような手法を,本研究の自然地震のカタログ(気象庁のデータを基にしたカタログ)へ適用して人造カタログを作成する. ここで,研究領域は北緯 $33 \sim 38$ 度,東経 $136 \sim 142$ 度で 20 km 以浅の領域であり, $t_0 = 1965$ 年 1 月 1 日と $t_2 = 1999$ 年 12 月 31 日を用い

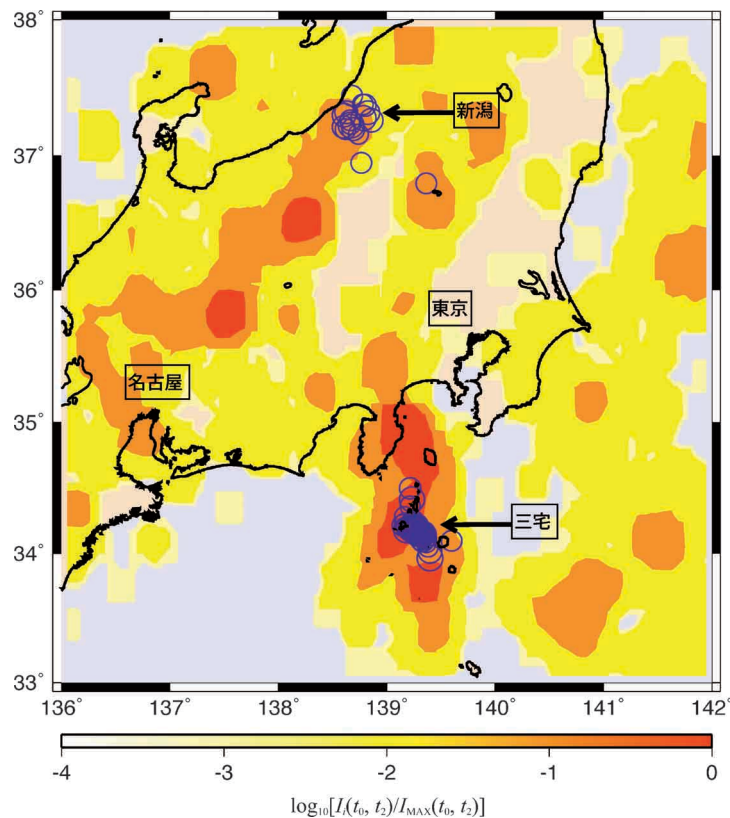


図 4. 規格化された地震強度の $I_i(t_0, t_2)/I_{MAX}(t_0, t_2)$ の空間分布. 使用された時刻は, $t_0 = 1965$ 年 1 月 1 日と $t_2 = 1999$ 年 12 月 31 日である. $I_{MAX}(t_0, t_2)$ は地震強度 $I_i(t_0, t_2) (1 \leq i \leq N)$ の中の最大値である. 従って, $I_i(t_0, t_2)/I_{MAX}(t_0, t_2)$ は 0 から 1 の間を取る. 色によって表現されているスケールは, $\log_{10}[I_i(t_0, t_2)/I_{MAX}(t_0, t_2)]$ の値を与える (図の作成に関する詳細は第 3 章を参照). ここで, $I_i(t_0, t_2)$ を求める過程でモアアの近傍 (Walfram, 2002) の概念を導入した. 丸は, 時刻 $t_2 = 1999$ 年 12 月 31 日より後に発生した $m \geq 5$ の地震の位置を示す. Nanjo et al. (2006b) の図に加筆修正した.

て, $N_{SIM} = 100$ 個の人造のカタログを作成した.

地震強度に基づいて求められた対数尤度は $\log_{10}(L_G) = -249$ と $\log_{10}(L_P) = -228$ である (図 3). 人造カタログに基づいて得られた $N_{SIM} = 100$ 個の対数尤度を, 図 3 にヒストグラムで示した. これらの結果, 自然地震のカタログに改良後の PI 法を適用した予測 (図 2 (b)) は, 地震強度による予測 (図 4) より良いことが分かる. また, これらの予測は, 改良した PI 法を人造カタログに適用して得られる予測より良いことが分かる. ここで, この検証のまとめとして PI 法による結果がどのようなことを意味するのかを簡潔に述べる. つまり, 改良した PI 法を用いて得られた予測結果 (図 2 (b)) は, 偶然にはほとんど起こり得ないことを示している. さらに, 予測期間に起きる $m \geq 5$ の地震は, 過去に地震が多く起きた地域内で, 変化期間に地震活動の活性化もしくは静穏化が異常に大きい地域であることが示唆される.

図 3 において改良前の PI 法を用いたときの対数尤度値は, 地震強度のそれより明らかに小

さく、ガウスモデル(図3(a))では人造カタログの分布の裾, ポアソンモデル(図3(b))ではその分布の中央にあることが分かる. このことについて以下に若干の考察を述べる. 改良前のPI法による予測は, モーアの近傍の概念を使用して得られた地震強度による予測より悪く, また, その概念を用いて得られたランダム予測と同程度かもしくは若干良い能力しか持っていない. このことから, 過去の地震活動を用いて将来のそれを予測するために, モーアの近傍の概念を解析の過程に導入することは, 予測の能力を改善する上で重要であることが示唆される.

もし時刻 t_0 を変えることで, 図2(b)で示したホットスポットの空間パターンが大きく変わるならば, このパターンを使って予測の有意性を議論することに意義があるか疑わしい. そこで t_1 と t_2 はこれまでと同じ値をとり, t_0 を1940年1月1日から1988年1月1日まで変えた時に尤度 (L_G と L_P) が大きく変わるかどうかを調べた(Nanjo et al., 2006b). 図5は対数尤度比を t_0 の関数として示す. ここで使用する対数尤度比とは, 横軸で与えられた t_0 を用いたときに得られた $\log_{10} L_G$ (または, $\log_{10} L_P$) を, $t_0 = 1965$ 年1月1日を用いたときに得られた $\log_{10} L_G$ (または, $\log_{10} L_P$) から引いた値である. 尤度比が0より大きいということは, 前者の尤度が後者の尤度より小さいことになる. つまり, $t_0 = 1965$ 年1月1日を用いたときの予測は, 横軸で与えられた t_0 を用いたときの予測より良いことを意味する. 図5から, $t_0 = 1940$ -1970年では, 両モデルの尤度比は大きく変わらないことが分かる. また, ガウスモデルでは $t_0 = 1985$ 年以降に尤度比が上昇していることが分かり, ポアソンモデルでは $t_0 = 1975$ 年以降に尤度比が上昇していることが分かる. さらに, $t_0 = 1940$ -1970年を取ったときに得られるホットスポットの空間パターンを比較したが, それらに大きな変化は見られなかった. このことより $t_0 = 1940$ -1970年では, ホットスポットの空間パターンは, t_0 に強くは依存しないことが分かる. 従って, PI法を用いて地震予測を行うためには, データの精度の一様性について必ずしも保証されていなくても, 比較的長期間のデータを用いる必要があることを示唆する. このような結果が得られ

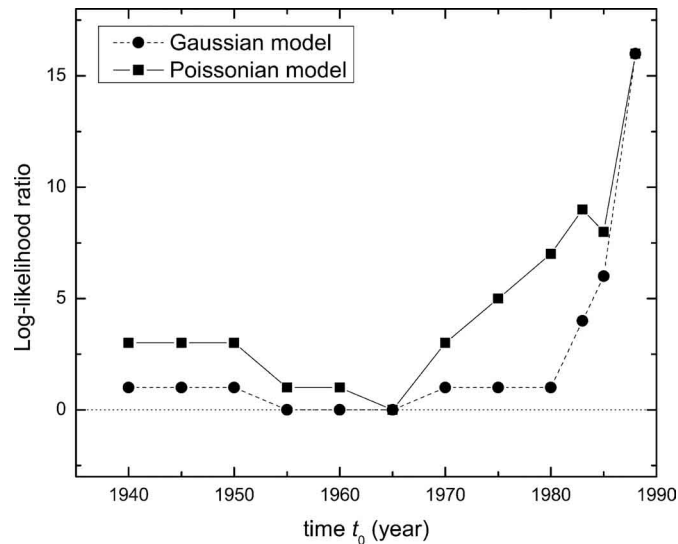


図5. 時刻 t_0 を変化させた時に得られる対数尤度比の変化. この比は, 横軸 t_0 の値を用いたときに得られる対数尤度を, $t_0 = 1965$ 年1月1日を用いたときに得られたそれから引いたものである. ガウスモデルとポアソンモデルを用いたときに得られた結果を破線と実線で示す. 使用された時刻は, $t_1 = 1990$ 年1月1日と $t_2 = 1999$ 年12月31日である. Nanjo et al. (2006b)の図に加筆修正した.

た理由は、モーアの近傍の概念 (Walfram, 2002) を、地震強度 $I_i(t_b, t_1)$ を求める過程に導入したことにより、位置の精度の劣化が予測地図に及ぼす影響を小さくできたことによると考えられる (Nanjo et al., 2006b).

5. 議論とまとめ

本論文は、過去の地震活動から、未来の一定期間 (予測期間) の間に発生する大地震 ($m \geq 5$) の場所を予測する PI 法とその改良を紹介し、適用例も含めて総合報告したものである。この手法に従い、地震の数から定義される指標を用いた統計的な手法を用いて、今後 10 年の間に大地震の発生する確率の高い場所を“ホットスポット”と名付けた。そして、実際に大地震の場所との対応付けを行った結果、高い割合で大地震の発生した場所とホットスポットとの対応が良いことを本稿では主張した。

近年 PI 法とは異なった、統計学または統計物理学を基に地震活動の変化を捉えて地震予測をする手法が研究されてきた。そのひとつが、Keilis-Borok をはじめとするロシアのグループにより開発されてきた、“M8” または “CN” と呼ばれる地震の中期的予測の手法である (Keilis-Borok, 1990, 1996)。この手法では、パターン認識の技術を用いて、直径 500 km の円形の領域で起きる地震活動が主に解析される。もし、彼らの地震予測の手法に従い、地震活動の活性化している地域を検出したならば、その地域に警報が発令される。この警報は、1980 年代から発令されており、いくつかの成功例が報告されている。例えば、1988 年のアルメニア (Armenia) で起きた地震の予測、1989 年のカルフォルニアで起きたロマプリエタ (Loma Prieta) 地震の予測が挙げられる。最近では、2003 年 12 月 22 日にカルフォルニアのサンシメオン (San Simeon) で起きた地震 ($m = 6.5$) の予測、2003 年 9 月 25 日に十勝沖で起きた地震 ($m = 8.1$) の予測にも成功している (Keilis-Borok et al., 2004; Shebalin et al., 2004)。この手法を用いた予測に対して、PI 法を用いた予測の優位さを指摘することにより、PI 法の独特さを明らかにすることができる。それは、PI 法で予測される、地震が起きる可能性の高いと期待される地域 (ホットスポット) のスケールは、“M8” または “CN” で予測されるそれよりはるかに小さいことである。PI 法では地震の破壊領域のスケールがそれより若干大きい程度のスケールであるのに対し、“M8” または “CN” 法での予測地域のスケールは数百キロのスケールである。つまり、“M8” または “CN” 法でのスケールは、本研究領域のスケールと同程度かそれより若干小さい程度のスケールである。従って、PI 法の独特さは予測地域の絞込みに成功していることにある。

以下に、PI 法を用いた地震予測研究で、重要な今後の課題を 3 つ挙げる。

1. 既存の研究では、活断層調査等のデータを用い、確率的な手法で長期的な地震発生予測がなされてきたのに対して、10 年という中期的なタイムスケールで地震の発生場所の予測を試みている点は、大変野心的な試みとして位置づけられる。しかしながら PI 法は、現段階では純粋に統計的もしくは統計物理学的な手法であり、十分な地球物理学的な意味づけについてなされていないように見えるかもしれない。この意味づけを行うことは PI 法の地震予測における有用性を明瞭にすると考えられるので、今後の研究課題のひとつである。

2. ホットスポットの検出は時刻 t_0, t_1, t_2 に依存してしまうので、詳しい分析を行うのであれば、これらの時刻を変えて検討する必要があると思われる。時刻 t_0 と t_1 との差を 20 年程度以上取るならば、ホットスポットのパターンは、 t_0 に強くは依存しない結果を本研究で得ているが (図 5)、各種の要因により地震は発生すると考えられるので、予測期間・変化期間を 10 年と決めてしまうのは危険かもしれない。そこで、 t_1 と t_2 の値を変えて、研究領域に最適な予測期間・変化期間を見つけることが今後の課題として重要である。

3. この PI 法が他の領域の地震予測に有効であるかを検証することが今後の研究課題であ

る。現在我々の研究グループでは、台湾を中心とする領域にPI法を適用して、地震の予測を試みている(Chen et al., 2005)。もう一つは、このPI法を三次元的な地震予測をするために拡張することは可能かどうか検証することである。本論文で議論された三つの適用例では、二次元の予測地図を作成した。大陸プレートと海洋プレートの間で起きる、比較的深いプレート境界型地震を予測の対象とするためには、三次元の予測地図を作れるようにPI法を改良する必要がある(Nanjo et al., 2006b)。

謝 辞

特集「予測と発見」の編集委員である統計数理研究所の樋口知之教授と、二人の匿名の査読者から貴重なコメントを頂きました。統計数理研究所の尾形良彦教授・J. Zhuang 博士には、本研究について議論して頂きました。地震学の見地から初稿を丁寧に読んでくださった、産業技術総合研究所の遠田晋次博士・統計数理研究所の岩田貴樹博士から建設的なご意見を頂きました。東京大学地震研究所の鶴岡弘博士より地震のデータに関する貴重なご意見を頂きました。また、日本の地震活動を解析するために、気象庁の地震のデータを用いました。図1, 2及び4を作成するために、GMT (Wessel and Smith, 1998)を用いました。本研究の一部を、以下に示す研究費を用いて行いました。NSF grant ATM-03-27571 (D. L. Turcotte); DOE/OBES grant DE-FG03-95ER14499 (理論), NASA grant NAG5-5168 (シミュレーション), the Southern California Earthquake Center (J. B. Rundle); the National Science Council (ROC), the Department of Earth Sciences (NCU-ROC) (C.-c. Chen); NASA Earth System Science Fellowship (J. R. Holliday); 及び日本学術振興会特別研究員研究奨励費(楠城)。ここに記して謝意を表します。

参 考 文 献

- Bakun, W. H. and Lindh, A. G. (1985). The Parkfield, California, earthquake prediction experiment, *Science*, **229**, 619–624.
- Bevington, P. R. and Robinson, D. K. (1992). *Data Reduction and Error Analysis for the Physical Sciences*, McGraw-Hill, New York.
- Bowman, D. D., Ouillon, G., Sammis, C. G., Sornette, A. and Sornette, D. (1998). An observational test of the critical earthquake concept, *Journal of Geophysical Research*, **103**, 24359–24372.
- Chen, D., Cane, M. A., Kaplan, A., Zebian, S. E. and Huang, D. (2004). Predictability of El Niño in the past 148 years, *Nature*, **428**, 733–736.
- Chen, C.-c., Rundle, J. B., Holliday, J. R., Nanjo, K. Z., Turcotte, D. L., Li, S.-c. and Tiampo, K. F. (2005). The 1999 Chi-Chi, Taiwan, earthquake as a typical example of seismic activation and quiescence, *Geophysical Research Letters*, **32**(22), p. L22315.
- Frankel, A. F. (1995). Mapping seismic hazard in the central and eastern United States, *Seismological Research Letters*, **60**, 8–21.
- Geller, R. J. (1997). Earthquakes prediction: A critical review, *Geophysical Journal International*, **131**, 425–450.
- Geller, R. J., Jackson, D. D., Kagan, Y. Y. and Mulargia, F. (1997). Earthquakes cannot be predicted, *Science*, **275**, 1616–1617.
- Gross, S. and Rundle, J. B. (1998). A systematic test of time-to-failure analysis, *Geophysical Journal International*, **133**, 57–64.
- Holliday, J. R., Rundle, J. B., Tiampo, K. F., Klein, W. and Donnellan, A. (2004). Modification of the pattern informatics method for forecasting large earthquake events using complex eigenvectors,

- Eos Transactions AGU*, **85**(47), Fall Meeting Supplement, Abstract NG54A-08.
- Holliday, J. R., Nanjo, K. Z., Tiampo, K. F., Rundle, J. B., Turcotte, D. L. and Donnellan, A. (2005). Forecasting the locations of future earthquake and its verification, *Nonlinear Processes in Geophysics*, **12**, 965–977.
- Holliday, J. R., Rundle, J. B., Tiampo, K. F., Klein, W. and Donnellan, A. (2006). Systematic procedural and sensitivity analysis of the pattern informatics method for forecasting large ($M \geq 5$) earthquake events in southern California, *Pure and Applied Geophysics* (in press).
- Kagan, Y. Y. and Jackson, D. (2000). Probabilistic forecasting of earthquakes, *Geophysical Journal International*, **143**, 438–453.
- Kanamori, H. (2003). Earthquake prediction: An overview, *International Handbook of Earthquake and Engineering Seismology* (eds. W. H. K. Lee, H. Kanamori, P. C. Jennings and C. Kisslinger), 1205–1216, Academic Press, Amsterdam.
- Keilis-Borok, V. I. (1990). The lithosphere of the earth as a nonlinear system with implications for earthquake prediction, *Reviews of Geophysics*, **28**, 19–34.
- Keilis-Borok, V. I. (1996). Intermediate-term earthquake prediction, *Proceedings of National Academy of Sciences*, **93**, 3748–3755.
- Keilis-Borok, V. (2002). Earthquake prediction: State-of-the-art and emerging possibilities, *Annual Review of Earth and Planetary Science*, **30**, 1–33.
- Keilis-Borok, V., Shebalin, P., Gabrielov, A. and Turcotte, D. (2004). Reverse testing of short-term earthquake precursors, *Physics of the Earth and Planetary Interiors*, **145**, 75–85.
- Kossobokov, V. G., Keilis-Borok, V. I., Turcotte, D. L. and Malamud, B. D. (2000). Implications of a statistical physics approach for earthquake hazard assessment and forecasting, *Pure and Applied Geophysics*, **157**, 2323–2349.
- Lomnitz, C. (1994). *Fundamentals of Earthquake Prediction*, John Wiley, New York.
- Matthews, M. V., Ellsworth, W. L. and Reasenber, P. A. (2002). A Brownian model for recurrent earthquakes, *Bulletin of the Seismological Society of America*, **92**(6), 2233–2250.
- Mogi, K. (1985). *Earthquake Prediction*, Academic Press, Tokyo.
- Nanjo, K. Z., Rundle, J. B., Holliday, J. R. and Turcotte, D. L. (2006a). Pattern informatics and its application for optimal forecasting of large earthquakes in Japan, *Pure and Applied Geophysics* (in press).
- Nanjo, K. Z., Holliday, J. R., Chen, C.-c., Rundle, J. B. and Turcotte, D. L. (2006b). Application of a modified Pattern Informatics method to forecasting the locations of large future earthquakes in the central Japan, *Tectonophysics* (in press).
- Rundle, J. B., Tiampo, K. F., Klein, W. and Sá Martins, J. S. (2002). Self-organization in leaky threshold systems: The influence of near-mean field dynamics and its implication for earthquakes, neurobiology and forecasting, *Proceedings of National Academy of Sciences*, **99**, 2514–2521.
- Rundle, J. B., Turcotte, D. L., Shcherbakov, R., Klein, W. and Sammis, C. (2003). Statistical physics approach to understanding the multiscale dynamics of earthquake fault systems, *Reviews of Geophysics*, **41**(4), p. 1019.
- Scholz, C. H. (2002). *The Mechanics of Earthquakes and Faulting*, 2nd ed., Cambridge University Press, Cambridge.
- Schorlemmer, D., Gerstenberger, M., Wiemer, S. and Jackson, D. D. (2006). Earthquake likelihood model testing, *Seismological Research Letters*, http://www.earthquake.ethz.ch/docs/drafts/draft_relmtest (submitted).
- Shebalin, P., Keilis-Borok, V., Zalipin, I., Uyeda, S., Nagao, T. and Tsybin, N. (2004). Advance short-term prediction of the large Tokachi-oki earthquake, September 25, $M = 8.1$: A case

- history, *Earth, Planets and Space*, **56**(8), 715–724.
- Sykes, L. R., Shaw, B. E. and Scholz, C. H. (1999). Rethinking earthquake prediction, *Pure and Applied Geophysics*, **155**, 207–232.
- Tiampo, K. F., Rundle, J. B., McGinnis, S., Gross, S. J. and Klein, W. (2002a). Eigenpatterns in southern California seismicity, *Journal of Geophysical Research*, **107**(B12), p. 2354.
- Tiampo, K. F., Rundle, J. B., McGinnis, S., Gross, S. J. and Klein, W. (2002b). Mean-field threshold systems and phase dynamics: An application to earthquake fault systems, *Europhysics Letters*, **60**(3), 481–488.
- Turcotte, D. L. (1991). Earthquake prediction, *Annual Review of Earth and Planetary Science*, **19**, 263–281.
- Turcotte, D. L. (1997). *Fractals and Chaos in Geology and Geophysics*, 2nd ed., Cambridge University Press, Cambridge.
- Turcotte, D. L., Rundle, J. B. and Shcherbakov, R. (2004). Can variations in precursory seismicity be used to forecast (predict) earthquakes?, *Eos Transactions AGU*, **85**(47), Fall Meeting Supplement, Abstract NG24B-01.
- Utsu, T. (2003). A list of deadly earthquakes in the world: 1500–2000, *International Handbook of Earthquake and Engineering Seismology* (eds. W. H. K. Lee, H. Kanamori, P. C. Jennings and C. Kisslinger), 691–717, Academic Press, Amsterdam.
- Wessel, P. and Smith, W. H. F. (1998). New, improved version of the Generic Mapping Tool released, *EOS Transactions AGU*, **79**, p. 579.
- Wolfram, S. (2002). *A New Kind of Science*, Wolfram Media, Champaign, Illinois.
- Wyss, M., Aceves, R. L., Park, S. K., Geller, R. J., Jackson, D. D., Kagan, Y. Y. and Mulargia, F. (1997). Cannot earthquakes be predicted?, *Science*, **278**, 487–490.
- Zöller, G., Hainzl, S. and Kurths, J. (2001). Observation of growing correlation length as an indicator for critical point behavior prior to large earthquakes, *Journal of Geophysical Research*, **106**, 2167–2176.

Forecasting Locations of Future Large Earthquakes, Using Pattern Informatics Method: A Review

K. Z. Nanjo¹, J. R. Holliday², C.-c. Chen³, J. B. Rundle² and D. L. Turcotte⁴

¹Swiss Seismological Service, Institute of Geophysics, ETH H enggerberg

²Center for Computational Science and Engineering, University of California at Davis

³Department of Earth Sciences and Graduate Institute of Geophysics, National Central University

⁴Department of Geology, University of California at Davis

We review a new approach to earthquake forecasting. This approach is based on a statistical-physics-based method that is more effective than probabilistic long-term forecast seismic-hazard assessments. Our method is called a new Pattern Informatics (PI), which quantifies temporal variations in seismicity. The output is a map of areas in a seismogenic region where earthquakes are likely to occur in a future 10-year span. This approach has been applied to the central part of Japan. Applications of this technique to California and worldwide have also forecast the location of future earthquakes. We discuss our results reviewed in this paper from several geophysical viewpoints and indicate that the PI method shows considerable promise as an intermediate-term earthquake forecasting tool. It is of interest to understand how this PI approach can be applied to other regions.