プレート間地震から見た固有地震説

東京大学地震研究所* 石辺岳男·島崎邦彦

Seismicity in a source region of a large interplate earthquake and the Characteristic Earthquake Model

Takeo ISHIBE and Kunihiko SHIMAZAKI

Earthquake Research Institute, Tokyo Univ. 1-1-1 Yayoi, Bunkyo, Tokyo,

113-0032 Japan

The occurrence rate of characteristic earthquake is compared with seismicity in nine source regions of interplate earthquake, i.e. the regions off Shikotan Island, off Nemuro, off Tokachi, off Northern Sanriku, off Miyagi, and far off Miyagi, the Tonankai, Nankai, and Taisho-Kanto regions, by combining instrumental data and the data on the characteristic earthquakes evaluated by the Headquarters for Earthquake Research Promotion in Japan. We used the unified catalog of earthquakes obtained by the Japan Meteorological Agency (JMA) on the basis of recently improved seismic network, together with the old JMA catalog. As a result, seismicity of the all interplate source regions shows that the number of observed events is much less than the number of expected events estimated from the Gutenberg-Richter relationship and the occurrence rate of the characteristic earthquake. In all regions except the region far off Miyagi, the characteristic earthquake(s) occurred during the interval of the earthquake catalog. Thus, our dataset includes the highest seismicity period during an earthquake cycle. In the region off Tokachi where the 1952 and the 2003 Tokachi-Oki earthquakes occurred, the magnitude frequency distribution has a magnitude gap of 1.1 between the characteristic earthquakes and the other events. Hence, our results favor the Characteristic Earthquake Model. Conversely, we estimate from the seismicity data of small and moderate earthquakes, an average recurrence interval of the characteristic earthquake in each region based on the assumption that the Gutenberg-Richter relationship holds. Most estimated recurrence intervals are extremely longer than the evaluation given by the Headquarters for Earthquake Research Promotion.

§1. はじめに

地震の個数がマグニチュードの増大に伴って指数 関数的に減少するグーテンベルグ・リヒター則(以下 G-R 則と略記) (Ishimoto and Iida 1939; Gutenberg and Richter 1944)は、これまで地域的な地震活動を 記述する式として広く用いられてきた.しかしながらそ の一方で,活断層とその周辺の地震活動からG-R則 が局所的に成立していないことも報告されてきた [Wesnousky et al. 1983; Schwartz and Coppersmith 1984; Youngs and Coppersmith 1985; Papadopoulos et al. 1993, 2003 など]. Schwartz and Coppersmith (1984)は Wasatch 断層と San Andreas 断層中南部に ついて、近年の地震活動及び活断層調査からG-R則 に代わる固有地震モデルを提唱した. 地震の繰り返 し発生を議論するときに、一つの活断層あるいは特 定のセグメントでその全体を震源域とした同一規模の 地震(固有地震:Characteristic Earthquake)が比較的

そろった再来間隔で発生し、それ以下のマグニチュ ードの地震はG-R則から期待される個数よりも顕著に 少ないとするモデルである.これと同様の考えは以前 から存在しており、Wallace (1970)、Matsuda (1975)、 Sieh(1981)、Wesnousky et al. (1983)などは、ほぼ同じ 考えを示している.図1にそれぞれのモデルでの1地 震サイクルにおける規模別頻度分布を示す.G-R 則 が最大規模の地震からb値で表現される連続分布を 示す一方で、固有地震モデルには最大地震とその他 の地震との間にマグニチュードギャップが存在する.

活断層に沿った1 地震サイクル(最大規模の地震 の発生時から次の最大規模の地震まで)の地震活動 の規模別頻度分布として,G-R 則と固有地震モデル のいずれが適当であるかを計器観測データのみから 判断することには困難が伴う.一般的に活断層の平 均再来間隔は1000年から10000年のオーダーであり, 計器観測期間は100年にも満たないからである.しか

^{* 〒113-0032} 東京都文京区弥生 1-1-1

しながら地質データから我々は最大地震規模の発生 頻度を独立して推定することが可能である.そこで, 計器観測データと地質データを結びつけることで,最 大地震規模と現在の中小規模の地震活動度を比較 することで1地震サイクルにおける規模別頻度分布と してG-R 則あるいは固有地震モデルのいずれが適当 であるかを推定する試みが行われてきた.

Wesnousky (1994)は地震カタログデータ,古地震 データ,活断層の平均すべり速度データを組み合わ せることにより,南カリフォルニアのいくつのかの水平 横ずれ断層で固有地震モデルが成立するとした. Stirling et al. (1996)は,西南日本,ニュージーランド 等にも拡張し22 断層のうち4 断層で G-R 則が成立し, 18 断層で固有地震的であるとした.石辺・島崎 (2005, 2006)は,地震調査研究推進本部(以下推本 と略記)の「基盤的調査観測」の対象 98 断層帯につ いて,G-R 則から期待される地震数程度或いはそ れ以上の地震活動が観測される活断層は全体の3% 程度に過ぎないことを示した.また平均変位速度が 大きい程,或いはは平均再来間隔が短い断層程、 G-R 則から期待される地震数よりも顕著に観測地震 数が少ないことを示した.

一般に陸域活断層の平均活動間隔は 1000 年~ 10000 年のオーダーであり、それに比べてプレート間 地震は数十年~数百年のオーダーである. そのため, プレート間地震の場合は、同じ期間の地震カタログを 用いても地震サイクル中のより多くの期間を抽出する ことができる.また,陸域活断層で評価が難しかった マグニチュード 3.0 以上の範囲での比較が可能であ るというメリットが存在する. その一方で, 観測点が陸 域に集中していることにより,海域で発生する地震の 検出能力や震源決定精度が落ちるというデメリットも 存在する[例えば望月ほか(1978), Wiemer and Wyss (2000)など]. また沈み込むプレートと陸のプレートの 境界付近では、 プレート間地震 (interplate earthquake)とともにプレート内地震(intraplate earthquake)も存在し、両者が混在した地震カタログか らプレート間地震のみを抽出して解析を行うことは非 常に困難である.

Matsuzawa et al.(2002)は、岩手県釜石沖のプレー ト境界でマグニチュード 4.8±0.1 の地震が平均間隔 5.35±0.53 年というある程度揃った間隔で発生してい ることを明らかにした.この固有地震的な性質を持っ た地震は低角逆断層型のメカニズム解を持つこと、 及びその位置からプレート間地震と考えられる.この 領域ではマグニチュード 5 以上の地震は発生してお らずマグニチュード 4.8±0.1 の地震を固有地震とみ なしてよいであろう. 地震の繰り返し発生について, 活断層調査から提案された固有地震モデルが, プレ ート間地震にも適用可能であることが考えられる. 本 研究では, その対象を陸域活断層からプレート間地 震に移し, プレート間地震の想定震源域の地震活動 度が G-R 則に従うか, あるいは固有地震モデル的で あるかを推定した.

(a) Gutenberg-Richter Relationship



- 図 1. (a) G-R 則, (b) 固有地震モデルによる 1 地震 サイクルの規模別頻度分布 (Wesnousky et al.,1983). 離散分布は*n*,積分布は*N*で表してあ る. G-R 則が最大マグニチュードまで連続的な 分布を示す一方で,固有地震モデルは最大地 震規模と 2 番目に大きな規模の地震との間にマ グニチュードギャップが存在する.
- Figure 1. Schematic illustration of the discrete and cumulative forms for the magnitude frequency distribution of earthquakes described by (a) the Gutenberg Richter relationship and (b) the Characteristic Earthquake Model during one seismic cycle (From Wesnousky et al., 1983). The discrete number of events is denoted by n, and the cumulative number of events by N. For the Characteristic Earthquake Model, а magnitude gap exists between the second largest earthquakes and the characteristic earthquake while the G-R relationship represents continuous distribution up to the maximum-sized earthquake.

§2. 十勝沖領域での地震の規模別頻度分布

2003年9月26日に十勝沖でM8.0の地震が発生 し、釧路町などで震度6弱を観測したほか、北海道地 方, 東北地方, 関東地方にかけて震度1から5強を 観測した.この付近では 1952 年に 1952 年十勝沖地 震(M8.2)が発生している. 波形インバージョンから, 1952年十勝沖地震と2003年十勝沖地震の震源域が 重なり合うことが示されており[山中・菊池, 2003], 気 象庁カタログ期間内に同一領域を震源域とする2つ の固有地震が発生したと考えられる. 図2に山中・菊 地(2003)による1952年十勝沖地震及び2003年十勝 沖地震の波形インバージョンによって得られたすべり 分布を示す. 1952 年十勝沖地震発生後, 2003 年十 勝沖地震発生前までを1つの地震サイクルとみなし、 該当期間内に同震源域で発生した地震規模別頻度 分布が G-R 則に従うか,あるいは固有地震モデル的 なものになるかをまず調べた.

1952年十勝沖地震発生後,2003年十勝沖地震発 生前までに深さ 100km 以浅の震源域内で発生した 地震の規模別頻度分布を図 3 に示す.この図にはプ レート間地震及びプレート内地震がともに含まれてい ることに注意を要する.固有地震である 1952年十勝 沖地震(M8.2)を除いた最大の地震は,1962年4月 23日に震源域北部で生じた M7.1の地震であり,本 震とのマグニチュードギャップは1.1である.震源域近 傍では1993年1月15日にM7.5の地震が発生した が,この地震はメカニズム及び震源の深さが 100km 以深ということからプレート内地震であると考えられて いる.その規模別頻度分布は顕著に固有地震モデ ル的なものとなっている.

§3. 研究手法及びデータセット

本研究の対象領域は、色丹島沖,根室沖,十勝沖, 三陸沖北部,宮城県沖,三陸内部海溝寄り,相模トラ フ沿い,東南海地震,南海地震の9領域とした.択捉 島沖については、気象庁カタログにおける震源決定 精度が劣るために対象外とした.固有地震規模(マグ ニチュード)及びその再来間隔については過去の活 動から算出した値(推本の推定値)を使用した[地震 調査委員会(2000, 2001, 2004a, 2004b, 2005),地震 調査研究推進本部ホームページ(2005)].地震活動 の推定に使用した気象庁地震カタログの期間は 1923 年1月14日から2005年2月27日までである.近年 の観測網の整備及び観測データの気象庁一元化に 伴い地震の検出能力が向上したため,期間を気象庁



Figure 2. Slip distribution caused by the 1952 Tokachi-Oki earthquake and the 2003 Tokachi-Oki earthquake estimated by waveform inversion (From Yamanaka and Kikuchi, 2003)



図 3.1952 年十勝沖地震発生後,2003 年十勝沖地 震発生前までの十勝沖領域における地震の規模別 頻度分布.赤丸が離散分布を,白抜き丸が累積分布 を示す.

Figure 3. Magnitude frequency distribution for the region off Tokachi from March 1952 to August 2003. The red filled circles represent the discrete number of events and the red open circles represent the cumulative number.

一元化以前の 1923 年1月14日~1997 年9月と一
元化後の 1997 年10月~2005 年2月に分割して解析を行った.

地震の抽出域は推本が推定している想定震源域とし,深さ方向については基本的に想定震源域の深さ

±10kmとした. 固有地震規模の発生頻度から G-R 則の b 値で外挿した直線を期待地震数として, 実際 に観測された地震数と比較した. G-R 則の b 値につ いては, それぞれの期間で, 全地震が観測されてい ると考えられるマグニチュード範囲の地震を用いて (1) 式によりの最尤推定した[宇津 (1965), Aki (1965), Page (1968), Hamilton (1967), Bender (1983), Flohlich and Davis (1993)].

$$\boldsymbol{b} = \frac{\log \boldsymbol{e}}{\boldsymbol{E}[\boldsymbol{M}] - \boldsymbol{M}_z} \qquad (1)$$

ここでE[M]は下限マグニチュード M_Z 以上の地震

の平均マグニチュードである.表1にそれぞれの領域 におけるプレート間地震の再来間隔,最新活動時時 期,想定マグニチュード,地震抽出の深さ範囲を示 す.

§4. 結果及び考察

海域に震源を持つ深さ 80km 以浅の地震の規模別 頻度分布を図 4 に示す.4-(a)が気象庁一元化後の 期間,4-(b)が気象庁一元化前の期間の規模別頻度 分布を示す.この図から該当期間内においてそれぞ れマグニチュード 4.0,5.0 以上の地震はほぼもれなく 震源決定されていると考えられる.これらの下限マグ ニチュード以上の地震を用いて b 値を最尤推定する ことで b=0.87±0.03 (気象庁一元化前), b=0.86± 0.04 (気象庁一元化後)を得た.推本が推定した固有 地震のマグニチュードとその発生頻度とを示す点から, b 値で外挿した直線を期待地震数として,想定震源 域内で観測された観測地震数と比較した.その結果 を図5及び図6に示す.ここでは参考の為にマグニチ ュード 3 以上の地震を載せてある.いずれの領域に

おいても観測された地震数は G-R 則から期待される 地震数よりも顕著に少ないものであった. 観測地震数 と期待地震数との比を図 7-(a)に示す. 気象庁一元化 前ではマグニチュード 5.0~7.0 の範囲内の地震,一 元化後ではマグニチュード 4.0~7.0 の範囲内の地震 で比較している.この結果,期待地震数と比べて観測 地震数は一元化前後を問わず, 色丹島沖を除いて 概ね 20%以下であった. 最も期待地震数に近い観 測地震数となったのは,気象庁一元化後における色 丹島沖(ID 番号 201)で, 50%程度であった. 色丹島 沖では 1994 年にプレート内地震である北海道東方 沖地震が発生したため、 プレート内地震と考えられる 余震が多数含まれ、その影響で高い数値となったと 考えられる.また、十勝沖領域では固有地震と考えら れる 2003 年十勝沖地震(M8.0) が 2003 年 9 月 26 日 に発生し,気象庁一元化後の期間は固有地震発生 直前から本震-余震活動期を含んでいる. それにも かかわらず,観測地震数が期待地震数よりも少ない. 本研究では、プレート間地震とプレート内地震を区別 していないために、プレート内地震が含まれており、 プレート間地震の活動が過大評価されていると考えら れる. それにもかかわらず, 期待地震数より少ない地 震しか観測されていない. このことは, 単一の b 値で 表現される G-R 則は全体のマグニチュード範囲で成 立せず,あるマグニチュードで破綻することを意味す る. また中小規模の地震活動は G-R 則から期待され る地震数よりも顕著に低調であり、固有地震モデル的 な規模別頻度分布を示している. プレート間地震に おいても、広域的にみた地震活動ではG-R則が成立 していても、個々の震源域における地震の規模別頻 度分布は固有地震モデル的であることが明らかにな った.

	•	-	<u> </u>		5	
ID number	Region name	Recurrence	Date of the most	Magnitude	Upper	Lower
		interval	recent event		Depth	Depth
		(years)			(km)	(km)
201	Off-Shikotan Island	72.2	Aug. 1969	7.8	0	70
301	Off-Nemuro	72.2	June 1973	7.9	0	70
401	Off-Tokachi	72.2	Sep. 2003	8.1	0	70
501	Off-Sanriku North	97	May 1968	8.0	0	70
601	Off-Miyagi (A)	37.1	June 1978	7.5	0	75
701	Off-Miyagi (B)	105	Aug. 1897	7.7	0	40
801	Tonankai	86.4	Dec. 1944	8.1	0	40
901	Nankai	90.1	Dec. 1946	8.4	0	40
1001	Taisho-Kanto	200~400	Sep. 1923	7.9	0	40

表 1. 本研究で対象とした 9 つプレート間地震震源域と用いたパラメータ Table 1. Nine interplate earthquake source regions and the parameters used in this study.



図 4. 深さ 80km以浅の海域で発生した地震の規模別頻度分布. 白抜き三角が観測された離散度数分布を, 白 抜き四角が観測された累積度数分布を表す. 四角が最尤推定により得られた *a,b* 値による累積度数を, 三 角が離散度数を表す. 左がマグニチュード 0.0 以上の, 右が検出限界マグニチュード以上のもの. (a)が気 象庁一元化後(1997 年 10 月~2005 年 2 月), (b)が気象庁一元化前(1923 年 1 月~1997 年 9 月)の期間 のものである. 最尤推定により得られた *b* 値及びその信頼限界は *b*=0.86±0.04(気象庁一元化後), *b*=0.87 ±0.03(気象庁一元化前)である.

Figure 4. MFD for off-shore earthquakes whose hypocentral depth is shallower than 80 km. The open triangle and the open circle represent the discrete and the cumulative number of events, respectively. The filled circles and the filled triangles represent the synthetic MFD estimated from the G-R relationship on the basis of the maximum likelihood method. The figure on the left shows MFD with magnitude above 0.0 and that on the right shows MFD with magnitude above the threshold magnitude. The upper figures (a) show the results for Oct. 1997 to Feb. 2005 and the lower figures (b) for Jan. 1923 to Sep. 1997. The estimated *b*-value and their 95% confidence limit are 0.86 and 0.82-0.90, respectively for (a), and 0.87 and 0.84-0.90, respectively for (b).

それぞれの震源域における観測期間と平均再来 間隔との比を図 7-(b)に示す.赤丸が気象庁一元化 後を,青四角が気象庁一元化前を,緑三角が全期間 をそれぞれ平均再来間隔で除した値を示している. 推本で平均再来間隔が 200~400 年と推定されてい る大正型関東地震を除いて,1923年1月~1997年9 月の期間は地震サイクルの概ね 80%以上の地震活動を,1997年10月から2005年2月のカタログ期間でも10%程度の地震活動を抽出している.さらに気象庁一元化前の解析期間においては,宮城沖(海溝より)を除くいずれの震源域においても固有地震が発生している.一般的に1 つの地震サイクルの期間は

固有地震(本震)-余震活動期,静穏期,前駆的活動 期に区分できることが概念的に示されているが[Mogi, 1985],最も活動度が高い固有地震-余震活動期を 含めた期間の評価においても期待地震数よりも少な い観測地震数となったことは,規模別頻度分布が顕 著に固有地震モデル的であることを示している.

次に、それぞれの震源域内の地震活動から最尤推定により、G-R則のa値及びb値を決定して、最大規模の地震の発生間隔を推定してみた。それぞれの領域において検出限界マグニチュード以上の地震を用いて(1)式によりb値及び95%の信頼区間を推定した。また、次式によりa値を求めた[宇津,1978].

$\boldsymbol{a} = \log(\boldsymbol{s\beta} \exp(\boldsymbol{\beta}\boldsymbol{M}_z)) \qquad (2)$

ここで s は下限マグニチュード M, 以上の地震総

数, $\beta = b \ln 10$ である. 求められた a, b 値を用いて推

本の固有地震のマグニチュードにおける発生頻度を 推定し、その逆数をもって平均再来間隔とする.その 結果、及び推本の推定値を表 2(気象庁一元化前)と 表3(気象庁一元化後)に示す.それぞれの領域で抽 出された地震を用いて b 値を最尤推定するとサンプ ル数が少ないために信頼区間が広くなる.しかしなが



図 5. 気象庁一元化後の期間おいて, それぞれの震源域内で1 年当たりに観測された地震の度数分布. 丸印 が1 年当たりに観測された離散度数を表す. ダイヤモンドは推本によって推定されている最大地震規模及 びその発生頻度を, 破線は b 値の傾きを持ち G-R 則によって期待される離散度数を表す.

Figure 5. Discrete number of events per year versus magnitude for the nine interplate earthquake source regions. The filled circles represent the instrumental data of the unified JMA catalog from October 1997 to February 2005. The filled diamond represents the annual occurrence rate of the maximum-sized earthquake. The dotted lines have slopes of the range of estimated *b*-values and indicate the number of events expected from the G-R relationship.



図 6. 気象庁一元化前の期間(1923 年 1 月~1997 年 9 月)において、それぞれの震源域内で 1 年当たりに観 測された地震の度数分布.

Figure 6. Discrete number of events per year versus magnitude for the nine interplate earthquake source regions. The catalog interval is from January 1923 to September 1997, prior to the unification of seismic observation data by JMA. The symbols are the same as shown in figure 5.

ら,近年の地震活動から推定された平均発生間隔は このことを考慮しても顕著に長い.唯一,気象庁一元 化後の十勝沖領域で推定される平均再来間隔 50.3 年~163.8年(最適値 90.1年)は,推本の推定値とほ ぼ同じ値となった.このことは,気象庁一元化後の地 震活動度(本震-余震活動期を含む)が,ほぼ G-R 則 に従うことを示している.しかしながら,余震活動は時 間と共に減衰するので1 地震サイクル中で地震の規 模別頻度分布を見た場合には,固有地震モデル的 な頻度分布になる.これは石辺・島崎(2006)における 北伊豆断層帯(丹那断層)での結果と類似している.

本研究においては、深さ範囲を想定震源域の深さ 範囲 10km としたが、100km 以浅の地震をすべて抽 出した場合においても同様の結果を示すことができる. このことから、深さ範囲の任意性が結果に与える影響 は無視できるであろう.

広域的な地震活動の規模別頻度分布が G-R 則に 従う一方で、震源域単位で見た地震活動が固有地 震モデルに従うことは何を意味するのであろうか? 本稿では以後,活断層とプレート間地震の想定震源 域とを単に震源域と呼ぶことにする. 広域的に見た震 源域の規模別頻度分布は,ある限界値まで指数関 数的に減少する truncated G-R 則に従うが,ある既知 の震源域の周辺に限った場合には,規模別頻度分 布は固有地震モデル的になる. 石辺・島崎(2005, 2006)では,平均変位速度が大きい,あるいは平均再 来間隔が短い断層ほど G-R 則から,大きくずれる傾 向にあることを示したが,これは歪速度が大きい領域 に存在する震源域ほど,マグニチュードギャップに代 表される固有性あるいは成熟性が高い傾向にあるこ



- 図 7. (a)観測地震数と期待地震数の比. 赤丸が気象庁一元化後, 青四角が気象庁一元化前の結果を示す. (b) それぞれのプレート間地震に対する平均再来間隔とカタログ期間の比. ID 番号は表 1 に記載されているも のに対応している. 赤丸, 青四角, 緑三角はそれぞれ気象庁一元化後, 気象庁一元化前, 気象庁カタログ 期間との比を表す.
- Figure 7 (a) Frequency ratio of the number of observed events to the number of expected events from the G-R relationship. (b) Ratio of the catalog interval to the average recurrence interval estimated by HERP in each interplate earthquake source region. The ID numbers correspond to those in Table 1. The red circle, the blue square, and the green triangle represent the ratio of the unified JMA catalog interval of Oct. 1997 to Feb. 2005, the old JMA catalog interval of Jan. 1923 to Sep. 1997, and the total catalog interval of Jan. 1923 to Feb. 2005, respectively, to the average recurrence interval.
- 表 2. G-R 則が成立するとした場合に地震活動から推定された固有地震規模の発生頻度(気象庁一元化前). Num of EQ., *b*-value, CL はそれぞれ観測地震数,最尤推定により得られた *b* 値及びその信頼区間を表す. Tref は推本によって推定されている固有地震の平均再来間隔を示す.
- Table 2. Estimated recurrence interval for each interplate earthquake source region (before unification by JMA). Num of EQ., *b*-value and CL indicate the number of observed earthquakes, estimated b-value from the maximum likelihood method and 95% confidence limit respectively. Tref is average recurrence interval estimated by HERP.

ID	Region Name	Num of	<i>b</i> -value	CL	Tmin	Tpref	Tmax	Tref
Number		EQ.						
201	Off-Shikotan Island	538	0.958	0.081	216.9	337.7	529.6	72.2
301	Off-Nemuro	233	0.858	0.110	299.3	551.4	1033	72.2
401	Off-Tokachi	184	0.780	0.113	246.3	453.3	851.9	72.2
501	Off-Sanriku North	383	0.835	0.084	220.6	357.1	583.9	97
601	Off-Miyagi (A)	52	0.724	0.197	261.6	604.7	1509	37.1
701	Off-Miyagi (B)	77	0.685	0.153	229.8	469.9	1011	105
801	Tonankai	18	0.752	0.347	837.9	5596	47505	86.4
901	Nankai	40	0.721	0.223	848.7	3454	15552	90.1
1001	Taisho-Kanto	21	0.583	0.249	446.6	1389	5290	300

表3. G-R則が成立するとした場合に地震活動から推定された固有地震規模の地震の発生頻度(気象庁一元化後)

ID	Region Name	Num of	<i>b</i> -value	CL	Tmin	Tpref	Tmax	Tref
Number		EQ.				_		
201	Off-Shikotan Island	563	1.031	0.085	319.2	622.7	1223.5	72.2
301	Off-Nemuro	158	0.897	0.140	327.8	987.3	3048	72.2
401	Off-Tokachi	293	0.677	0.078	50.3	90.1	163.8	72.2
501	Off-Sanriku North	116	0.689	0.125	113.1	297.9	811.6	97
601	Off-Miyagi (A)	22	1.274	0.532	1243	56132	3071799	37.1
701	Off-Miyagi (B)	23	0.765	0.313	197.0	1734	18340	105
801	Tonankai	4						86.4
901	Nankai	9	1.203	0.786	692.1	752675	1.43e+09	90.1
1001	Taisho-Kanto	7	1.842	1.365	1298	8.28e+07	1.17e+13	300

Table 3. Estimated recurrence	e interval for each	interplate eartho	uake source region	(after unification b	v JMA)
				(J

とを意味する. 歪速度の違いによる地震発生様式の 変化は,活動の累積によって震源域が進化成熟し、 それに伴って卓越スケール長が変化した結果として 捉えることができるのではなかろうか.ある特定の領 域に着目した場合、その初期の段階においてはその 領域に比べてミクロな様々なスケール長を持つ震源 域が存在する。その個々の震源域サイズと比較可能 なスケールでは固有地震モデルが成立すると考えよ う.しかしながら、今対象としている領域のスケール内 にはそういった固有地震モデルがいくつも含まれて おり、それらの震源域のサイズの規模別頻度分布が べき乗分布に従うならば,その領域の規模別頻度分 布は G-R 則に従うであろう. しかしながら, 地震活動 の累積により震源域のサイズが対象とする領域の大 きさと比較可能になるまで成長すると、特定の卓越ス ケール長が形成される. その結果, その領域で発生 する地震の規模別頻度分布はそのスケール長に相 当する規模の地震が高頻度化する.また、その領域 において応力蓄積率が定常的であった場合,相対 的にその他の規模の地震は低頻度化する. このよう にして注目している領域内で固有地震モデルが成立 するようになる。この領域のスケールよりはるかに広域 な地域では地震活動を記述する統計的母集団として G-R 則が成立する。しかし、その構成要素としては、 G-R 則よりもむしろ固有地震モデルの方が適当であ ると考えられる.

現在,固有地震モデルが適用されるのは比較的大 地震に限られている一方で,Matsuzawa et al. (2002) の岩手県釜石沖の固有地震的地震活動や,観測精 度の向上に伴う相似地震の発見はそのスケール長と

比較可能なスケールで規模別頻度分布を見た場合 には,比較的小さな地震規模に至るまで固有地震モ デルが成立する可能性を示唆している. そういった 様々な規模及び再来間隔を持った固有地震モデル の重ねあわせとして、G-R 則が成立しているのではな かろうか.もしもある領域が十分に大きく,複数の固有 地震モデルを含有している場合には G-R 則が成立 する.しかしながら、その領域のサイズと同程度のス ケール長を有する地震規模の固有地震モデルを含 有する場合,その領域において G-R 則は破綻し,固 有地震モデルがその領域の地震活動の規模別頻度 分布としては適当になる. 規模別頻度分布が固有地 震モデル的な領域において,最大地震規模の発生 頻度を中小規模の発生頻度からG-R則で推定すると 過小評価することになる. そういった領域においては、 現在の地震活動度から推定する手法よりもむしろ,別 個にその再来間隔や活動履歴を推定する必要があ ろ.

例えば,歴史記録や津波堆積物調査などから活動区間が地震によって異なっていることが報告されており〔例えば石橋(1999)〕,固有地震モデルが完全に成立するとは言えない.また,地震調査委員会(2004b)は千島海溝沿いにおいて最近の活動の余震域等から4つの震源域を推定しているが,これは宇津(1972),Fukao and Furumoto(1979)とは異なった活動区間選定となっている.また,当該領域では津波堆積物調査から過去に400~500年に1回程度の頻度で巨大津波が襲っていることが明らかにされている[Nanayama et al., 2003].しかしながら,こういった活動区間や規模の相違は,個々においては固有地震

モデルが成立する単元の連動破壊として解釈するこ とができるかもしれない.破壊域の拡がりの不確定性 が今後の課題となるであろうが,地震の繰り返し発生 を議論する際に理想化したモデルとして固有地震モ デルは有効であろう.

§5. 結論

1952 年十勝沖地震発生後から 2003 年十勝沖地 震発生前にその震源域内で発生した地震の規模別 頻度分布は、1.1のマグニチュードギャップが存在し、 顕著に固有地震モデル的なものであった.また,9つ のプレート間地震想定震源域内の地震及び地震調 査研究推進本部の推定値を用いて, それぞれの領 域内における地震の規模別頻度分布が G-R 則に従 うか,固有地震モデル的であるかを調べた.その結 果,いずれの震源域内の評価においても,観測され た地震数はG-R則がすべてのマグニチュード範囲で 成立するとした時に期待される地震数よりも顕著に少 ないことを示した.気象庁一元化後の十勝沖領域で は固有地震である 2003 年十勝沖地震(M8.0)が 2003年9月26日に発生しており、地震サイクル中で 最も活動度の高い本震-余震活動期にあたる.しか しながら、この期間内における十勝沖領域においても 期待地震数よりも少ない観測地震数であった.内陸 活断層に留まらず,プレート間地震においても G-R 則がすべてのマグニチュードの範囲で成立するわけ ではなく,地震の規模別頻度分布は顕著に固有地震 モデル的である.このことは、活断層やプレート間地 震のようにあらかじめ震源域が特定されているものに ついて,固有地震モデルによる地震危険度推定の有 効性を示すものであると言えよう.

謝辞

本研究では北海道大学, 弘前大学, 東北大学, 東京 大学, 名古屋大学, 京都大学, 高知大学, 九州大学, 鹿児島大学, 独立行政法人防災科学技術研究所, 独立行政法人産業技術総合研究所, 東京都, 静岡 県, 神奈川県温泉地学研究所, 横浜市, 海洋科学技 術センター及び気象庁の検震データを一元的に処 理, 震源決定を行った気象庁一元化震源カタログ及 び, 地震調査研究推進本部の推定値を使用させて いただきました. これらの機関に対しこの場を借りて 御礼申し上げます. また査読者である遠田晋次氏の 有益なコメントにより本稿は改善されました. この場を 借りて御礼申し上げます.

参考文献

- Aki, K., 1965, Maximum likelihood estimates of b in the formula log N = a - bM and its confidence limits, *Bull. Earthquake Res. Inst.* **43**, 237-239.
- Bender, B., 1983, Maximum likelihood estimation of b-values for magnitude grouped data, *Bull. Seism. Soc. Am.*, 73, 831-851.
- Frohlich, C. and S. Davis, 1993, Teleseismic b-values : or, much ado about 1.0, *J. Geophys. Res.* 98, 631-644.
- Fukao Y. and M. Furumoto,1979, Stress drops, wave spectra and recurrence intervals of great earthquakes – Implications of the Etorofu earthquake of 1958 November 6, *Geophysical Journal of the Royal Astronomical Society*, 53, 23-40.
- Gutenberg, B. & Richter, C.F., 1944, Frequency of earthquakes in California, *Bull.Seism.Soc.Am.*, **34**,185-188.
- Hamilton R.M.,(1967). Mean magnitude of an earthquake sequence. *Bull. Seism. Soc. Am.*, **134**, 1115–1116.
- 石橋克彦, 1999, 文献資料からみた東海・南海巨大 地震-1, 14 世紀前半までのまとめ, 地学雑誌, 108, 399-423.
- 石辺岳男, 島崎邦彦, 2005, 活断層周辺の地震活動 から見た固有地震説, *日本地震学会講演予稿 集*, C030.
- 石辺岳男, 島崎邦彦, 2006, 活断層周辺の地震活動 から見た固有地震説, 歴史地震, 21, 137-152.
- Ishimoto, M. and K. Iida, 1939, Observations sur les seisms enregistre par le micorseismograph construite dernierment (I), *Bull. Earthquake Res. Inst. Univ. of Tokyo* 17, 443-478.
- 地震調査委員会, 2000, 宮城県沖の地震活動の調 査気評価, 19pp.
- 地震調査委員会,2001,南海トラフの地震活動の長 期評価について,57pp.
- 地震調査委員会,2004a,相模トラフ沿いの地震活動 の長期評価について,
- 地震調査委員会,2004b,千島海溝沿いの地震活動 の長期評価(第二版)について,35pp.
- 地震調査委員会, 2005, 三陸沖から房総沖の地震活動の長期評価について, 62pp.

- 地震調査研究推進本部ホームページ,2005, http://www.jishin.go.jp/main/index.html.
- 松田時彦, 1975, 活断層から発生する地震の規模と 周期について, 地震第2 輯, 28, 269-283.
- Matsuzawa T., Igarashi T., Hasegawa A., 2002, Characteristic small earthquake sequence off Sanriku, northeastern Honshu, Japan. Geophys. Res. Lett. 29, 1543, 10.1029/2001GL014632.
- 望月英志・小林悦夫・岸尾政弘, 1978, 1965~1974 年の気象庁の震源検知能力. *験震時報*, **42**, 23-30.
- Mogi, K., 1985, "Earthquake Prediction." Academic Press, New York.
- Nanayama, F., K. Satake, R. Furukawa, K. Shimokawa,
 B.F. Atwater, K. Shigeno, and S. Yamaki, 2003,
 Unusually large earthquakes inferred from tsunami deposits along the Kuril Trench, *Nature*, 424,6949,660-663.
- Page, R., 1968, Aftershocks and microaftershocks of the great Alaska Earthquake of 1964, *Bull. Seism. Soc. Am.*, 58, 1131-1168.
- Papadopoulos G., Skafida H., and Vassiliou, I., 1993, Nonlinearity of the magnitude-frequency relation in the Hellenic Arc-Trench system and the characteristic earthquake model. *Journal of Geophysical Research* **98(B10)** 0148-0227.
- Papadopoulos G., Karastathis V., Ganas A., Pavlides S., Fokalefs A. and Orfanogiannaki K., 2003, The Lefkada Ionian Sea (Greece), Shock (Mw 6.2) of 14 August 2003: Evidence for the Characteristic Earthquake from Seismicity and Ground Failures. *Earth, Planets and Space, in press.*
- Schwartz, D. P. and K. J. Coppersmith, 1984, Fault behavior and characteristic earthquakes: examples from Wasatch and San Andreas fault zones, J. Geophys. Res. 89, 5681-5698.
- Sieh, K.E., 1981, A review of geological evidence for recurrence times of large earthquakes. In Simpson, D. W. and Richerds, P.G. eds. : *Earthquake prediction, an international review. Maurice Ewing Ser.*, 4. AGU, Washington, D.C., 181-207.
- Stirling, Wesnousky S.G., Kunihiko SHIMAZAKI, 1996, Fault trace complexity, cumulative slip, and the shape of the magnitude-frequency

distribution for strike-slip faults: a global survey, Geophys. J.Int.**124**,833-868.

- 宇津徳治, 1965, 地震の規模別度数の統計式 logn=a-bMの係数 b を求める一方法, 北大地球 物理研究報告, 13, 99-103.
- 宇津徳治, 1972, 北海道周辺における大地震の活動 と根室南方沖地震について, 地震予知連絡会 報, 7, 7-13.
- 宇津徳治,1978, 地震のマグニチュード分布式のパラ メータの推定--最大地震のマグニチュード c を含 む場合--,地震 第2 輯, **31**, 4, 367-382.
- 宇津徳治, 1999, 地震活動総説, 東京大学出版会, 876p.
- Wallace R.E., 1970, Earthquake recurrence intervals on the San Andreas Fault, *Geol. Soc. Am. Bull.*, 81, 2875-2890.
- Wesnousky, S.G., Scholz, C.H., Shimazaki, K. & Matsuda, T., 1983, Earthquake frequency distribution and the mechanics of faulting, J. Geophys. Res.,88,9331-9340.
- Wesnousky, S. G., 1994, The Gutenberg-Richer or Characteristic Earthquake Distribution, which is it?, *Bull. Seism. Soc. Am.*, **84**, 1940-1959.
- Wiemer S., Wyss, 2000, M., Minimum magnitude of completeness in earthquake catalogs: Examples from Alaska, the Western United States, and Japan, *Bull.Seism.Soc.Am.*, **90**, 4,859-869.
- 山中佳子, 菊池正幸,2003, EIC 地震学ノートno. 139. 東京大学地震研究所地震予知情報センター.
- Youngs, R. and K. Coppersmith, 1985, Implications of fault slip rates and earthquake recurrence models to probabilistic hazard estimates, *Bull. Seism. Soc. Am.* 75, 939-964.