

2-2-7 地磁気嵐の発生確率の長期予測

2-2-7 Long-term Forecast of the Occurrence Probabilities of Intense Geomagnetic Storms

坪内 健

TSUBOUCHI Ken

要旨

地上の天気予報と同様、将来の実用にあたっては宇宙天気予報も短期・長期双方の視点から情報提供を行う必要があると考える。短期予測が物理的因果律に基づくものであるのに対し、本稿では月一年単位の長期予測、特に地磁気嵐イベントに関する確率予測に焦点を当てた統計解析を行い、2つのパラメータ、最大発生可能強度と発生頻度に関する確率を評価期間 T の関数として導出した。前者は Dst 指数の 1957–2001 年までの時系列データに極値統計理論を適用した分布関数を導入し、 T 年間に最低一回発生するレベルの Dst 値として与えられた。後者は $T=3$ ヶ月を単位期間とにおいて、地磁気嵐発生が太陽の活動期・静穏期において独立したポアソン過程で近似可能という仮定から発生頻度分布を統計的に検証し、ポアソン分布を記述するパラメータとして与えられた。

Long-term forecast of the occurrence probabilities of intense geomagnetic storms is quantitatively given by analyzing the statistics of the Dst-index time-series database from 1957 to 2001. The main purpose was to derive two parameters acting as proxies for the long-term (monthly to yearly scale) features of storms, the probable intensity and the occurrence frequency within the unit period. The probable intensity represents the expected maximum storm level with an occurrence rate of once per T -years, which is given as a function of T and is derived by applying the extreme value theory to the extreme Dst data subset. The occurrence probability is evaluated under the assumption that the storm occurrence follows the Poisson process, where the average occurrence rate is different between active and quiet period in a solar cycle.

[キーワード]

地磁気嵐, 発生確率, 長期予測, 極値統計, ポアソン分布

Geomagnetic storms, Occurrence probabilities, Long-term forecast, Extreme value statistics, Poisson distribution

1 まえがき

現代社会における宇宙活動は、通信・放送・観測などで利用されている人工衛星の運用や宇宙の実利用に向けての有人活動といった形で社会基盤としての価値を高めているが、その環境は常に高エネルギーの放射線粒子や異常電流などに曝された過酷なものである。従来衛星観測などで発見されてきた現象は現実の「自然災害、リスク」として捉えられ、例えば放射線フラックスの異常増大は人工衛星の電子回路損傷や通信障害をもたらし、

宇宙飛行士・航空機乗務員などの被曝可能性を高め、異常電流系の形成は地上送電線系の故障を招くことなどが知られている。特にフレアやコロナ質量放出といった太陽の爆発現象は、しばしば衛星などに壊滅的な打撃を与えてきた。現在情報通信研究機構(NICT)を中心に進めている「宇宙天気予報」の研究では、今後の宇宙利用を安定に推進していくためにこうしたリスク現象の発生を事前に予測することを目的に、地上から宇宙空間に至る広域観測ネットワークと最先端のスーパーコンピュータによるシミュレーションを駆使した解

析が行われている。主たる活動としては、太陽表面で確認された活動の影響が日単位の遅れで磁気圏内部に引き起こす現象を、磁気圏到達以前に導出する短期予測が中心である。実用面では、衛星運用などの場面で太陽の爆発現象を検知した際にリアルタイムで警報を出すなどの応用が考えられる。ここでは災害となる現象の到来時間と強度の予測が実用上要求される情報となる。一方、活動が数ヶ月～数年の長期間に及ぶ場合、その間に被るリスクを定量的に評価することも、運用中の見込み損失等を事前に見積もる上で重要となるであろう。この場合に要求される情報としては、活動期間内における災害現象の最大強度や発生頻度が挙げられる。現時点では物理的因果律の要請に基づいた「短期予測」研究に比べて、時系列データの統計に基づいた「長期予測」に着目した研究はそれほど多くない。本稿では過去の時系列データベースを用いて、通常の統計量である平均や分散によって表される長期間のトレンド成分や通常時のノイズ成分から突出した、リスクイベントと捉えられる「特異データ」の統計的性質に焦点を当て、その発生可能性の定量化として確率値の導入を行う。特に地磁気嵐イベントに焦点を当てた文献[1]の研究を基に、宇宙天気の長期予測の具体例を考察する。

2 本論

2.1 地磁気嵐

宇宙空間の「自然リスク現象」として、ここでは地球周辺環境において最も重要でありかつ我々の宇宙活動に様々な影響を与える地磁気嵐イベントを取扱う。地磁気嵐の発生要因は、主として太陽から放出されるコロナ質量放出(CME)などに伴った長時間に渡る南向きの惑星間空間磁場(IMF)が地球磁気圏と相互作用することで、磁気圏内部に浸入する大量の太陽風プラズマによって赤道環電流などの大規模電流構造が形成されることが挙げられる(例:文献[2])。地磁気嵐の規模を示すDst指数は、中緯度にある地磁気観測所(経度上で広がりのある4カ所)で観測された地磁気変動の大きさを1時間平均で指数化したものであり、主に赤道環電流の強度を反映している。地磁気嵐時には強い西向き赤道環電流が発生してい

るために地上では南向きの磁場が誘導され、その結果Dst指数は急激(数時間～1日程度)に減少し、その後徐々に平常時の値に回復していく。今回は1957-2001年までの45年分のデータセット(京都大学地磁気解析センターより提供、合計394464データ)を使用しており、例として2000年1年間のDst指数の時系列プロットを図1に示す。この年のDst指数の基本的な統計量は、平均約-20 nT、偏差約28 nT、歪度約-3である。平常時は小規模でランダムな変動を示している一方、瞬間的に大きく負の値に振れる地磁気嵐イベントの存在が、Dst指数の分布が負の方向に歪んでいることの証左となっている。地磁気嵐はDst指数のピーク時の最小値に応じて3種類(intense, moderate, small)に分類される[2]。特にintenseイベント(Dst < -100 nT)は惑星間空間磁場(IMF)が3時間以上に渡って南向きの状態にあるときに発生することが知られていて、オーロラ活動や放射線帯の高エネルギー粒子フラックスの増大が顕著になる。

本稿では地磁気嵐イベントの抽出にあたり、連続してDst < -100 nTとなっているか、または非連続でも48時間以内でDst < -100 nTとなっている期間を一つの独立イベントとして自動検出した結果、1957-2001年までの45年間で計322回のイベントが抽出された。これは平均すると1.7ヶ月に1回の割合で発生していることになる。ここで磁気嵐のintensityを1イベントあたりのDst最小値で、隣接したイベント間のintervalを各々のDst最小となる時刻の間隔で、それぞれ I_s 、

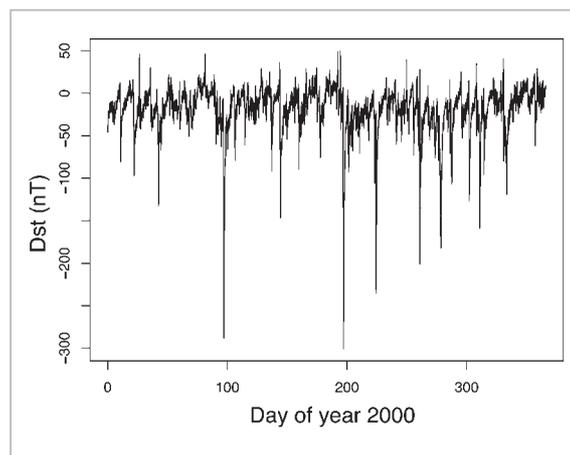


図1 2000年1年間のDst指数(横軸はday of year)の時系列プロット

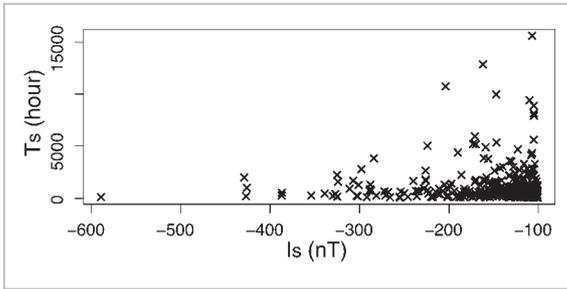


図2 地磁気嵐 intense イベントの intensity (I_s) と interval (T_s) の相関

T_s と与えたときの両パラメータ間の散布図を図2に示す。図2より、 I_s 、 T_s 間には反比例的な傾向が見られ、強い磁気嵐になるほど前のイベントからの間隔が短くなっている傾向が読み取れる。特に $I_s < -280$ nT に至る巨大なイベントは、それ以前の半年 (~ 5000 時間) 以内に比較的中程度のイベントが発生していることを示唆しており、長期予測における前兆現象と捉えられる可能性もある。また、この傾向は磁気圏内部におけるエネルギーの蓄積・解放過程とも密接に関連するとも考えられるが、以降の解析・考察は本稿の範疇を超える。以下の節ではこの intense イベントに関して、月・年単位の最大可能強度と発生頻度を基本パラメータと捉え、その発生確率について検証していく。

2.2 最大強度

本節では、将来発生が予想される地磁気嵐の最大強度に関する統計的な推測を行う。宇宙活動のリスクを考慮する場合、発生頻度自体は極めて稀でも、一度でもそうした極めて大きなイベントが起きると致命的な障害に至ることは十分にあり得る。こうしたリスクを回避したり損失を最小限にとどめるには、そのイベントレベルの将来における発生可能な最大規模を定量的に、特に過小・過大評価することなく適切に推定することが重要となる。

まず $Dst < -10$ nT の全分布を図3に示す。本稿で取扱う intense イベント ($Dst < -100$ nT) はこの分布の右裾部にあたり、総データ (394464) における約 1% 程度の頻度 (4632) で発生している。またこの図より、裾部は power-law 型の分布を示していることから、このイベントレベルの統計的性質は通常の正規分布などのように平均や分散と

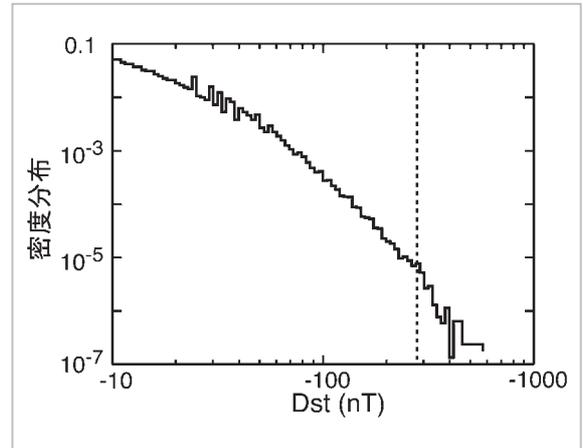


図3 Dst 指数の密度分布関数 (-10 nT 以下のみ表示、両座標とも対数プロット)

本稿における極値統計解析では、 $Dst < -280$ nT (点線より右側) のデータのみを抽出した。

いった統計量による議論に適さず、また正規分布を仮定するとイベントの発生頻度を過小評価してしまうため、災害に対するリスク管理という観点からすると別の統計手法を導入する必要がある。

そこで本稿では極値統計理論 (extreme value statistics) (例えば文献[3][4]を参照) の活用を試みた。極値統計とは、対象とする現象を示すデータに対して裾部に特化した分布形状などを議論するものであり、データの大半を占める「平常時」の影響を排除し、リスクとなるイベントに対して精度の高い統計分析を可能とするものである。これまでに応用されてきた代表的な分野としては土木工学やリスクファイナンスなどが挙げられ、例えば1950年代にオランダで生じた大洪水による被害を受けて、長期間に渡って海拔0メートル以下の国土の安全のために適当な高さの防潮堤の設計に使われた(この例では、海水が堤防を越えるのが約1万年に1回の確率となる高さが計算された)。宇宙科学への極値統計の応用は、 A_p 指数や IMP 衛星で観測された 60 MeV 以上のプロトンフラックス、GOES 衛星で観測された 2 MeV 以上の電子フラックスにおける極端に大きなイベントの統計性を調べるのに使用された[5]。最近では放射線外帯における MeV 電子フラックスの上限値を推定することにも用いられた[6]。本研究ではこの手法を Dst 指数に対して適用し、地磁気嵐の中でも特に intense イベントの発生分布を関数として与え、そしてこの関数から、将来(数年~数十年ス

ケール)の発生が予想される磁気嵐の最大強度を推測期間の関数として定量的に見積もることを試みる。

極値統計では、取扱う極端データの(累積)確率分布関数の形が決まっており、使用するデータセットの性質に応じて主に、(1)最大値資料による一般化極値分布(GEV)と(2)極大値資料による一般化パレート分布(GPD)の2種類に分類される。(1)と(2)では全データから極値統計に特化したデータセットを抽出する方法が異なる。(1)では全データセットを一定期間(例えば1年)ごとに分割して、それぞれの期間内の最大値データのみを抽出したサブセットを構成するのに対し、(2)ではある閾値を設定して、これを超えるデータのみを抽出したサブセットを構成するものである。データ値を x とした場合、GEVとGPDはそれぞれ次のように与えられる。

$$\text{GEV: } G_\gamma(x) = \exp(-(1 + \gamma x)^{-1/\gamma})$$

$$\text{GPD: } W_\gamma(x) = 1 - (1 + \gamma x)^{-1/\gamma}$$

ここで γ は分布の形状パラメータと呼ばれる。更に $x \rightarrow (x - \mu) / \sigma$ と置き換えることで (μ : 位置パラメータ、 σ : 尺度パラメータ) 対象となる任意の極値データを取扱うことができる。位置パラメータ μ は極値データを特徴づける閾値を表す。

ここでは閾値 μ を超える Dst 指数データを抽出して(2)の一般化パレート分布に対するフィッティングを行い、各(形状、尺度)パラメータを推定することにする(但し、分布関数の引数は正で定義されるので、データは $|\text{Dst}|$ で与える)。極値統計理論では、閾値 μ を超えるデータは全て同一の分布に従う必要がある。図3は、 $\text{Dst} < -280$ nTにおける分布が同一のベキ分布(ベキ指数 ~ -4.96)で近似できることを示しているので、本論では $\mu = 280$ として計算を進める。この条件を満たす極大値資料は計121個で、平均すると年間に2.7回発生していることになる。パラメータ推定には最尤法を用いた(実際には統計解析ソフトRの極値統計解析パッケージ(extRemes)を使用している)。フィッティング結果から与えられた最尤解、 $(\mu, \gamma, \sigma) = (280, 0.177 \pm 0.117, 38.2 \pm 5.6)$ を用いて、図4には横軸に $|\text{Dst}|$ 、縦軸に累積確率、 $W_{\mu, \gamma, \sigma}(|\text{Dst}|) = 1 - (1 + \gamma(|\text{Dst}| - \mu) / \sigma)^{-1/\gamma}$ を取ったプロットを

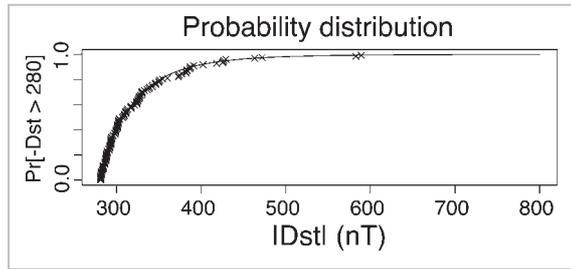


図4 Dst < -280 nT のデータでフィッティングした一般化パレート分布関数 $W_{\mu, \gamma, \sigma}(|\text{Dst}|)$

但し、 $\mu = 280$ 、 $\gamma = 0.177$ 、 $\sigma = 38.2$ を代入した。×印は、フィッティングに用いた Dst データを順にソートしながら累積したイベント数の総数(322個)に対する割合を求めたものである。

示す。ここで×印は実際の Dst 値で、求められた関数形は良く適合していることがわかる。

このパレート分布を基に、 T -year return level (S_T) という重要な量が求められる。これは今後の決められた期間中 (T 年間) に発生するであろう最大強度を表すものであり、 S_T を超えるイベントが T 年間に一度の確率で発生するところから定義される。本節の最終目的は、この T 年の関数としての S_T を求めることにある。

以下、 S_T の導出を簡単にまとめる。まず T 年間に得られる Dst データ総数は (Dst が 1 時間値であることから) $N_T = 365.25 \times 24 \times T$ であり、 S_T の定義から $\Pr\{X \geq S_T\} = 1/N_T$ となる。一般化パレート分布 $W_{\mu, \gamma, \sigma}(x) = 1 - (1 + \gamma(x - \mu) / \sigma)^{-1/\gamma}$ が累積確率 $\Pr\{X < x | X > \mu\} = 1 - \Pr\{X \geq x | X > \mu\}$ であることを用いて、 $\Pr\{X > S_T\} = \Pr\{X > \mu\} \cdot \Pr\{X \geq S_T | X > \mu\} = \Pr\{X > \mu\} \{1 - W_{\mu, \gamma, \sigma}(S_T)\}$ と書き換えられる。全データ数 n のうち閾値 μ を超えるデータ数を k とすると $\Pr\{X > \mu\} = k/n$ と近似でき、以上整理すると T -year return level は次式で与えられる。

$$S_T = \mu + \frac{\sigma}{\gamma} \left\{ \left(\frac{N_T k}{n} \right)^\gamma - 1 \right\}$$

この結果を用いると、「10年に一度」「50年に一度」「100年に一度」といった規模の地磁気嵐時の Dst 値はそれぞれ $(S_{10}, S_{50}, S_{100}) = (-450.8 \text{ nT}, -578.2 \text{ nT}, -645.3 \text{ nT})$ と推定することができる。図5に T 年間の関数としての S_T (実線) と 95 %

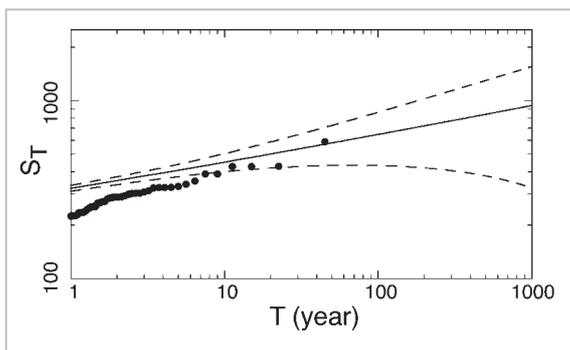


図5 T-year return level のプロット(実線)。破線は 95 %信頼区間、黒丸は実際の intense イベントセットから算出した return level

信頼区間(破線)のプロットを示す(標準誤差の算出は文献[1][3]を参照)。黒丸は、前節で抽出した地磁気嵐イベント (minimum Dst < -100 nT、322 イベント) の intensity (I_s) 値から算出したもので、具体的には次のように計算した。ある I_s 値より強いイベントの数を m とすると、これは $45/m$ 年に 1 回の確率で発生する、つまり図 5 上で $S_T = I_s$ 、 $T = 45/m$ にプロットされる。この図から、 $T = 10$ 年以下では S_T は過剰に評価されているのに対し(太陽活動の静穏期における実際の見積りが反映されない)、10 年以上のスパンにおける評価は適正であることが見て取れる。これは、太陽活動周期より長い期間における最大強度の推定に本節の手法が有効であることを示唆している。

2.3 発生頻度

イベントはいつ発生するのか、という時間軸上の予測を行うにあたり、短期予測では太陽活動や太陽風データを入力パラメータとした数値シミュレーションを中心に、リスクイベントの発生時刻をピンポイントで正確に決定することが重要である。これに対し長期予測では発生時刻の正確な予報より、数ヶ月から数年といったスパンにおける発生頻度がより本質的な情報となる。本節では個々の地磁気嵐イベントを抽出して、その発生時系列の統計的性質を検証し、地磁気嵐の予想発生頻度、例えば今後半年間で 2 回以上発生する確率は何%か、といった確率の提供を試みる。

ここで考慮する intense イベントは、観測サンプル数が全データとの割合から見て非常に稀であることから、時系列上の発生過程がポアソン過程で

近似可能であることが予想される。ポアソン過程ではイベント間の interval、つまり待ち時間は指数分布 $\lambda \exp(-\lambda t)$ に従う。**2.1** で導入したパラメータ T_s の分布は $T_s > 1000$ 時間の裾部で power-law 型 ($T_s^{-\alpha}$: ベキ指数 $\alpha \sim -2.06$) となっていて、一見これはポアソン過程の仮定と矛盾すると思われるが、太陽フレアの発生間隔に関して同様の分布を解析した文献[7]によると、ポアソン過程のパラメータ λ に時間依存性があり、その分布が power-law 型であるなら発生間隔も power-law 型の分布になることが示された。彼らの解析では分布のベキ指数は $\alpha \sim -2.2 \pm 0.1$ と導出され、本稿で解析した磁気嵐発生間隔 (T_s) の分布におけるベキ指数との整合性が見られる。しかしこの事実だけから磁気嵐と太陽活動との相関を論じるのはまだ材料不足であり、本稿の範疇を超える。

発生頻度は実際には太陽活動度に大きく依存するため、全期間同一のポアソン過程で記述することはできない。図 6 に、**2.1** で抽出した地磁気嵐イベントの発生時に対する発生順の累積カウント数を示す(黒丸)。実線は対応する月平均の太陽黒点数である。このプロットにおける累積カウント数の傾きは平均的な発生頻度を表すが、図 6 より明らかに傾きは一樣でなく、太陽黒点数~太陽活動度に応じて局所的に直線で近似できるジグザグな変化を呈していることがわかる。また太陽黒点数 ~ 40 付近を境にジグザグな折れ曲がりが生じ

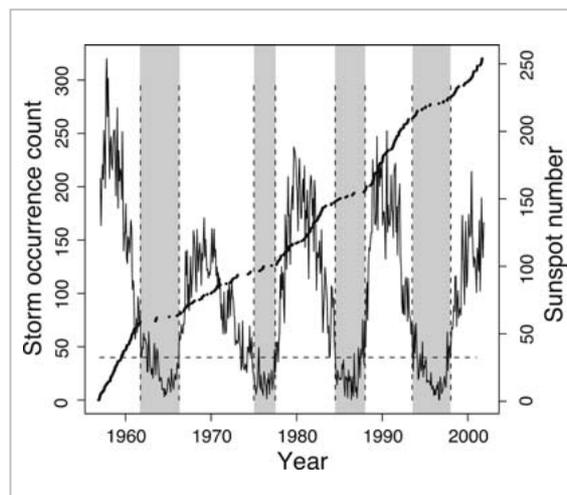


図6 地磁気嵐 intense イベントの発生時に対する累積カウント数(点)、実線は月平均の太陽黒点数

灰色の陰影をつけている期間で太陽静穏期を定義する(黒点数 ~ 40 (水平破線) を境にしている)。

ていること、その変動周期が太陽活動の11年周期と良く一致していることも見て取れる(図6中の水平破線参照)。そこでこの黒点数~40を区切りに太陽活動周期における静穏期と活動期を分割する(図6で灰色の陰影区間が静穏期)。

個々の地磁気嵐の発生は互いに独立であることを仮定すると、その発生過程はポアソン過程 $X(t)$ として考えることができる。単位期間あたりのイベント発生数(発生頻度)を λ とすると、時間 $[0, t]$ の間にイベントが発生する回数 $X(t)$ の確率分布はポアソン分布

$$\Pr\{X(t) = k\} = (\lambda t)^k \exp(-\lambda t) / k!$$

に従う。ポアソン分布の期待値 $E[X(t)] = \lambda t$ となることから、図6における累積カウント数の傾きが λ に相当していることになる。そこで静穏期、活動期それぞれの点を直線に当てはめて傾きを求めたところ、単位期間を3ヶ月としたときの地磁気嵐平均発生回数が静穏期で約0.7回、活動期で約2.3回と求められた。実際地磁気嵐の発生回数を3ヶ月ごとにまとめて頻度分布を作成し、ポアソン分布に対する適合度検定を行っても同様の結果を示し、また「地磁気嵐の発生が太陽活動の静穏期・活動期それぞれにおいてポアソン過程に従う」という命題に対する帰無仮説も棄却された。図7に3ヶ月当たりの発生頻度に対する確率分布のプロットを示す。実線は活動期($\lambda = 2.3$)、破線は静穏期($\lambda = 0.7$)におけるポアソン分布で、黒丸・白丸がそれぞれ実際の頻度を示しているが、この図からもポアソン過程による近似が適正であることがわかる。

図8には各活動期のポアソン分布のパラメータ λ と対応する期間内の最大黒点数の関係を示す。図より両者がほぼ線形関係にあることがわかる。これは太陽の活動サイクルにおいて黒点数の最大値がサイクル全体の活性度を表していて、地磁気嵐の発生頻度自体にも positive な影響を与えていることを示唆しているのかもしれないが、これも今後より精細な検証が必要である。またこの関係が有効であるとする、次期サイクル(24)における黒点数の最大値は小さくなる(例:文献[8])という予測が優勢であることから、地磁気嵐の intense イベントの発生も少なくなるのが予想され、実際の次期サイクルにおける結果と改めて

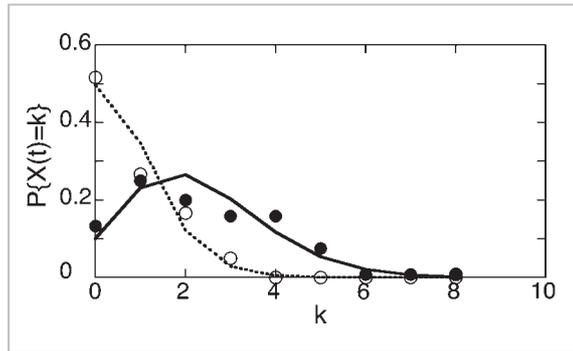


図7 地磁気嵐 intense イベントが3ヶ月当たり k 回発生する確率の分布

実線は太陽活動期、破線は太陽静穏期におけるポアソン分布を示す(パラメータ $\lambda = 2.3$ (活動期)、 0.7 (静穏期))。黒丸、白丸はそれぞれ活動期、静穏期に発生した実際の頻度分布。

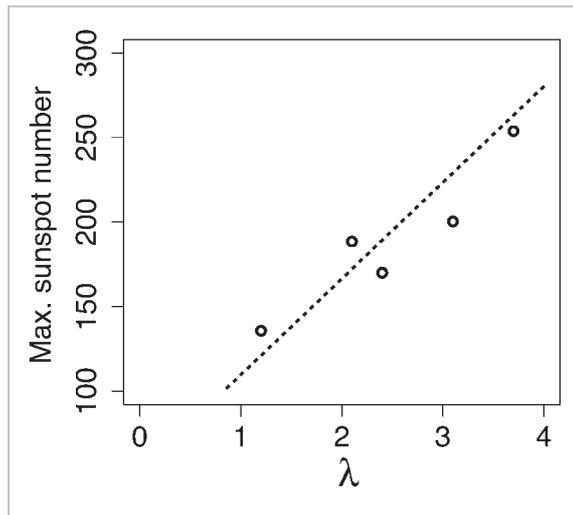


図8 太陽活動期のポアソン分布のパラメータ(単位期間3ヶ月)と最大黒点数との相関

比較検証していきたい。

以上の結果(パラメータ λ の推定)を用いると、例えば次のような長期予報が可能となる。「**向こう3ヶ月間で3回以上地磁気嵐の intense イベントが発生する確率は**%である。**」

この確率は、

$$\begin{aligned} \Pr\{X(t) \geq 3\} &= 1 - \Pr\{X(t) < 3\} \\ &= 1 - \sum_{i=0}^2 \lambda^i \exp(-\lambda) / i! \end{aligned}$$

で与えられ、活動期においては $\lambda = 2.3$ を用いて約40%と見積もることができる。こうした確率値そのものは科学的な価値は希薄であろう(科学的な意味を持つのは確率でいえば0か1の場合の

みである)。一方実務の面では、例えばある宇宙活動において1回イベントが発生することで生じる損害が既知である場合に、長期運用中に被る総損害の期待値を計上するといった活用が期待できる。更にはこの結果を基に、保険商品の開発などへの応用も将来的には可能となるだろう。

3 むすび

本稿では宇宙活動を行う上で避けられない自然リスクの発生を、特に(年単位の)長期間に渡る確率として評価することに主眼を置いた。具体的な事象として地磁気嵐の intense イベントを取り上げ、将来の発生が予想される最大強度・頻度に関する解析手法を導入して、磁気嵐の指標となる Dst 指数 45 年間のデータセットを用いて確率の定量化を行った。最大強度の推定には、観測例の稀な「極端現象」の統計性を精密に評価する極値統計を Dst データセットに適用し、今後 T 年間に一度の確率で発生する強度、T-year return level を求める手順を確立した。また個々の磁気嵐が独立に発生するという前提からポワソン過程を適用し、将来の発生頻度確率を導出するスキームを提案した。

現在の宇宙天気研究で主流となっている時間～日単位のリアルタイム予測に対し、本稿ではイベントの統計性を用いた月～年単位の長期リスクの予測に、特に実用性を考慮した確率値の評価に焦点を当てている。一方、ここで求められたパラメータは太陽地球系システム内のエネルギー蓄積過程における臨界現象に関する情報を含んでいる

とも言え、今後は純粋に科学的な研究対象に組み込んでいくことも視野に入れている。

無論、長期予測の精度をより高めるために、本稿で導入した解析手法についても更なる改良を図る必要がある。例えば地磁気嵐の発生頻度予測で仮定したポアソン分布におけるパラメータ λ を今回は太陽活動の静穏期と活動期の2種類のみで与えたが、実際にはこれは非常に粗い分類である。太陽フレアの発生頻度においては文献[7]がベイズ統計を応用した手法を用いて λ の時間変化をより高い精度で求めている。太陽フレアに比べて地磁気嵐のイベント数は圧倒的に少ないので上記手法が必ずしも適しているとは言えないが、地磁気嵐においてもベイズ統計やカルマンフィルターなどの統計手法を取り入れて、よりリアルタイムに即したパラメータの導出を試みていきたい。

更には宇宙天気予報の実用面を考慮した場合、微小擾乱が引き起こすカオティックな振舞や用いるデータの品質、予報提供までに必要な時間などの制限が加わるため、100%完璧な予測は不可能と言ってよい。実際の運用においては、予測した確率と実績との間の整合性が物理的な相関より重要視されるものであり、その予報を利用した運用を行った／行わなかった結果生じるコストと損失のバランスを定量的に評価する手法の開発も進めていかなければならない。

本研究で利用した Dst 指数のデータベース使用の許諾に関して京都大学地磁気解析センターに感謝いたします。

参考文献

- 1 Tsubouchi, K., and Y. Omura, "Long-term occurrence probabilities of intense geomagnetic storm events", *Space Weather*, Vol.5, S12003, doi:10.1029/2007SW000329, 2007.
- 2 Gonzalez, W. D., J. A. Joselyn, Y. Kamide, H. W. Kroehl, G. Rostoker, B. T. Tsurutani, and V. M. Vasylunas, "What is a geomagnetic storm?", *J. Geophys. Res.* Vol.99, No.A4, pp.5771-5792, 1994.
- 3 Coles, S., "An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values", Springer, London, 2001.
- 4 Reiss, R.-D., and M. Thomas, "Statistical Analysis of Extreme Values", Birkhauser, Boston, 2001.
- 5 Koons, H. C., "Statistical analysis of extreme values in space science", *J. Geophys. Res.*, Vol.106, No.A6, pp.10915-10921, 2001.

- 6 O'Brien, T. P., J. F. Fennell, J. L. Roeder, and G. D. Reeves, "Extreme electron fluxes in the outer zone", *Space Weather*, Vol.5, S01001, doi:10.1029/2006SW000240, 2007.
- 7 Wheatland, M. S., and Y. E. Litvinenko, "Understanding solar flare waiting-time distributions", *Solar Physics*, Vol.211, pp.255-274, 2002.
- 8 Watari, S., "Forecasting solar cycle 24 using the relationship between cycle length and maximum sunspot number", *Space Weather*, Vol.6, S12003, doi:10.1029/2008SW000397, 2008.



坪内 健

電磁波計測研究センター宇宙環境計測
グループ専攻研究員 博士（理学）宇
宙プラズマ物理学