規模別頻度分布の改良 G-R モデルに基づく 最大地震規模推定の可能性 ——東北日本の太平洋側海域における M_c の空間分布——

東北大学大学院理学研究科* 馬 渕 弘 靖†・大竹政和・佐藤春夫

Possibility of Estimating the Maximum Earthquake Magnitude Based on a Modified G-R Model for Magnitude-Frequency Distribution: Spatial Distribution of M_c East off Northeast Japan

Hiroyasu MABUCHI, Masakazu OHTAKE and Haruo SATO

Graduate School of Science, Tohoku University, Aoba-ku, Sendai 980-8578, Japan

(Received April 3, 2003; Accepted September 8, 2003)

We investigated the spatial distribution of M_c value of the magnitude-frequency distribution proposed by Utsu (1971) for the region of east off northeast Japan. M_c is a model parameter that defines the upper limit of earthquake magnitude. We further examined the possibility of estimating the maximum earthquake magnitude based on M_c for a given region. The data we used are taken from the earthquake catalog of the Research Center for Prediction of Earthquakes and Volcanic Eruptions of Tohoku University for last 21 years. The magnitudes of $M \geq 5$ earthquakes in the catalog are replaced with those of the Japan Meteorological Agency catalog to keep the continuity of magnitude scale. By using a moving window of $0.5^\circ \times 0.5^\circ$ for the analysis, we found a systematic pattern of the M_c distribution; the area of $M_c > 7$ distributes off Aomori Prefecture, far off Iwate Prefecture, and off Miyagi and Fukushima Prefectures, while anomalously small value ($M_c < 6$) prevails in a roughly $1^\circ \times 1^\circ$ area within 100 km off the coast of Iwate Prefecture. M_c we estimated shows positive but weak correlation to M_{cat} , the maximum magnitude for last 115 years. By dividing the whole region into four zones based on the above result, we found excellent agreement between M_c and M_{cat} for each zone. This suggests that M_c may be used for predicting the maximum size of future earthquakes if appropriate zoning is done. Epicenters of past large earthquakes ($M \geq 7$) tend to locate in and near the high M_c areas, suggesting that the parameter M_c may reflect physical characteristics of earthquake generating field.

Key words: magnitude-frequency distribution, modified G-R model, maximum earthquake magnitude, east off northeast Japan, seismic hazard assessment

§1. はじめに

過去の地震の発生状況は、地震の規模には上限が存在し、それは地域によって異なることを示唆している。過

去から将来にわたって起こりうる最大地震の規模 M^* を推定することは、各地域の地震テクニクスの理解だけでなく地震防災の観点からも重要な課題である。

これまで最大地震規模の推定では、歴史地震データ、活断層データが主に用いられてきた [例えば, Omote *et al.* (1980), 松田 (1990), 垣見・他 (2003) など]。一方、地震の規模別頻度分布を用いた M^* 推定の試みもなされ

* 〒980-8578 仙台市青葉区荒巻字青葉

† 現所属: 株式会社日本総合研究所 ERP 事業部
〒154-0024 東京都世田谷区三軒茶屋
2-1-26

ている。Utsu (1974)や鈴木・望月 (1983)は、Utsu (1971)により提案された規模別頻度分布モデル (以下、改良 G-R モデルと呼ぶ) に基づき、日本周辺の各地域において上限規模を表すパラメーター M_c の値を推定した。後者の論文では、パラメーター M_c と過去の最大地震規模との比較を行い、 M_c が最大地震規模 M^* を推定する上である程度有効であることを示した。馬淵・他 (2002) は、1977 年から 2001 年までに全世界で発生した M 5.5 以上の地震を用いて、同じく改良 G-R モデルのパラメーター M_c の空間分布を詳しく調査した。その結果に基づいて、 M_c にグローバルスケールで地域性が存在することを明らかにし、また M^* の推定に有効であることを示した。一方、Kagan (1997, 1999) は、世界中で発生した浅発地震の規模別頻度分布にガンマ分布を適用し、モーメント解放量の保存に基づいて最大規模に対応するパラメーターを推定し、その地域性は認めたいと結論づけた。Kagan (2002a) は、ガンマ分布を含む 4 つの規模別頻度分布モデルを比較し、Gutenberg and Richter (1944) の関係式 (以下、G-R モデルと呼ぶ) に指数関数型のテーパーを乗じたモデルが最もよく適合することを示した。また、そのモデルにおける最大規模のパラメーターの最尤推定を行い、中央海嶺部に該当する地域では、他の地域に比べて系統的にパラメーターの値が小さいことを示した。さらに、Kagan (2002b) は、モーメント解放量の保存に基づいて Kagan (2002a) が定義した最大規模のパラメーターを推定し、どの地域でもほぼ一定であると結論づけている。

このように、規模別頻度分布を用いた最大地震規模の推定では、最大規模に対応するパラメーターの地域性の有無についてなお検討の余地を残している。本論文では、限られた地域でパラメーターを詳細に調査し、地域性の有無をさらに検討する。従来の研究では、全世界や日本周辺を地域区分した比較的大きな地域について、改良 G-R モデルの M_c または最大規模に対応するパラメーターが調べられてきた [例えば、Utsu (1974), Kagan (1997), 馬淵・他 (2002)]。小さな地域に区分して M_c の分布を細に調べた例はこれまでになく、地域性が存在するとしても、そのパラメーターの空間分布が実際のどの程度のスケールで変化しているか不明である。パラメーターの分布を詳細に調査することにより、他の地球物理学的情報と比較することも可能となる。

本論文では、上限規模をもつ規模別頻度分布モデルとして Utsu (1971) により提案された改良 G-R モデルを採用し、東北日本の太平洋側海域におけるパラメーター M_c の詳細な空間分布を調査する。その結果を用いて、改良 G-R モデルのパラメーター M_c による最大地震規模

M^* の推定の可能性を検討する。また、 M_c の空間分布と他の地球物理学的情報を比較することにより、 M_c や M^* を規定する要因を併せて考察する。

§ 2. 規模別頻度分布の改良 G-R モデル

2.1 改良 G-R モデルおよびパラメーター推定

これまで地震の規模別頻度分布に関する研究には、Gutenberg and Richter (1944) が提案した G-R モデル

$$\log n(M) = a - bM \quad (1)$$

が主に用いられてきた。ここで、 $n(M)$ は $M - \Delta M/2$ から $M + \Delta M/2$ のマグニチュード範囲における地震数、 a と b はデータセットごとに定まる定数である。一方で、上限規模を含む規模別頻度分布モデルもいくつか提案されてきた [詳細は Utsu (1999), 宇津 (1999) を参照]。それらのモデルの 1 つとして、Utsu (1971) によって提案された規模別頻度分布モデル

$$\log n(M) = a - bM + \log(M_c - M) \quad (2)$$

がある。(2) 式は (1) 式に第 3 項の対数関数を加えた形をしており、この項の M_c がこのモデルから推定される上限規模に対応するパラメーターである。宇津 (1999) や馬淵・他 (2002) によって、このモデルは、明確な上限規模 (それより大きい規模は発生確率がゼロとなる規模) をもつモデルの中で最適なモデルであることが示されている。われわれは、このモデルをデータに当てはめることによりパラメーター M_c を推定する。

改良 G-R モデルのパラメーターの推定には、G-R モデルと同様、最尤法を用いる。さらに、 b , M_c の最尤推定値の誤差の分布が 2 次元の正規分布に従うことを仮定し、 M_c の誤差を 1σ の誤差楕円上で M_c の取りうる範囲として定義する。 M_c の誤差の評価方法については、馬淵・他 (2002) を参照されたい。

2.2 改良 G-R モデルの適合度

各々のデータセットに対して M_c を推定するのに併せて、改良 G-R モデルの適合度を計算した。規模別頻度分布の形状が上に凸である改良 G-R モデルと直線である G-R モデルに限定して、統計的な方法により適合度の比較を行った。具体的には、両者のモデルをデータセットに当てはめ、モデルの適合度を示す赤池情報量基準 (AIC: Akaike Information Criterion) [Akaike (1974)]

$$AIC = -2 \ln L_m + 2p \quad (3)$$

を用いた。ここで、 $\ln L_m$ は最大対数尤度、 p は確率密度関数の独立パラメーター数である。AIC の値がより小さい方がモデルの適合度がよく、その差が 2 程度以上であれ

ばモデルの優劣の違いは統計的に有意であるとされている [坂元・他 (1983)]. 本論文では, 改良 G-R モデルと G-R モデルの AIC の差

$$\Delta AIC = AIC_{\text{mod. G-R}} - AIC_{\text{G-R}} \quad (4)$$

を指標として, モデルの適合度の差異を判定する. その基準は以下のとおりである.

- (a) $\Delta AIC \leq -2$ の場合: 改良 G-R モデルの方が有意に適合度がよい.
- (b) $-2 < \Delta AIC < 0$ の場合: 両者の適合度の差は有意でない.
- (c) $\Delta AIC \geq 2$ の場合: G-R モデルの方が有意に適合度がよい.

本論文では, (a) または (b) の場合のみ M_c の値を示し, (c) の場合はその値について議論しないこととする. 規模別頻度分布の形状が直線もしくは下に凸のデータセットに改良 G-R モデルを当てはめると, M_c の値は大きくなり $M_c = \infty$ に発散する場合がある. このようなデータセットに対しては改良 G-R モデルの AIC の値を求めることができないが, その規模別頻度分布の形状から, G-R モデルの方が適合度が高いと判断される. よって, 以下では $M_c = \infty$ に発散する場合も (c) の場合を含めて取り扱うこととする.

§ 3. データおよび解析方法

3.1 データ

解析には, 東北大学大学院理学研究科附属地震・噴火予知研究観測センターの震源カタログを基にした弘瀬・他 (2002) のカタログを修正して使用した. 彼らのカタログの M 5.0 以上の地震のマグニチュード値は, 時期によって東北大の決定によるもの, 気象庁の暫定震源, 確定震源によるものが混在している. そのため, 本論文では, M 5.0 以上の地震のマグニチュード値をすべて気象庁確定震源データの値に統一した. これを修正カタログと呼ぶこととする. カatalogの期間は 1981 年 1 月 1 日から 2001 年 10 月 31 日までの約 21 年間で, マグニチュードの刻み幅 ΔM は 0.1 である. 太平洋側海域で発生した地震で, 海岸線から約 150 km 以内の陸側 (land side) では深さ 60 km 以浅の地震, それより海溝側 (trench side) では深さにかかわらずすべての地震を解析の対象とした. Fig. 1 の実線で囲まれた範囲を解析対象領域として, その中で発生した $M \geq 2.6$ 以上の地震の震央分布を示した. 図中の破線は, 陸側・海溝側領域の境界を表す.

この修正カタログのうち, 観測漏れがないと思われる最小マグニチュード $M_{\min}$ 以上の地震を解析に使用する.

$M_{\min}$ を客観的に推定するために, 弘瀬・他 (2002) と同様に, Wiemer and Wyss (2000) による方法を用いた. この方法は, M の下限 $M_{\min}'$ を変化させながら G-R モデルの a 値と b 値を計算し, それから求められる規模別累積頻度分布の期待値と観測値が一致する割合 R [%] を計算することによって $M_{\min}$ を求めるものである. Wiemer and Wyss (2000) と弘瀬・他 (2002) では, R が 90% 以上になる最小のマグニチュードを $M_{\min}$ として採用しているが, 本論文では R が 95% 以上になる最小のマグニチュードとした. $M_{\min}$ の値は, 陸側と海溝側の領域 (Fig. 1 参照) それぞれについて求め, 2 つの値のうち大きい方を領域全体の最小マグニチュードとして採用した. Fig. 2 に M の下限 $M_{\min}'$ に対する R 値の変化を領域ごとに示す. 併せて G-R モデルの b 値の変化を + 印, 求められた最小マグニチュードを矢印で示す. 最小マグニチュードは, 海溝側で $M_{\min} = 2.6$, 陸側で $M_{\min} = 1.9$ となり, 海溝側の方が大きな値となっている. ま

Fig. 1. Study area and epicenter distribution of earthquakes with $M \geq 2.6$ for January 1981–October 2001. The dashed line indicates the boundary between the land side and trench side. The total number of earthquakes is 21615.

Fig. 2. R value (triangle) of Wiemer and Wyss (2000) and b value (cross) of the G-R model as a function of tentative minimum magnitude $M_{\min}'$; (a) land side, (b) trench side. Scale is given on the left for R , and on the right for b . Broken line indicates $R = 95\%$ to define the minimum magnitude $M_{\min}$ for statistical analysis. See text for the definition of R value.

Table 1. Minimum magnitude $M_{\min}$ and the number of earthquakes N for three areas: land side, trench side, and whole.

Area	$M_{\min}$	N ($M \geq M_{\min}$)
land side	1.9	51187
trench side	2.6	6194
whole	2.6	21615

た、用いる最小マグニチュードの値は、G-R モデルの b 値の変化が安定するマグニチュードの下限におおむね対応している。陸側、海溝側、領域全体の最小マグニチュードと地震数を Table 1 に示す。Fig. 1 に示した震央分布は、領域全体の最小マグニチュード M 2.6 以上の地震、合計 21615 個のものである。

3.2 解析方法

本論文では、空間ウィンドウをずらしながら M_c の空間分布を詳細に調査する。具体的には、水平面上に一定の大きさの空間ウィンドウを設定し、その中に含まれる地震の規模別頻度分布に対して改良 G-R モデルを当てはめパラメータを推定した。ウィンドウは一辺が W の正方形で、200 個以上の地震が含まれる場合のみパラメータ M_c の推定を行った。そのウィンドウを経度方向、緯度方向に、いずれも刻み幅 d_s でずらしながら解析し、ウィンドウの中心に M_c の値をプロットした。

Fig. 3. Fitting of the modified G-R model to magnitude-frequency distribution of all earthquakes. The figure is shown by using cumulative frequency. Estimated values of model parameters and ΔAIC are given in the frame.

M_c の詳細な分布を得るためには、理想的には W, d_s をできるだけ小さくすべきである。しかし、 W を小さくしすぎると領域に含まれる地震が少なくなってパラメータ推定が困難になり、 d_s を小さくしすぎると M_c の空間分布が過度に平滑化されてしまう。試行錯誤的に W と d_s を変化させ、領域全体の分布傾向がつかめるように W を設定し、 d_s は W の 5 分の 1 とした。

§ 4. 解析結果

4.1 全データの解析

解析に用いた 21615 個の地震の規模別累積頻度分布とそれに改良 G-R モデルを当てはめたものを Fig. 3 に示す。図中の値は、推定された改良 G-R モデルのパラメータと (4) 式で定義した ΔAIC の値を示す。

図からわかるように、データは M が 6 付近から折れ曲がり上に凸の形状となっている。 ΔAIC の値も -35.25 であり G-R モデルより改良 G-R モデルの方が統計的に有意に適合することが示される。このデータを用いて、改良 G-R モデルから $M_c = 7.77 \pm 0.12$ と推定された。この値は、三陸沖で発生した 1896 年明治三陸沖地震、1933 年昭和三陸沖地震など M 8 クラスの巨大地震に比べて、誤差を考慮しても有意に小さい。

4.2 太平洋側海域の M_c の空間分布

M_c の空間分布を Fig. 4 に示す。 M_c の値を推定するウィンドウは、 $W = 0.50^\circ$ 、 $d_s = 0.10^\circ$ とした。 M_c の値は下に示したグレースケールによって示し、砂目で示す領

Fig. 4. Spatial distribution of M_c value, which is estimated by using earthquakes in a moving window of $0.5^\circ \times 0.5^\circ$. The window is shifted by $d_s = 0.1^\circ$ along the latitude and longitude, and M_c value is plotted at the center of each window. M_c is shown for the cases that 200 or more earthquake data are available, and $\Delta AIC < 2$. The analyzed area is indicated by dashed lines.

域は G-R モデルの方が有意に適合度がよい領域 ($M_c = \infty$ の領域を含む。以下同様) を表す。図中の破線は解析を行った領域を示す。図からわかるように、 M_c の値には大きな地域差が見られる。特に、岩手県沖沿岸部の北緯 $39^\circ \sim 40^\circ$ 、東経 $142^\circ \sim 143^\circ$ の領域では M_c の値がおおむね 6.0 以下となっており、周辺に比べて著しく小さい。 M_c の値が 7.0 より大きな領域は青森県東方沖、三陸沖、宮城県から福島県沖にかけて分布しており、その中に砂目で示された ΔAIC が 2 以上の領域が分布している。

$\Delta AIC < 2$ の条件を満たすものについて M_c の頻度分布を Fig. 5 に示す。ヒストグラムの灰色の部分 M_c の 1σ 誤差が 1.5 以下のもの、白色の部分は誤差が 1.5 より大きなものを表す。 M_c の頻度は $M_c = 6.5$ 付近にピークをもつ分布をしている。領域内の全地震の規模別頻度分布から推定された $M_c = 7.77 \pm 0.12$ (横棒で図示) は、

Fig. 5. Frequency distribution of M_c values for $\Delta AIC < 2$. Grey and white bars indicate the cases that 1σ error of M_c is equal to or less than 1.5, and more than 1.5, respectively. Solid line with error bar (Whole Region) indicates M_c value and its $\pm 1\sigma$ error for the whole earthquakes data.

そのピークに比べて 1 程度大きい値となっている。誤差が 1.5 より小さいものに限ると、その分布の広がり M_c の値が異なっていることがわかる。

解析を行った各ウィンドウのうち、代表的なものの規模別累積頻度分布を Fig. 6 に示す。図中の値は、推定されたパラメータの値と ΔAIC の値である。(a), (b), (c) では、 $\Delta AIC < 2$ であり実線は改良 G-R モデルの曲線を示す。図からわかるように、各々の規模別頻度分布の形状は異なり、推定された M_c の間の差異は $\pm 1\sigma$ 誤差を考慮しても有意である。一方、(d) では $M_c = \infty$ となった。Fig. 6(d) の破線は G-R モデルを当てはめた直線を示す。このように、東北地方の太平洋側海域内においても、 M_c の値は地域によって大きく異なっている。

4.3 福島県沖の M_c の詳細な空間分布

福島県沖では特に地震数が多いため、北緯 $36.5^\circ \sim 38.0^\circ$ 、東経 $141.0^\circ \sim 142.8^\circ$ の領域について、ウィンドウの大きさとずらし幅をそれぞれ小さく $W = 0.20^\circ$ 、 $d_s = 0.04^\circ$ として解析を行った。解析に用いる地震の最小マグニチュード $M_{\min}$ は 3.1 節で示した方法で求め、この領域では $M_{\min} = 1.9$ とした。この領域で発生した M 1.9 以上の地震 29045 個を用いて、 M_c の空間分布を推定した結果を Fig. 7 に示す。

Fig. 7 の挿入図に示すように、 $W = 0.50^\circ$ 、 $d_s = 0.10^\circ$ で解析した場合には、福島県沖の領域での大部分が M_c の値が 7.0 以上の領域や有意に G-R モデルの適合度がよい砂目の領域となっている。 $W = 0.20^\circ$ 、 $d_s = 0.04^\circ$ でより詳細に解析した結果、 M_c の分布の微細な構造が見

Fig. 6. Examples of magnitude-frequency distribution for selected four windows. The solid and dashed lines in each frame are the best fit curves for the modified G-R model and the G-R model, respectively. Estimated values of model parameters and ΔAIC are given in each frame.

Fig. 7. Spatial distribution of M_c value for the off Fukushima Prefecture region, which is shown by white frame in the the inserted figure. A window with width $W=0.2^\circ$ is shifted by $d_s=0.04^\circ$.

えるようになった。 M_c の値が大きな部分は領域の北西部に限られ、それ以外のほとんどで M_c の値が7.0より小さい。この分布から、福島県沖では M_c の分布が数10 km程度の空間スケールで変化している様子がわかる。

§ 5. パラメーター M_c に基づく最大地震規模の推定

本章では、改良 G-R モデルの上限規模に対応するパラメーター M_c の値が、実際に起こりうる最大地震規模 M^* を客観的に推定する上で有効か否か検討する。しかし、実際には過去から将来にわたる最大地震規模 M^* を特定することは不可能である。本論文では代わりに、これまでに発生したことが知られている地震の最大規模 M_{cat} との比較を行った。

まず、馬淵・他 (2002) と同様に、観測データから推定した M_c の値と M_{cat} の比較を行った。比較には 1885 年～1925 年は宇津 (1982) のカタログ、1926 年～1980 年は気象庁震源データ、1981 年以降は解析に使用したカタログを用いた。ここで、宇津 (1982) のカタログは、その期間に発生した M 6 以上の地震と被害地震についてのカタログであること、また、震源決定の精度が新しいデータに比べて低いことに注意しなければならない。Fig. 8 に M_c の値と各ウィンドウ内における最大規模 M_{cat} を比較したものを示す。ただし、馬淵・他 (2002) と同様、 M_c の誤差が 1.5 以下の 391 個のデータについて示す。図中の誤差棒は、推定された M_c の $\pm 1\sigma$ 誤差を表す。図からわかるように、 M_c と M_{cat} は、 $M_{cat} =$

Fig. 8. Comparison between M_c and M_{cat} , the maximum magnitude in the earthquake list of past about 115 years. Vertical bar shows $\pm 1\sigma$ error of M_c . Broken lines indicate the ranges of $M_{cat}=M_c \pm 1$ and $M_{cat}=M_c \pm 2$.

Fig. 9. Zoning of the east off northeast Japan region based on the M_c distribution of Fig. 4.

M_c の直線の周りに主に分布している。相関係数は 0.447 で、この値は馬淵・他 (2002) のグローバルスケールの場合 (相関係数 0.677) に比べて小さい。しかし、図中に破線で示したように、 M_{cat} はその 72% (283 個) が $M_c \pm 1$ の範囲内にあり、 M_c の誤差を考慮してもおよそ $M_c \pm 2$ の範囲に収まっている。この結果から、 M_c が M^* の指標となりうる可能性が示唆される。

馬淵・他 (2002) は、地震のデータを小さな地域のデータに分けることによって改良 G-R モデルの優位性が低下することを指摘した。この結果から、規模別頻度分布データに改良 G-R モデルを当てはめて最大地震規模を推定するには、ある程度以上の大きさの領域のデータを用いる必要があると考えられる。また、Fig. 4 の M_c の空間分布を推定する際に用いたウィンドウの大きさは、数 10 km × 数 10 km であり $M 8$ クラスの巨大地震の断層面積よりも小さい。そのようなウィンドウを用いて、 $M 8$ を超える最大地震の規模を推定することは適切でないかもしれない。そこで、 M_c の空間分布や他の地球物理学的な情報を参考に地域区分を行い、再度各地域の M_c の値を推定する。

Fig. 9 に東北地方太平洋側海域の地域区分を示す。この地域区分は、主に Fig. 4 に示した M_c の空間分布に基づくもので、過去の大地震の震央分布やアスペリティの分布も併せて考慮した。海溝側南部の領域は、 M_c の分布を明らかにできなかったため対象外とした。各領域で発生した $M 2.6$ 以上の地震のデータに改良 G-R モデルを当てはめて M_c を推定した。各地域の規模別累積頻度分布に改良 G-R モデルを当てはめたものを Fig. 10 に示す。各地域内の地震数、 ΔAIC の値、 M_c の値、過去の最大地震規模 M_{cat} の値、その最大地震の発生年を Table 2 に示す。ただし、ここで示す M_{cat} は、歴史地震も含む地震カタログでの最大規模である。前述の 1885 年以降の地震カタログに加え、それ以前は宇佐美 (1996) を用い、震央の緯度・経度、マグニチュードの推定範囲が示されている場合はその中央値を採用した。ただし、Zone-I (岩手県沖) については、過去に大地震の記録がないため、1926 年以降の気象庁震源データによる最大規模を示した。

Fig. 9 に示した大きな領域を取ることによって、4 つの領域すべてにおいて ΔAIC が負となった。特に、Zone-M (宮城県沖) を除く領域では ΔAIC が -2 より小さく、G-R モデルに比べて改良 G-R モデルの適合度が有意に高い。Table 2 からわかるように、Zone-I では、地震数が少ないものの他の地域との差異が明瞭である。規模別累積頻度分布は大きく曲がり、 $M_c = 5.06 \pm 0.13$ と他の領域に比べ著しく小さい。各地域の M_c を過去の最大地

Fig. 10. The Best fit curves of the modified G-R model to magnitude-frequency distribution of four zones in Fig. 9. The figure is shown by using cumulative frequency. Estimated values of model parameters and ΔAIC are given in each frame.

Table 2. M_c and related information for the four zones of Fig. 9. N : the number of earthquakes, M_{cat} : the maximum magnitude of past earthquakes, including historical ones, Year: the year of occurrence. M_{cat} with brackets for Zone-I is based on JMA catalog after 1926.

Zone	N	ΔAIC	M_c	M_{cat}	Year
Zone-A	4,989	-12.86	7.87 ± 0.26	7.9	1968
Zone-I	972	-13.66	5.06 ± 0.13	(5.7)	1968
Zone-M	2,280	-0.46	7.81 ± 0.93	7.5	note*
Zone-F	8,702	-8.08	7.38 ± 0.39	7.5	1938

note*: 1678, 1717, 1915, 1936.

震規模 M_{cat} と比較すると、両者は Zone-A（青森県東方沖）と Zone-F（福島県沖）ではほぼ一致している。宮城県沖では 0.31 の差があるが、 M_c の誤差の範囲内である。さらに、この領域で発生する宮城県沖地震で、海溝側と陸側の領域が同時に破壊したとされる 1793 年の地震の

規模 (M 8.2) も誤差の範囲内にある。岩手県沖では誤差を考慮しても M_{cat} より M_c が有意に小さいものの、ここは本質的に大地震を起こさない領域であることが強く示唆される。

以上のように、 M_c の空間分布を考慮して解析領域を

適切に選定することによって、 M_c の値と実際に発生した地震の M_{cat} がかなり整合することが示された。このことは、最大地震規模 M^* の推定においても適切な地域区分が重要であることを示すものである。

§ 6. 議 論

6.1 最大規模に対応するパラメータの地域性

馬淵・他 (2002) が示したグローバルスケールの M_c の地域性と同様に、東北地方の太平洋側海域内においても M_c の値には有意な地域差が存在し、福島県沖では M_c の分布が数 10 km 程度の空間スケールで変化することが明らかになった。一方、Kagan (1997, 1999, 2002b) は、ガンマ分布など指数関数型のテーパーを乗じた G-R モデルに基づいて、最大規模を表すパラメータには地域性は認められないとしている。本論文との相違点について検討する。

両者の規模別頻度分布の形状は、どちらも上に凸であり、その点では差異はない。しかし、われわれが採用した改良 G-R モデルは、「明確な」上限規模（それより大きい規模は発生確率がゼロとなる規模）をもつものである。一方、Kagan が用いているモデルでは、確率密度が G-R モデルから予測される確率の $1/e$ となる規模を最大規模としている。つまり、その値より大きい規模の地震の確率がごく小さいもののゼロではない。この無限大の規模まで発生確率がゼロでない点は、地球の有限性に矛盾する。一方で、改良 G-R モデルでは、馬淵・他 (2002) が示したように、 M_c の推定値がデータセットに含まれる地震の最大規模に強く依存する可能性がある。規模別頻度分布の形状だけでなく、明確な上限が含まれるモデルとそうでないモデルのどちらが適当であるかについて、今後、その物理的な背景も含めて検討が必要である。また、本論文と Kagan の論文では、パラメータの推定方法や誤差の定義にも若干の違いがあることに注意しなければならない。

6.2 他の地球物理学的情報との比較

第 4 章で得られた M_c の空間分布と過去の大地震の震央分布を比較する。比較に用いる過去の大地震の震源データは、第 5 章後半で用いた歴史時代から最近までを網羅した大地震のカタログである。

Fig. 11 に、Fig. 4 の M_c の空間分布に過去の大地震の震央分布を重ね合わせたものを示す。図中の星印は M 7.0 以上の地震の震央を表す。両者を比較すると、大地震の大多数が、 M_c が 7 よりも大きい領域またはその周辺に発生していることがわかる。ただし、青森県東方沖や宮城県沖の沿岸部では M_c が小さい領域にも大地震の震央が分布している。一方、周りに比べて著しく M_c が

小さい岩手県沖沿岸部では、大地震の記録が全くない。さらに、気象庁の震源データによると、1926 年以降、この領域では M 6.0 以上の地震も全く発生していない。これらの対応関係から、 M_c は地震発生場の特徴を表す 1 つのパラメータであることが示唆される。特に、 M_c の大きな領域は大地震を起こす領域に対応する可能性がある。

一方、アスペリティの分布 [山中・菊地 (2001)], 相似地震の分布 [五十嵐 (2001)], G-R モデルの b 値の分布 [弘瀬・他 (2002)], プレート境界のバックスリップの分布 [諏訪・他 (2002)], P 波速度構造 [Zhao *et al.* (2002)] と M_c の空間分布を比較すると、領域全体にわたる明瞭な相関関係は見られない。しかし、一部の領域では定性的な対応関係が見られ、この地域差は、プレート境界における固着状態などの差異を反映しているかもしれない。今後、他の領域における同様の比較を含め、検討を重ねる必要がある。

Fig. 11. Spatial distribution of M_c value and epicenters of past large earthquakes (stars) having occurred in the period from 869 to 2001. Distribution of M_c value is the same as Fig. 4.

Fig. 12. Ratio of four ΔAIC ranges for different window size of $W=0.5^\circ$ to 1.75° . The white portion ($\Delta AIC \leq -2$), indicating the superiority of the modified G-R model over G-R model, increases with increasing W .

6.3 M_c の推定と領域

5章の地域区分を行う際に、馬淵・他(2002)の結果に基づいて、改良 G-R モデルを当てはめるにはある程度以上の大きさの領域を取ることが必要であると指摘した。ここで、領域の大きさに対するモデルの適合度の差異を再検討する。具体的には、(4)式で定義した ΔAIC を用いて、改良 G-R モデルと G-R モデルの適合度の比較を行う。ウィンドウの大きさ W を 0.5° から 1.75° まで 0.25° 刻みで変化させ（ずらし幅 d_s の値は W の 5 分の 1 に固定）得られた ΔAIC の構成比を Fig. 12 に示す。図からわかるように、 W を大きく、つまり領域を広くするにつれて、G-R モデルの方が有意によいケース（黒の領域）は減少し、改良 G-R モデルの方が有意によいケース（白の領域）が増加している。 $\Delta AIC \leq -2$ の割合は、 $W=0.5^\circ$ では全体の 3 分の 1 であるが、 $W=1.75^\circ$ では半数を占めている。逆に、 $\Delta AIC \geq 2$ の割合は、 $W=0.5^\circ$ で 20.5% であるが、 $W=1.5^\circ$ より大きいと全くなっている。このように、地震の規模別頻度分布を調査する領域が大きくなればなるほど、改良 G-R モデルがよりよく適合することが改めて示された。

このように、パラメータ M_c によって実際に起こりうる最大地震の規模 M^* を的確に推定するためには、地域区分を適切に行うことが必要である。鈴木・望月(1983)は、日本周辺を地震活動度の分布と地震数に基づいて

18 地域に分割し、各々の地域で得られた M_c と過去の最大地震規模を比較した。その結果、 M_c に基づいて標準偏差 0.3 程度で M^* を推定できるとしているが、この推定精度は、Fig. 8 や馬淵・他(2002)の解析結果に比べてはるかに高い。このことは、Fig. 10 に示したわれわれの検討結果を支持するものである。適切な地域区分によってパラメータ M_c を調査すれば、 M^* の推定に有効であると考えられる。垣見・他(2003)は、歴史地震や活断層についての最新の知見に基づいて日本の地震地体構造区分を提案した。このような地域区分を用いて M_c を調査することも、 M^* の推定に有効であるかもしれない。

§ 7. 結 論

Utsu (1971) による規模別頻度分布の改良 G-R モデルに基づいて、上限規模に対応するパラメータ M_c の空間分布を詳細に調査し、最大地震規模 M^* の推定の可能性を検討した。解析には、弘瀬・他(2002)による最近約 21 年間のデータを用い、 M 5.0 以上の地震のマグニチュード値の修正を加えて使用した。 M_c の推定は、 $0.5^\circ \times 0.5^\circ$ の正方形の空間ウィンドウを 0.1° ずつずらしながら行った。解析の結果、東北日本の太平洋側海域において M_c に明瞭な地域依存性が存在することが明らかになった。特に、 M_c が 7.0 より大きな領域は青森県東方沖、三陸沖、宮城県沖から福島県沖にかけて分布し、

岩手県沖の北緯 $39^{\circ} \sim 40^{\circ}$ 、東経 $142^{\circ} \sim 143^{\circ}$ の領域では、 M_c がおよそ 6.0 以下で周辺に比べて著しく小さい。また、福島県沖では M_c の分布が数 10 km 程度の空間スケールで変化することがわかった。

この M_c の値と過去 115 年間の最大地震の規模との間には、弱いながら正の相関が認められる。 M_c の空間分布を参考に適切に地域区分を行うことにより、両者の対応関係は大幅に向上し、改良 G-R モデルのモデルパラメーター M_c によって最大地震規模 M^* を的確に推定できる可能性が示された。また、 M_c の空間分布と過去の大地震の震央分布との比較の結果、 M_c の大きな領域は大地震を起こす領域に対応する傾向が明らかになった。 M_c は、地震発生場の特徴を表す 1 つの有効なパラメーターであると考えられる。

謝 辞

研究の途上で、東北大学の海野徳仁助教授、松澤暢助教授（現在、東京大学地震研究所）に多くの助言をいただきました。東京大学のロバート・ゲラー教授には、Kagan の論文をご教示いただきました。記して感謝いたします。本研究では、東北大学大学院理学研究科附属地震・噴火予知研究観測センターの震源カタログに基づく弘瀬・他 (2002) のカタログを一部補訂して使わせていただきました。また、気象庁・文部科学省が協力して処理したデータを使用いたしました。関係各機関に感謝いたします。鈴木貞臣氏、飯尾能久氏の両査読者のコメントは、本稿を改善するにあたり大変有益なものでした。心より感謝いたします。

文 献

- Akaike, H., 1974, A new look at the statistical model information, *IEEE Trans. Automatic Control*, **19**, 716-723.
- Gutenberg, B. and C. F. Richter, 1944, Frequency of earthquakes in California, *Bull. Seism. Soc. Am.*, **34**, 185-188.
- 弘瀬冬樹・中村綾子・長谷川昭, 2002, アスペリティの破壊に伴う b 値の変化—東北日本太平洋下の b 値の時空間分布—, *地震* **2**, **55**, 249-260.
- 五十嵐俊博, 2001, 東北日本弧におけるプレート沈み込み過程—小地震データ解析に基づく研究—, 東北大学博士論文, 116 pp.
- Kagan, Y. Y., 1997, Seismic moment-frequency relation for shallow earthquakes: Regional comparison, *J. Geophys. Res.*, **102**, 2835-2852.
- Kagan, Y. Y., 1999, Universality of the seismic moment-frequency relation, *Pure Appl. Geophys.*, **155**, 537-573.
- Kagan, Y. Y., 2002a, Seismic moment distribution revisited: I. Statistical results, *Geophys. J. Int.*, **148**, 520-541.
- Kagan, Y. Y., 2002b, Seismic moment distribution revisited: II. Moment conservation principle, *Geophys. J. Int.*, **149**, 731-754.
- 垣見俊弘・松田時彦・相田 勇・衣笠善博, 2003, 日本列島と周辺海域の地震地体構造区分, *地震* **2**, **55**, 389-406.
- 馬淵弘靖・大竹政和・佐藤春夫, 2002, 規模別頻度分布の改良 G-R モデルに基づく最大地震規模 M_c のグローバルな分布, *地震* **2**, **55**, 261-273.
- 松田時彦, 1990, 最大地震規模による日本列島の地震分帯図, *地震研究所彙報*, **65**, 289-319.
- Omote, S., Y. Ohsaki, T. Kakimi and T. Matsuda, 1980, Japanese practice for estimating the expected maximum earthquake force at a nuclear plant site, *Bull. New Zealand Nat. Soc. Earthq. Eng.*, **13**, 37-48.
- 坂元慶行・石黒真木夫・北川源四郎, 1983, 情報量統計学, 共立出版, 236 pp.
- 鈴木次郎・望月俊紀, 1983, 近年の機械観測による資料からある地域に起こり得る最大地震を推定する試み, *自然災害科学*, **2**-1, 13-17.
- 諏訪謡子・三浦 哲・長谷川 昭・佐藤俊也・立花憲司, 2002, 3次元変位場を考慮した東北日本におけるプレート間カップリングモデル (その 2), 日本地震学会講演予稿集 2002 年度秋季大会, C85.
- 宇佐美龍夫, 1996, 新編日本被害地震総覧 [増補改訂版], 東京大学出版会, 512 pp.
- Utsu, T., 1971, Aftershocks and earthquake statistics (III), *J. Fac. Sci., Hokkaido Univ.*, **7**, **3**, 379-441.
- Utsu, T., 1974, A three-parameter formula for magnitude distribution of earthquakes, *J. Phys. Earth*, **22**, 71-85.
- 宇津徳治, 1982, 日本付近の M 6.0 以上の地震および被害地震の表: 1885 年~1980 年, *地震研究所彙報*, **57**, 401-463.
- Utsu, T., 1999, Representation and analysis of the earthquake size distribution: A historical review and some new approaches, *Pure Appl. Geophys.*, **155**, 509-535.
- 宇津徳治, 1999, 地震活動総説, 東京大学出版会, 876 pp.
- Wiemer, S. and M. Wyss, 2000, Minimum magnitude of completeness in earthquake catalogs: Examples from Alaska, the western United States, and Japan, *Bull. Seism. Soc. Am.*, **90**, 859-869.
- 山中佳子・菊地正幸, 2001, 東北地方のアスペリティマップ, *東京大学地震研究所広報*, **34**, 2-4.
- Zhao, D., O. P. Mishara and R. Sanda, 2002, Influence of fluids and magma on earthquakes: seismological evidence, *Phys. Earth Planet. Inter.*, **132**, 249-267.