

Research Reports of the National Institute
of Industrial Safety, NIIS-RR-2001 (2002)
UDC 591.2:614.8

リスク曲線を用いた産業災害の統計分析に関する研究*

花安繁郎**, 梶山正朗***, 関根和喜****

Statistical Analysis of Industrial Accidents by Risk Curve *

by Shigeo HANAYASU**, Masao KAJIYAMA*** and Kazuyoshi SEKINE****

Abstract : The objective of statistical analyses for industrial accident occurrences is to provide various basic information for the decision making on the policy of loss prevention or risk management. For this purpose, characterizing and evaluating of the potential risk of accident occurrence quantitatively that correspond to the results of statistical analyses is required. This paper proposes a new statistical technique which give a quantitative index that enable to characterize the potential risks of industrial accident occurrences in many engineering systems. An approach taken in this study is based on the concept of the risk curve, in which the relationship between exceedance frequencies and their corresponding magnitude of damage consequence of hazardous events is described in a log-log scale. The basic understanding and interpretations of risks for accident occurrence have been examined with the risk definition determined by Kalpan and Garrick, and the risk curve has been clarified to be of a useful method for characterizing the risk of hazardous events. Furthermore, based on the collected various actual accident data, the risk curve can be essentially expressed with a mathematical form uniquely determined by a one parameter distribution. It was concluded that the distribution parameter that characterizes the risk curve can be adopted as an safety index for a possible methodology that statistically assesses risks of accident occurrence of an operating system.

Keywords ; Risk curve, Industrial accidents, Statistical analysis

1. はじめに

産業災害・事故データの調査とその統計分析結果は、対象システムにおける安全管理上の問題点の把握や事故防止対策決定の際に重要な情報源となる。すなわち、災害統計分析手法は、安全施策を実施する際の合理的な意思決定を支援するための方法論でなければならない。そのためには、災害統計分析は、たんに事故件数や発生頻度等の経時的推移を調べることや、事故データの確率統計分布への適合性を検証するばかりでなく、そこでの分析結果が、安全管理のレベルやリスク評価を行うための定量的概念や指数 (safety index) と結び

ついていることが必要である。

この目的のため、筆者らは、事故の発生頻度とその被害規模との関係、すなわち災害事故生起の規模特性における階層構造的に着目し、災害事象生起則にはフラクタル理論¹⁾で取扱われている統計的自己相似性やスケーリング特性と共通する概念が存在することを明らかにし、災害統計分析分野における“フラクタル分析手法”ともいうべき分析手法の提案を行っている²⁻⁴⁾。具体的には、災害統計データを用いて両対数紙上にいわゆる“リスク曲線 (risk curve)”を構成し、そのテイル部の傾きの絶対値であるフラクタル次元を求めれ

* 2000年11月6日 JCOSSAR 2000 (構造物の信頼性と安全性に関する国内シンポジウム) にて要旨を発表

** 境界領域・人間科学安全研究グループ Interdisciplinary and Human Science Safety Research Group

*** 三菱レイヨン Mitsubishi Rayon Co., Ltd.

**** 横浜国立大学 Yokohama National University

ば、対象システム群の持つ安全管理機能の程度を定量的に示す統計的指数が導出できることを示した。

しかし、ここで定義したリスク曲線全体がどのような分布関数で表現が可能か、また、リスク表現論としてリスク曲線がどのような意味を有するのか、あるいは、リスク曲線で表される災害被害規模分布の合理的パラメータ推定法等に関しては明確にされていない。

本研究では、リスク曲線と Kalpan と Garrick⁵⁾ による一般的リスク表現との関連性を明確にしたのち、オリジナルなリスク曲線を修正した「正規化リスク曲線」なる新しい概念を導入し、リスク曲線を1つの関数形で表現する手法について考察を加えた。また、ベイズ推論方式により、リスク曲線がパレート分布に従うときのパラメータ推定法について検討を加え、さらに、ベイズ方式から導出される事後分布パラメータと元の被害分布を複合化することにより、パラメータフリーな災害被害規模予測分布を導出した。このような分析過程を通して、効果的な安全施策立案のための新しい災害統計分析手法が開けることを示した。

2. リスク曲線のリスク表現論としての意味⁶⁾

工学分野におけるリスクとは、危険事象 (hazard) による災害の規模 (magnitude of consequence) とそれが発生する頻度または確率との結合体として定義される^{7,8)}。その最も簡便な表現形式として“被害期待値”が多く使われている。より一般的なものとして Kalpan と Garrick⁵⁾ によるリスク表現論がある。本報では、出発点としてこれを採用する。

Kalpan と Garrick らによれば、リスク R とは以下の式に示されるような3個の要素の集合 (set of triplets) として書き下せる。

$$R = \langle s_i, p_i, x_i \rangle, \quad i=1,2,\dots,N \quad (1)$$

但し、 s_i は想定される事故シナリオでその総数を N とする。また、 p_i と x_i は各々 s_i というシナリオを持つ災害事象の生起頻度または発生確率とその被害の規模を表す。

ある一定観測期間 T 内に発生した災害データを用いて統計分析を行う場合には、リスクの表現として、式(1)を敷衍するとつぎの様に定義される。

$$R = \langle s_i, t_i, x_i \rangle \quad 0 \leq t_i \leq T, \quad i=1,2,\dots,N \quad (2)$$

但し、 t_i は s_i なるシナリオの事故が発生した時刻。

式(2)の表現には頻度や確率の概念は直接含まれてないが、観測期間 T を付与することによってそれらの概念が具備されるものとみなしてよい。式(2)の表現を具

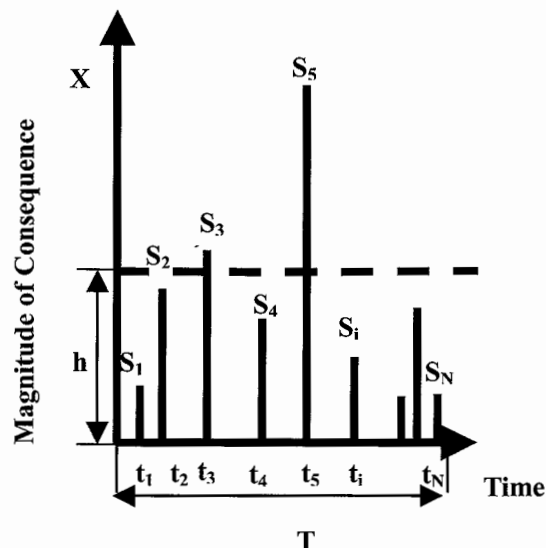


Fig. 1 Schematic figure of risk chart.
リスクチャート概念図

体的に図式化したものを Fig. 1 に示した。

Fig. 1 の横軸は観測期間 T 内での事故発生時間(t_i)を表し、縦軸は観測された災害の規模 (被害の大きさ) (x_i) を意味する。つまり、Fig. 1 は発生した事故の大きさをパルスの高さとし、それらを離散的時系列データとして図化したものである。同図は式(2)そのものであり、これを“リスク・チャート”と呼ぶことにして、災害事象群に対する“図示によるリスクの統計的表現”と考える。

一方、リスク曲線は災害の規模 (被害の大きさ) X を変数としたときの災害事象発生に関する超過頻度、すなわち上側累積頻度分布関数 $C(h) = CF(X \geq h)$ として定義されるが、これは災害の規模と発生時刻について、Fig. 1 に示されるような確率離散的時系列データの1つの整理方法であると解釈される。

ここで、ある一定期間 T 内 (例えば、ある年度の一年間) で発生した同一種類の事故データを整理して、Fig. 1 のようなリスク・チャートをつくる。災害規模 X について適当な域値 h を決め、 X が h より大きい値を取るパルスの列を考え、それらのパルス数の総和値を求める。そして、これを $CF(X \geq h)$ とする。 $CF(X \geq h)$ を観測期間 T で除した式 (CF/T) が上側累積頻度 $F(h)$ で、 $F(h)$ と設定した域値 h との $\log\text{-}\log$ 関係が、いわゆるリスク曲線に対応する。

以上の考察をもとに、実際にわが国で 1989 年から 1993 年までの5年間に発生した産業活動に伴う火災事故データ (消防庁発行の火災年報と消防白書よりデータを採取) を、域値 h で整理して作成したリスク曲線

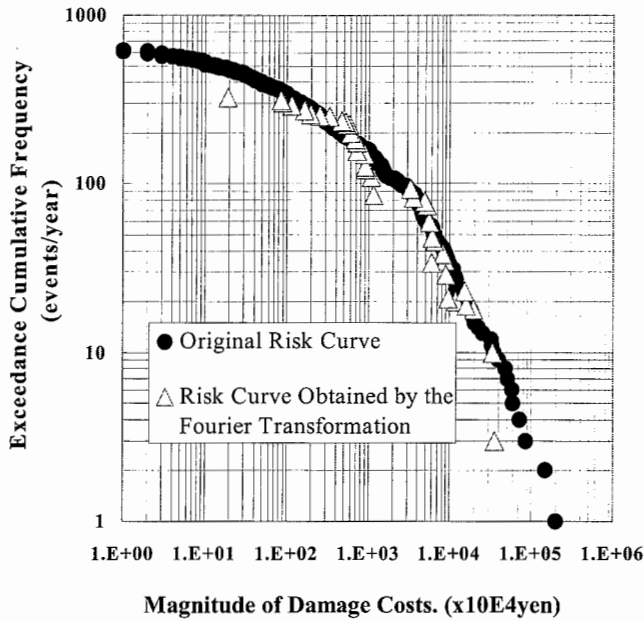


Fig. 2 Original risk curve and analyzed risk curve by Fourier transformation (Fire Accidents)
オリジナルリスク曲線とフーリエ変換による
リスク曲線 (産業火災 : 1989-1993 年)

の例を Fig. 2 に示した。図中の●印で示される曲線がそれである。被害の大きさの域値 h には損害額 ($\times 10^4$ 円) を採用した。

同図に示した両対数グラフ上に整理されたオリジナルなリスク曲線は、多種・多様な災害事故データについても同様に Fig. 2 の●印で示される曲線と同様な形状を示すことが既に分かっている^{2,3)}。

一方、見方を変えると、リスク曲線は Fig. 1 のような離散的時系列パルス信号を周波数 (頻度) と振幅 (災害の規模) の関係に変換したものとみなせる。すなわち、Fig. 1 で示されるリスク・チャート上の N 個の有限パルス信号列を離散的フーリエ変換し、それらを振幅 (すなわち被害規模 X) と頻度の関係にし、さらにそれを振幅-累積頻度の形で表現したものがリスク曲線である。つまり、リスク R の図式表現であるリスク・チャートとリスク曲線は本質的に等価のものであるとみなせる。この推論の証明のため、前述のわが国の産業火災事故に関する 1989 年~1993 年の 5 年間分の災害統計データを用いて、これらのデータ群の離散的フーリエ変換を行った。その結果を累積頻度の形で整理したものを Fig. 2 中に重ねて示した。

Fig. 2 では、通常の方法で構成したオリジナルなリスク曲線と離散的フーリエ変換で得られるスペクトル図から構成したリスク曲線とがほぼ一致した概形を示すことが見て取れる。すなわち、式(2)で定義されるリスクとリスクチャートは同値であり、リスクチャート

から構成されるリスク曲線の全体像は式(2)で示されるリスクそのものを明確に表現しているといえる。

3. リスク曲線の一般的関数表現

前章において、リスク曲線そのものが一つのリスク表現となっていることが示されたので、つぎにその曲線の全体像を記述できる関数形の特定を試みる。いま、Fig. 1 の災害発生に関する有限個の離散的時系列データを整理したとき、

$$F(h) \propto h^{-n} \tag{3}$$

になっていれば、このデータの分布はいわゆるパレート形(Pareto distribution type)で自己相似性を有する n 次元フラクタル分布となる^{1,2)}。一方、ここで用いられている災害規模 X は、一定の方式で評価・算出された観測データである。したがって、ある種の位置パラメータ γ を導入することも可能である。すなわち、Fig. 1 の時系列データは、あるベースライン γ の上に乗っているものと考えられる。すると Fig. 1 に示される域値 h に代えて、 $h + \gamma (=h')$ として整理した場合、

$$F(h) \propto (h + \gamma)^{-n} \tag{4}$$

になっていれば、これも本質的には式(3)で示されるものと同種のパレート型フラクタル分布とみなせる。このように考えて、Fig. 2 に示すデータを $h' = (h + \gamma)$ によって再整理した結果を Fig. 3 に示した。

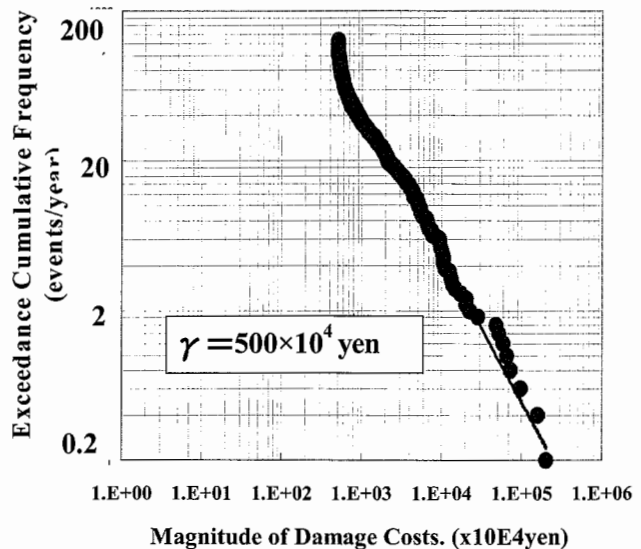


Fig. 3 Modified risk curve considering a location parameter of γ (Fire Accidents)
位置パラメータを導入したリスク曲線 (産業火災)

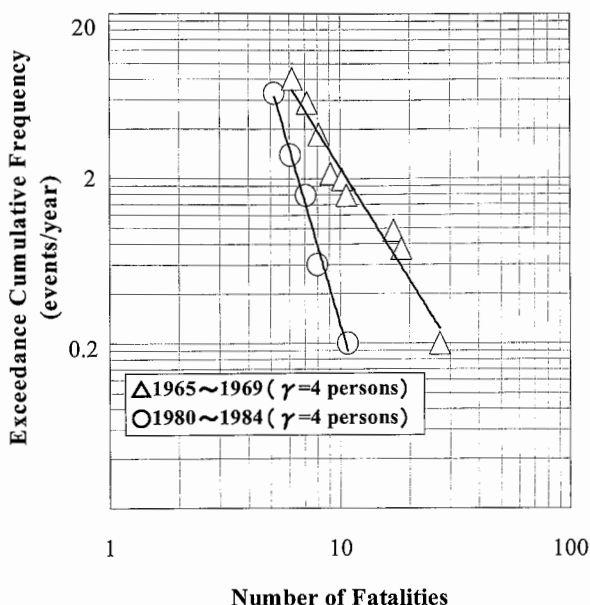


Fig. 4 Modified risk curve considering a location parameter of γ for boiler accidents.
位置パラメータを入れたリスク曲線 (ボイラー災害)

同図より、 $\gamma=500 \times 10^4$ [yen] と見なすと、データはほぼ全域にわたって、式(4)に従うことが分かる。

Fig. 3 は 1989~1993 年の 5 年間のわが国の産業火災データの分析結果であるが、各年毎のデータを式(4)にもとづいて作成したリスク曲線においても γ は同一の 500×10^4 [yen] となっており、両対数グラフ上で直線回帰できることが分かった。

Fig. 4 は 1965 年~1969 年ならびに 1980 年~1984 年のそれぞれ 5 年間に発生した、我が国のボイラー事故データ(日本ボイラー協会発行・ボイラー年鑑より)を用いて Fig. 3 と同様の整理(Pareto plot)をした結果である。ここでも位置パラメータ γ は、災害の種類が同一であるならば、年度にかかわらず同じ値となっている。これらのことから、 γ は単に位置パラメータとしてだけでなく、対象とする事故データ群にとって固有な値を持つ意味のある一つのパラメータと考えることができる。

4. 正規化リスク曲線と安全性指数 (safety index)

災害被害規模データは、 γ 値を導入した式(4)の逆べき乗型の関数に従うことが明らかになったが、いま、一定観測期間中に発生した総災害事象数を N_0 とすると、式(4)の上側累積頻度分布関数に従う統計分布は

$$F(h) = N_0 / \{(h/\gamma) + 1\}^{-n} \tag{5}$$

の一般パレート形分布関数として表示される。式(5)について

$$R(h) = F(h) / N_0 \quad (h \geq 0) \tag{6}$$

とすれば、 $R(h)$ は“上側確率分布関数”になる。統計学的には、式(5)のべき乗分布におけるパラメータ γ は、パレート型分布関数の位置パラメータとしての意味をもつが、変数 h を $(h/\gamma) = X'$ とし、新たな変数 X' を導入すれば、 X' は基準化された無次元量として定義できる。したがって X' に関する確率分布関数 $P(x)$ と上側確率分布関数 $R(x)$ は次のように与えられる。

$$P(x) = Pr(X' < x) = 1 - (1+x)^{-n'} \tag{7}$$

$$R(x) = Pr(X' \geq x) = (1+x)^{-n'} \tag{8}$$

ここで、式(8)での $R(x)$ を、“正規化リスク曲線”と呼ぶことにする。この正規化リスク曲線は、Fig. 5 の模式図に示すように、 $R(x) - (1+x)$ を両対数グラフ上に乗せることによって、統一的な直線として表示されるものとなる。ここで、前述の Fig. 2 の産業火災事故に関する実際の事故データから構成した正規化リスク曲線の例を Fig. 6 に示した。

Fig. 6 より、実際のデータで構成した正規化リスク曲線は、両対数グラフ上で直線となることが分かる。

Fig. 5 や Fig. 6 の正規化リスク曲線グラフにおける横軸の正規化された被害の大きさは、 γ をユニットとしてスケールされたもので、この手続きを経ることによって災害の種類や対象システムが変わっても災害規模を統一化して解析することができる。

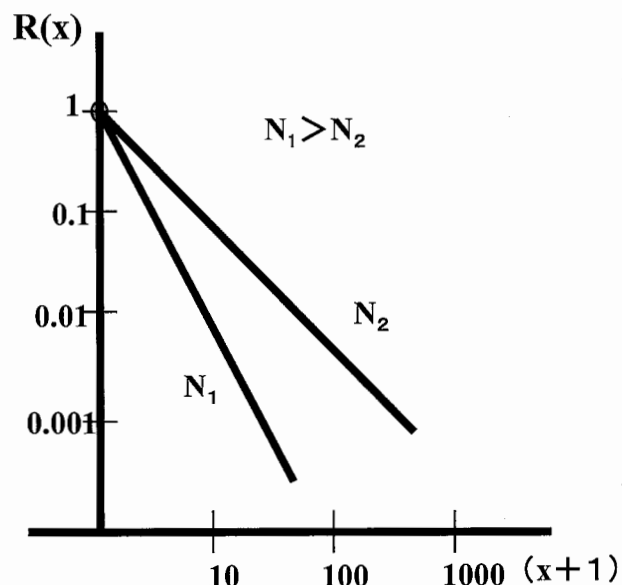


Fig. 5 Schematic figure of normalized risk curve.
正規化リスク曲線の概念図

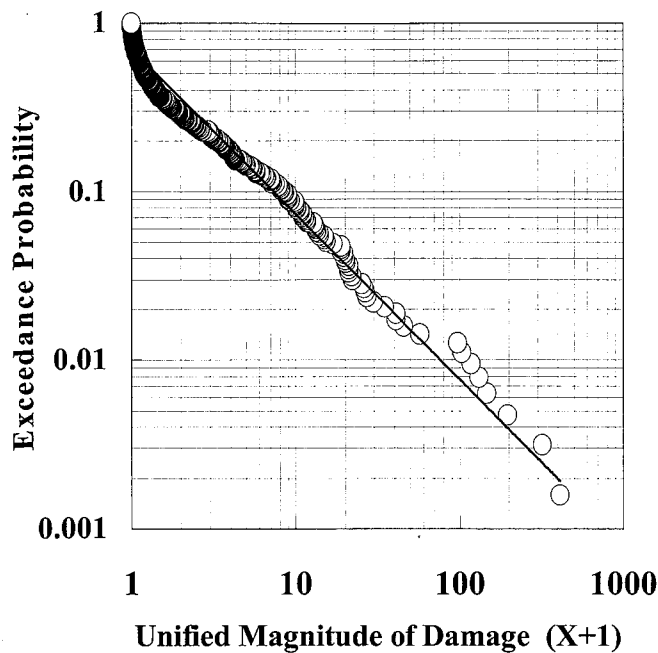


Fig. 6 Normalized risk curve of fire accidents.
正規化リスク曲線 (産業火災: 1989-1993年)

正規化リスク曲線を規定するものは、この曲線の傾きの絶対値である分布のフラクタル次元 n' のみであり、これが対象となる統計データ群が持つ安全性の指標になり得ることが以下のことから容易に理解される。すなわち、指数 n' のみで決定される正規化リスク曲線は上側分布関数そのものを表すので、当然ながら安全性指数 n' は、多くの産業システムでのリスク分析において使用される“被害期待値”と直接関連⁹⁾を持つものと推定される。被害の規模を規格化する定数 γ によって正規化された X' を確率変数とする確率分布関数は式(8)の $R(x)$ で表されるから、 X' の期待値 $E(x)$ は、

$$E(x) = \int_0^{\infty} \frac{n'x}{(1+x)^{n'+1}} dx = n' \cdot Be(2, n'-1) \quad (9)$$

のようになる。ただし、上式中の $Be(\alpha, \beta)$ は、ベータ関数である。上式の場合、ベータ関数は具体的に与えられ、最終的に

$$E(x) = 1/(n'-1) \quad (n' > 1) \quad (10)$$

となり、被害期待値は $(n'-1)$ の逆数で与えられるので、 n が安全性指数としての意味を有することが容易に分かる。また、被害の規模 h そのものの期待値は、式(10)より $E(h) = \gamma/(n'-1)$ であるから、 γ は被害規模をスケールリングするためのユニットになることも直ちに理解できる。

以上のことより、正規化リスク曲線の傾き n' を求めることにより、対象とするシステム群の安全管理の程度を定量的かつ一元的に評価することができる。さらに、この n' は正規化リスク曲線を規定する単一のパラメータであり、また2章で述べたように、リスク曲線はリスクそのものを表現していることから、 n' はリスクを表現する定量的指数ということが確認できる。

安全性指数 n' は、“災害の規模と発生頻度”の両者の量的概念を同時に含み、かつ被害の大きさの絶対値やその尺度単位には依存しない無次元量である。このことから、正規化リスク曲線を構成することによって異なる災害間でのリスクの定量的な比較を行うことが可能となる。Fig. 7には、産業火災事故(前掲)、危険物施設における漏洩事故(消防庁発行・危険物に係わる事故事例による)、我が国で起こった労働災害事故(中央労働災害防止協会発行・労働安全衛生年鑑による)、ボイラー事故(日本ボイラー協会・ボイラー年鑑による)および世界で起こった航空機事故(運輸省航空事故調査委員会事務局報による)の各種災害に関する実際のデータを用いて正規化リスク曲線を同一の両対数グラフ上にプロットしたものを示した。さらに、同図において各正規化リスク曲線を構成するパラメータ γ 、災害データの観測期間・被害尺度の単位等を Table 1 にまとめた。

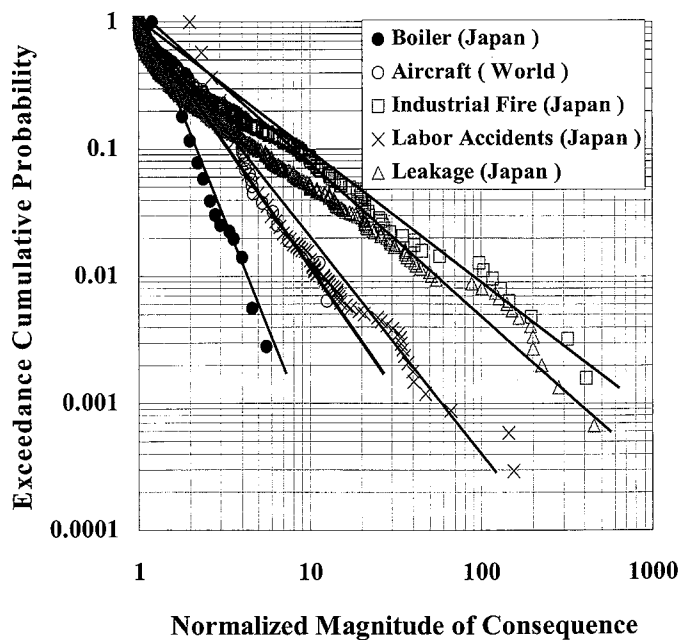


Fig. 7 Normalized risk curves for various types of accidents.
各種災害の正規化リスク曲線

Table 1 Observation period, duration and estimated γ values for various types of accidents.
各種災害のパラメータ、単位等の分析結果

Types of Accident	Period Observed	Length (year)	Damage Unit	γ -Value
Boiler Accident	1962-1995	34	Fatalities	5 (persons)
Aircraft Accident	1977-1990	14	Fatalities	50 (persons)
Industrial Fire Accident	1989-1993	5	Damage Costs	500 (10^4 yen)
Leakage Accident in Facilities by Hazardous Materials	1981-1989	9	Damage Costs	100 (10^4 yen)
Occupational Accident	1977-1994	18	Fatalities	3 (persons)

Fig. 7 より災害の質や種類が異なっても、同一の両対数グラフ上に正規化リスク曲線を構成し、その傾き n' を比較することにより、リスクの統一的な評価が行えることがわかる。すなわち傾きの絶対値が小さい (Fig. 7 で最小は産業火災事故) ほど、大規模災害発生の可能性が高く統計的に危険であることが分かる。逆に傾きの絶対値が大きい (Fig. 7 で最大はボイラー事故) ほど、大規模災害発生の可能性が低く、統計的には対象システムの安全の程度が高いことが言える。

また、災害規模のユニットとしての意味をもつ γ によってスケールされた正規化リスク曲線の傾き n' は、一定の観測期間における全ての災害データがなくても簡単に導出することができる。具体的には $h \gg \gamma$ なる条件を満たすような大規模災害に関するデータのみが揃えばよい。 $h \gg \gamma$ の場合、式(3)は式(4)と近似的に等しくなるので、 $n' \approx n$ がいえる。従って、Fig. 1 に示されるようなオリジナルなリスク曲線のテイル部の傾きの絶対値が近似的に安全指数 n' を与えると考えてよい。すなわち、本論で提案する分析法には、仮に何らかの理由で中小規模の災害データが欠落していても、重大災害データが揃っていれば、オリジナルなリスク曲線のテイル部のみから安全性指数 n' を求めることができるという極めて特徴的な利点がある。

5. 大規模労働災害の予測

前章までにリスク曲線の傾き n が、対象とするシステムの安全性を示す指標となることが分かった。本章では、この考え方を準用して大規模災害の予測につい

て考察するとともに、労働災害統計データを用いた具体的なデータ解析を試みた。

災害規模と上側累積発生頻度の関係は、式(3)より、密度関数形式による表現としては式(11)となる。

$$K = Ph^n \tag{11}$$

ここで、 P はある災害規模 h での災害頻度の密度関数であり、 h はある災害における被害規模を表し、 K と n はパラメータである。

すると、ある一定の被害規模 h_1 と h_2 の間 ($h_1 < h < h_2$) の総災害発生件数は式(12)となる。

$$P(h_1 \leq h \leq h_2) = \int_{h_1}^{h_2} pdh = \frac{K}{(1-n)} (h_2^{1-n} - h_1^{1-n}) \tag{12}$$

また、ある一定の災害被害規模 h_1 から h_2 まで ($h_1 < h < h_2$) の災害による被害の総和は式(13)となる。

$$G(h_1 \leq h \leq h_2) = \int_{h_1}^{h_2} phdh = \frac{K}{(2-n)} (h_2^{2-n} - h_1^{2-n}) \tag{13}$$

従って、式(12),(13)より h_1 から h_2 まで ($h_1 < h < h_2$) の災害による平均災害被害規模は式(14)となる。

$$E(h_1 \leq h \leq h_2) = G(h_1 \leq h \leq h_2) / P(h_1 \leq h \leq h_2) = \frac{(n-1) \cdot (h_2^{2-n} - h_1^{2-n})}{(n-2) \cdot (h_2^{1-n} - h_1^{1-n})} \tag{14}$$

さらに、ある災害被害規模 h を越える大きさの総災害発生件数は式(15)となる。

$$P(h) = \int_h^{\infty} pdh = \frac{K}{(n-1)} \cdot h^{1-n} \quad (n > 1) \tag{15}$$

また、ある災害被害規模 h を超える災害による被害規模の総和 $G(h)$ は式(16)となる。

$$G(h) = \int_h^{\infty} phdh = \frac{K}{(n-2)} \cdot h^{2-n} \quad (n > 2) \tag{16}$$

従って、被害規模 h を超える災害の平均被害規模は式(17)となる。

$$E(h) = \frac{(n-1)}{(n-2)} \cdot h \tag{17}$$

上記各式は、発生した災害件数が災害頻度となっているので、確率分布の導出と災害規模の規格化のために、観測される最小災害規模 h_c を考える。 h_c は3章の災害規模を規格化するパラメータ γ と同じ意味をもつ。

ここで式(15)より、 $P(h_c) = 1$ であるので式(11)のパラメータ K は式(18)のように決定され、同定数を式(15)に代入すると正規化された被害規模の上側確率分布関数および確率密度関数が以下の式で求められる。

$$K = (n-1) \cdot h_c^{n-1} \tag{18}$$

$$R(h) = \left(\frac{h}{h_c}\right)^{1-n} \tag{19}$$

$$p(h) = \left(\frac{n-1}{h_c}\right) \cdot \left(\frac{h}{h_c}\right)^{-n} \tag{20}$$

さらに、災害規模分布の期待値 $E(H)$ と分散 $V(H)$ は、各々式(21),(22)となる。

$$E(H) = \frac{(n-1)}{(n-2)} \cdot h_c \quad (n > 2) \tag{21}$$

$$V(H) = \frac{(n-1)h_c^2}{(n-2)^2(n-3)} \quad (n > 3) \tag{22}$$

ここで、最小災害規模 h_c により正規化された新しい変数を r ($r = h / h_c, 1 \leq r < \infty$) とすると、 r の超過

確率分布関数と確率分布関数は、各々式(23),(24)となり、確率密度関数は式(25)となる。

$$R(r) = r^{1-n} \tag{23}$$

$$F(r) = 1 - r^{1-n} \tag{24}$$

$$p(r) = \frac{dF(r)}{dr} = (n-1) \cdot r^{-n} \tag{25}$$

式(25)の確率密度関数は統計学上では先に記したパレート分布と呼ばれるものである。正規化災害分布の期待値 $E(R)$ と分散 $V(R)$ は、各々式(26),(27)である。

$$E(R) = \frac{(n-1)}{(n-2)} \quad (n > 2) \tag{26}$$

$$V(R) = \frac{(n-1)}{(n-2)^2(n-3)} \quad (n > 3) \tag{27}$$

上記のとおり導出された解析式を踏まえ、実際に発生した労働災害データを元にその被害規模に関する分析を試みた。

Fig. 8 および Fig. 9 には、1977年～1994年に製造業および建設業で発生した重大災害（一度に3人以上の被災者を含む災害）の被害規模と基準化した正規化リスク曲線を示した。

これらの労働災害の最小災害規模は3〔人〕（死傷者数）であり、被害規模の上側確率分布関数（正規化リ

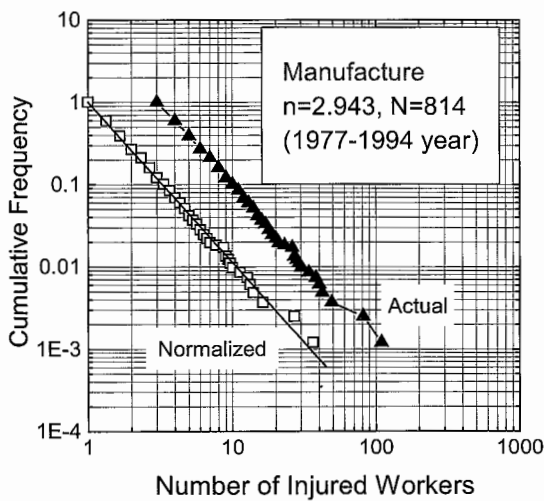


Fig. 8 Risk curve of serious labor accidents. 重大労働災害のリスク曲線（製造業）

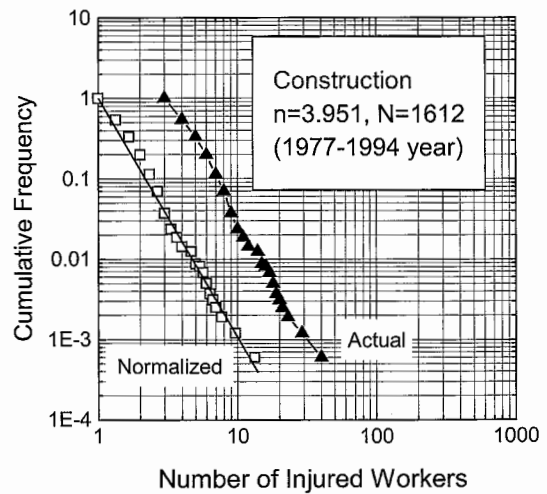


Fig. 9 Risk curve of serious labor accidents. 重大労働災害のリスク曲線（建設業）

Table 2 *n* value, expectation and variance of damage magnitude classified by industrial sectors.
重大災害被害規模分析結果 (産業別)

	Construction Industry	Manufacture industry	Transport industry	Commerce industry
<i>n</i> value	3.951	2.943	3.315	3.571
E(H)	4.538	6.181	5.281	4.910
V(H)	7.337	----	38.250	16.419

Table 3 *n* value, expectation and variance of damage magnitude classified by types of accidents.
重大災害被害規模分析結果 (災害種類別)

	Traffic accident	Explosion	Poison	Fire	Structure collapse
<i>n</i> value	3.505	2.661	2.671	2.903	3.628
E(H)	4.993	7.539	7.471	6.322	4.843
V(H)	19.710	----	----	----	14.210

スク曲線)は(19)式に $hc=3$ を代入することにより得られる。これらの図に示されるように、製造業および建設業における重大労働災害について、両対数グラフ上で上側累積頻度と正規化された災害規模はともに直線関係を示すことが分かる。また、災害の種類が異なっても、例えば、交通事故、火災、爆発、建造物倒壊など、他の労働災害の正規化リスク曲線も同様な性質を示すことが分かっている。さらに被害規模の単位が死傷者数(人)から休業日数(日)となっても同様な性質を示すことも分かっている^{10,11)}。

これら重大労働災害の解析のまとめとして、Table 2 および Table 3 に重大労働災害に関する式(23)による *n* 値、期待値 *E* (*H*) および分散 *V* (*H*) を示した。

Table 2・3 より、*n* 値が大きくなるほど被害期待値および分散は小さくなり、対象とするシステムの安全管理の程度が高いことが実際のデータ分析結果より実証される。言い換えれば、*n* の値が小さいほど、大規模災害発生の可能性が高く、対象とするシステムの潜在リスクが高いと言える。同表より、建設・輸送・商業に関しては *n* 値が高くこれらの産業での大規模災害は相対的に起こりにくく、一方、製造業・爆発に関しては *n* 値が低く潜在的リスクが高い系であると解釈される。

さて、災害被害規模の超過確率分布関数が式(19)で示した *R* (*h*) であることから、ある特定の被害規模 *h* を超える災害が再び発生するまで期間、すなわち災害の平均再現期間は式(28)となる。

$$T_h = \frac{1}{\{R(h) \cdot (N/L)\}} = \left(\frac{h}{h_c}\right)^{n-1} \cdot \left(\frac{L}{N}\right) \quad (28)$$

Table 4 Expected labor accident magnitude corresponding to MTBA classified by industrial sectors (1977 to 1994).
災害再現期間と期待被害規模 (産業別)

	Construction Industry	Manufacture industry	Transport industry	Commerce industry
<i>n</i> value	3.951	2.943	3.315	3.571
# (N)*	1612	814	155	105
MTBA				
1	13.76	21.33	7.60	5.96
5	23.74	48.84	15.24	11.14
10	30.03	69.78	20.56	14.59
20	37.98	99.70	27.74	19.10
30	43.57	122.83	33.05	22.37
40	48.03	142.43	37.42	25.01
50	51.80	159.77	41.20	27.28

* Number of accidents observed between 1977 to 1994.

Table 5 Expected labor accident magnitude corresponding to MTBA classified by types of accidents (1977 to 1994).
災害再現期間と期待被害規模 (災害種類別)

	Traffic accident	Explosion	Poison	Fire	Structure collapse
<i>n</i> value	3.505	2.661	2.671	2.903	3.628
# (N)*	1570	362	312	245	224
MTBA					
1	17.86	18.28	16.54	11.83	7.83
5	33.95	48.16	43.33	27.56	14.45
10	44.77	73.10	65.61	39.67	18.81
20	59.05	110.95	99.34	57.10	24.48
30	69.42	141.63	126.62	70.66	28.57
40	77.87	168.41	150.41	82.19	31.87
50	85.12	192.62	171.89	92.42	34.70

* Number of accidents observed between 1977 to 1994.

ここで、*N* はある特定の期間 *L* で観測される災害総発生件数である。式(28)を *h* について解くと式 (29) となる。*T* の単位は期間を観測する任意の尺度でよく、多くの場合、年が用いられる。

$$h_r = h_c \cdot \left\{ T \cdot \left(\frac{N}{L} \right) \right\}^{\frac{1}{n-1}} \quad (29)$$

式(29)は、平均災害再現期間 (MTBA: Mean Time Between Accidents; *T*) と期待災害規模との関係を示している。Table 4 には、重大労働災害を産業別に分類し MTBA に対応した期待被害規模を示し、Table 5 には、労働災害の種類別の MTBA に対応した予測被害規模を示した。

また、Fig. 10 に「交通事故」、「火災事故」、「爆発事故」に関して、両対数グラフ上の横軸に MTBA、縦軸に予測被害規模をプロットしたものを示した。

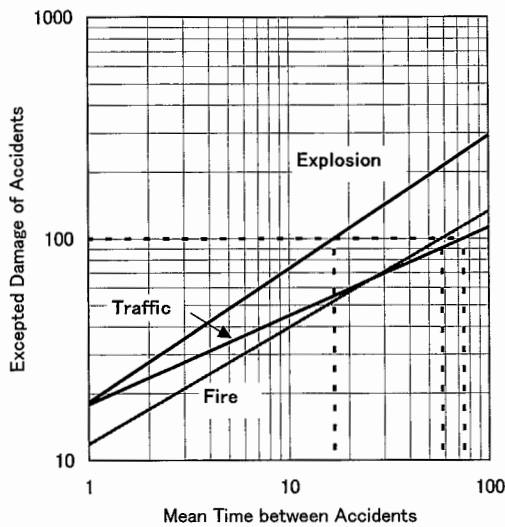


Fig. 10 Relation between expected accident magnitude and MTBA for traffic, fire, explosion.
再現期間と被害規模の関係 (火災, 爆発, 交通事故)

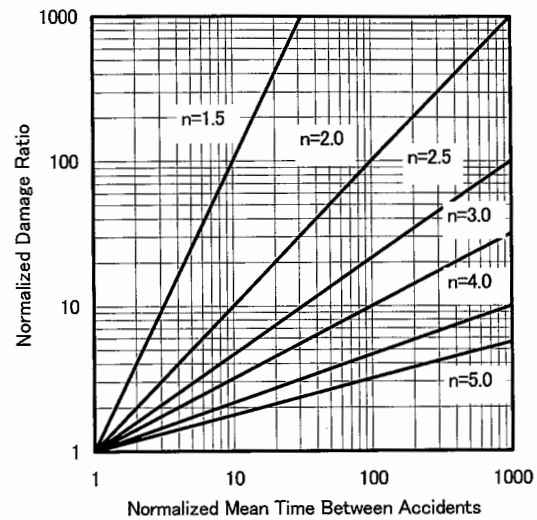


Fig. 11 Relation between normalized damage ratio and normalized return period.
基準化再現期間と被害規模の関係

Table 4・5 および Fig. 10 より, 重大労働災害の種類別あるいは業種別にその頻度と規模の関係を知らることができる。例えば, Table 5 より「交通事故」の1977年~1994年の間の総災害発生件数は1,570件であり, また分布のパラメータ n は3.505であるのに対して, 爆発の総災害発生件数は362件であり, パラメータ n は2.661となっている。つまり, 「交通事故」は「爆発事故」よりも4.3倍も災害発生数が多く発生しているが, MTBA ごとの予測期待被害規模は, 「爆発事故」は「交通事故」よりも大きいことがわかる。この理由は分布のパラメータ n にある。前述した通り, n が小さいほど大規模災害が起りやすく, 「爆発」($n=2.661$)は「交通事故」($n=3.505$)よりも小さいために, 災害数そのものは少なくともその被害規模が大きくなるためである。このように, 大規模災害の発生は災害発生数ではなく, むしろ分布のパラメータ n が大きな役割を果たしていることに留意する必要がある。

また Fig. 10 より, これまでの災害実績を基に, 現状の技術水準がそのまま推移するとすれば, 死傷者100人を超える災害の平均再現期間は, 「爆発」では16.83年, 「火災」では58.1年, 「交通事故」では74.85年とすることが予測される。

より一般化して, 2つの異なる再現期間(MTBA)の災害による予測被害規模の比は式(29)より式(30)となる。

$$S_{T_1, T_2} = \frac{h_{T_2}}{h_{T_1}} = \left(\frac{T_2}{T_1} \right)^{\frac{1}{n-1}} = T_R^{\frac{1}{n-1}} \quad (30)$$

Fig. 11 は, 正規化された災害規模と MTBA の関係を両対数グラフ上に示したものである。式(30)および同図から, 対象システムの n 値が分かれば, 短い観測期間のデータから長期間の被害規模の予測が可能となる。すなわち, 単位期間の被害規模を1として, 例えば, あるシステムの被害規模分布のパラメータ n が1.5ならば, 10倍の再現期間の災害では被害規模が100倍となることが予測され, もしパラメータ n が2であるならば10倍の再現期間での災害は, 災害規模が10倍となることが予測される。このように被害規模分布のパラメータ n は被害規模の予測, または対象系の安全性評価の上で重要な役割を果たしていることが分かる。

6. ベイズ方式によるパラメータ値の推定

前章までの考察から, 災害被害規模の分布のパラメータ n は, 対象とするシステムの安全性を統計的に評価するうえで重要な役割を果たしていることが分かった。そこで本章では, 災害被害規模分布のパラメータ n の統計的推定法について考察を加える。

ある観測されたデータ群から, その確率分布のパラメータを推定する統計的推定手法が現在までに数多く提案されている。ここでは, ベイズの定理を応用して災害分布のパラメータ n の統計的推定を行った。

まず, 式(25)により正規化された被害規模の確率密度関数が与えられるので, 観測された正規化被害値を r_i ($r_i = h/h_c$, $i=1, \dots, N$) をすると, 同観測値に基づくパラメータの事後確率密度関数は, ベイズの定理に

より式(31)が得られる^{12,13)}。

$$f(n|r_1, \dots, r_N) = \frac{(n-1)^N}{N!} \left\{ \ln \left(\prod_{i=1}^N r_i \right) \right\}^{N+1} \left(\prod_{i=1}^N r_i \right)^{1-n} \quad (31)$$

ここで、 r は i 番目に観測された正規化災害規模であり、 N は観測された総災害発生件数である。

パラメータ事後分布の確率分布関数 $F(n)$ と期待値 $E(n)$ と分散 $V(n)$ はそれぞれ式(32),(33),(34)となる。

$$F(n) = 1 - \left(\prod_{i=1}^N r_i \right)^{1-n} \cdot \sum_{i=1}^N \frac{[(n-1) \cdot \ln(\prod_{i=1}^N r_i)]^i}{i!} \quad (32)$$

$$E(n) = 1 + \frac{(N+1)}{\ln(\prod_{i=1}^N r_i)} \quad (33)$$

$$V(n) = \frac{(N+1)}{\{\ln(\prod_{i=1}^N r_i)\}^2} \quad (34)$$

解析事例として、建設工事での倒壊災害について、2つの異なる観測期間におけるパラメータ n の確率分布 $f(n)$ を Fig. 12 示した。同図より観測期間6年のデータ(1995年~2000年, $N=45$)の確率密度分布の分散と単年のデータ(1995年, $N=10$)の確率分布の分散を比較すれば、明らかに観測期間の長い分布の方が、小さくなっていることが分かる。

災害被害規模分布のパラメータ n は、式(31)で示したように事後確率密度関数で表現されることが分かったので、ここで、ベイズの定理より導かれた事後分布確率関数を用いて、災害の予測分布を導出し、導出された予測分布を用いて大規模災害の予測が可能であることを示す。

予測分布の確率密度関数は、正規化された災害規模 r と災害規模の分布パラメータ n の2つの独立した確率密度関数の積を n について積分したもので表され、最終的に式(35)となる¹⁴⁾。

$$f(r) = \int_1^\infty (n-1)r^{-n} \cdot f(n|r_1, \dots, r_N) dn$$

$$= \frac{(N+1)}{r} \cdot \frac{\{\ln(\prod_{i=1}^N r_i)\}^{N+1}}{\{\ln(r \cdot \prod_{i=1}^N r_i)\}^{N+2}} \quad (35)$$

上記の予測分布は確率密度関数なので、被害規模を

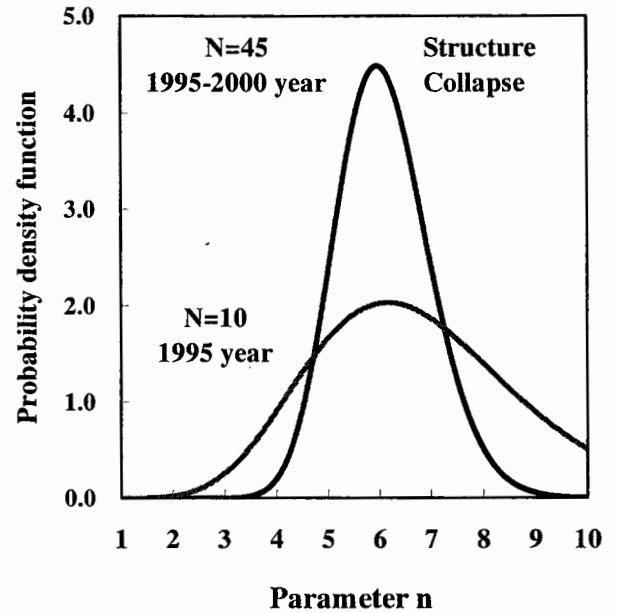


Fig. 12. Parameter estimation by Bayesian method. ベイズ方式によるパラメータの推定 (構造物倒壊災害)

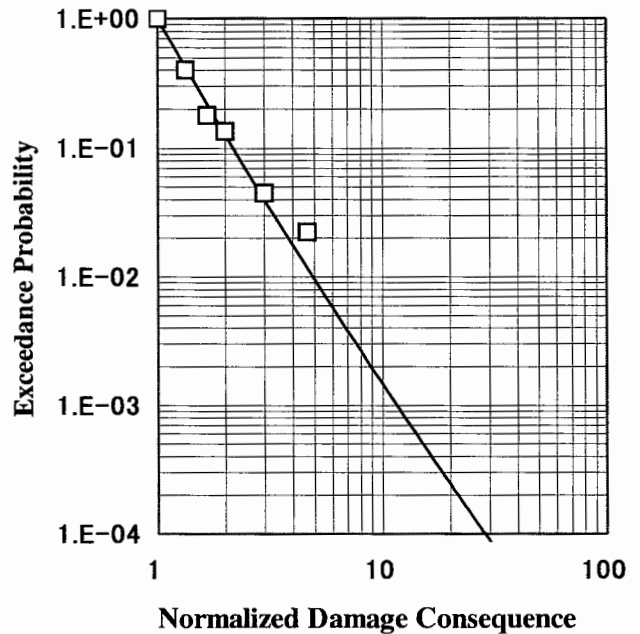


Fig. 13. Predictive distribution of damage magnitude. ベイズ方式による予測分布 (構造物倒壊災害)

確率的に評価するためには、確率分布関数の導出が必要となる。正規化された災害規模 r を超える確率分布関数は式(36)による数値積分形式で示される。

$$P(R \geq r) = \int_r^\infty \frac{(N+1)}{r} \cdot \frac{\{\ln(\prod_{i=1}^N r_i)\}^{N+1}}{\{\ln(r \cdot \prod_{i=1}^N r_i)\}^{N+2}} dr \quad (36)$$

Fig. 13 は、実際に観測された6年間(1995年から2000年, $N=45$)の建設業での「構造物崩壊災害」による正規化被害規模の予測分布と、実際の災害データを同一の両対数グラフ上にプロットしたものである。同図より、予測分布は観測されたデータに合致していることが分かる。これらのことより、予測分布を用いれば数値積分による計算は必要であるが、被害規模分布のパラメータ推定を行わずとも大規模災害の予測が可能となる。

7. まとめ

両対数グラフ上で示されるリスク曲線は、災害による被害規模を変数として、被害規模と災害発生件数の関係を表している。このようなリスク曲線を用いた新たな災害統計分析手法について検討を加えた。

本論で検討した結果をまとめると以下のようである。

1. Kalpan らによる一般的リスク表現とリスク曲線の関係を考察し、リスク曲線はリスクそのものを明確に表現していることを明らかにした。
2. オリジナルなリスク曲線から1パラメータの関数形で規定される“正規化リスク曲線”を提案した。この正規化リスク曲線は n という単一の定量的な指数で表現することができ、これは対象システム群の安全性の程度を一元的に評価できる統計的指数であることを示した。
3. 正規化リスク曲線構成の際に導入したパラメータ r は、対象とする災害の規模を規格化するユニットであることが分かった。またここで提案した新たな分析手法を用いれば、異なる災害間でのリスクの定量的な比較が可能なることを示した。
4. 大規模災害の再現期間を予測する解析手法を提案し、実際に観測された労働災害データを用いて解析を行った結果、対象とするシステムの安全性の程度を示す指標である n は平均災害期間(MTBA)を解析する際にも重要な役割を果していることを明らかにした。
5. パラメータ n を、ベイズの定理を用いた事後分布として評価することが可能なことを示した。
6. 災害被害分布とパラメータ n の分布を複合化することによって、災害による被害の予測分布を導出した。この予測分布を用いることにより、パラメータ推定を経なくても被害規模の確率的な解析が可能なることを示した。

参考文献

- 1) Takayasu, H.: Fractals in the Physical Sciences, (1989), pp.1-58, Manchester Univ. Press, New York, USA.
- 2) 関根和喜, 泉太一郎, 斎藤玄人, 吉川郷生: 災害事象生起のフラクタル的特性とその事故統計分析への応用, 圧力技術, Vol. 32, No. 5, (1994), pp.240-248.
- 3) 関根和喜, 泉太一郎, 吉川郷生: リスク曲線に基づく大規模災害事故発生特性の極値統計論による分析, 圧力技術, Vol. 33, No. 3, (1995), pp.147-153.
- 4) 関根和喜: フラクタル理論を用いた産業災害事故生起特性のモデル化とその災害統計分析への応用, 日本機械学会誌, Vol. 99, No. 1, (1996), p.69.
- 5) Kalpan, S. and Garrick, J.: On the Quantitative Definition of Risks, Risk Analysis, Vol. 1, No. 1, (1981), pp.11-21.
- 6) 関根和喜, 花安繁郎, 泉太一郎, 梶山正朗, 米田哲郎: 定量的リスク評価を指向した新しい災害統計分析手法, JCOSSAR 2000 論文集 (2000), pp.95-100.
- 7) Bahr, N.J.: System Safety Engineering and Risk Assessment: A Practical Approach, (1997), pp. 7-10, Taylor and Francis, Bristol.
- 8) Modarres, M.: Reliability and Risk Analysis, (1993), pp.1-7, Marcel Dekker Inc., New York.
- 9) Lambert, J.H., Matalas, N.C., Ling, C.W. and Haimes, Y.Y.: Selection of Probability Distribution in Characterizing Risk of Extreme Events, Risk Analysis, Vol. 14, No. 5, (1994), pp. 731-742.
- 10) Hanayasu, S.: Risk Analysis of Occupational Accidents in Construction Work, Proceedings of the 6th International Conference on Statistics and Probability in Civil Engineering (ICAP6), (1991), pp.1147-1154.
- 11) 花安繁郎: 建設工事労働災害の被害強度・規模特性に関する統計分析, 土木学会論文集, No. 462/VI-18, (1993), pp.131-140.
- 12) Hanayasu, S. and Tang, W.H.: Parameter Estimation of Prediction of Frequency-Magnitude Curve of Natural Disasters and Construction Accidents, Proceedings of the International Conference on Structural Safety and Reliability (ICOSSAR'97), (1997), Vol. 1: 549-556.
- 13) Hanayasu, S. and Tang, W.H.: Structural Change Analysis of Accident Situation by Frequency-Magnitude Curve, Proceedings of the 4th International Conference on Probabilistic Safety Assessment and Management (PSAM4), (1998), pp. 2760-2765.
- 14) Hanayasu, S. and Tang, W.H.: Probabilistic

Assessment for Structural Changes in Industrial Damages, Proceedings of the 8th International Conference on Statistics and Probability in Civil

Engineering (ICAP8), (1999), pp.183-190.

(平成 14 年 1 月 7 日 受理)