

Fig.2(a) 危険物漏洩事故において損害額と上側累積分布関数 $F(h)$ を両対数でプロットしたリスク曲線(1990年)

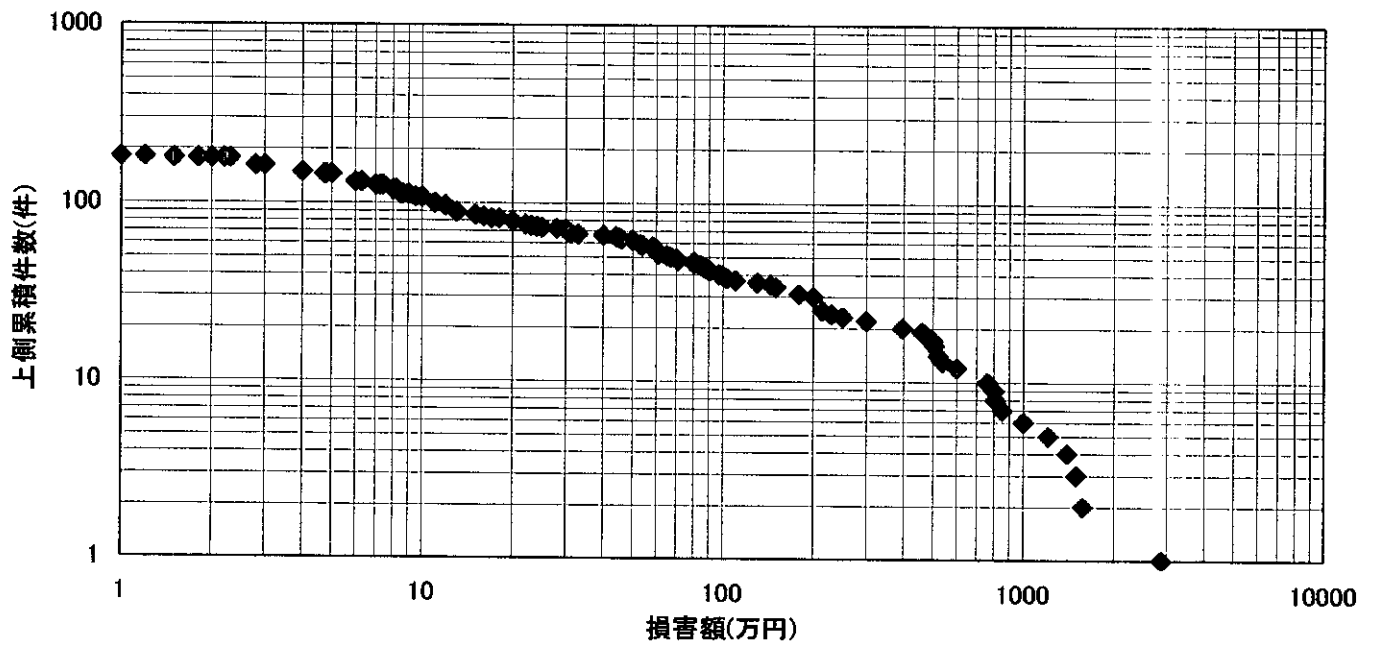


Fig.2(b) 危険物漏洩事故において損害額と上側累積分布関数 $F(h)$ を両対数でプロットしたリスク曲線(2001年)

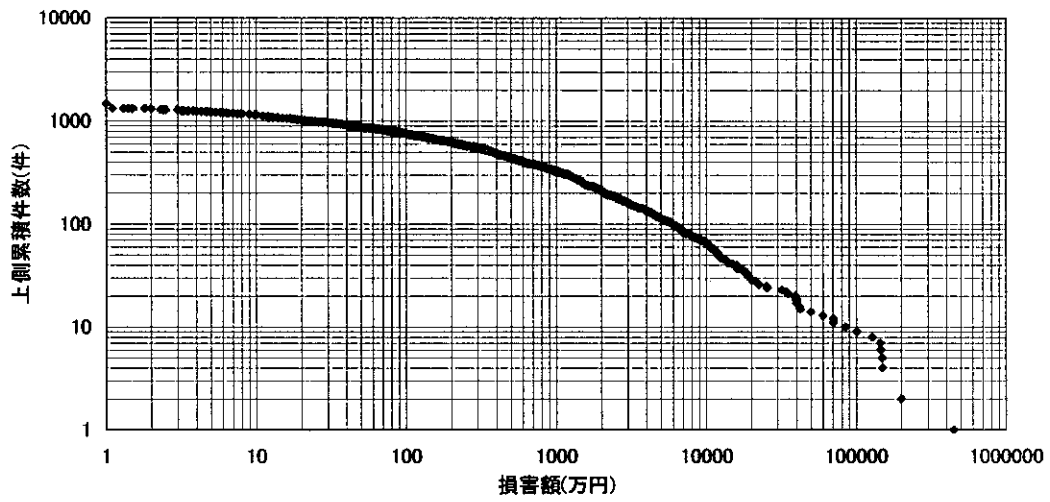


Fig.3 過去10年間に起きた工場火災事故におけるリスク曲線(1992年-2001年)

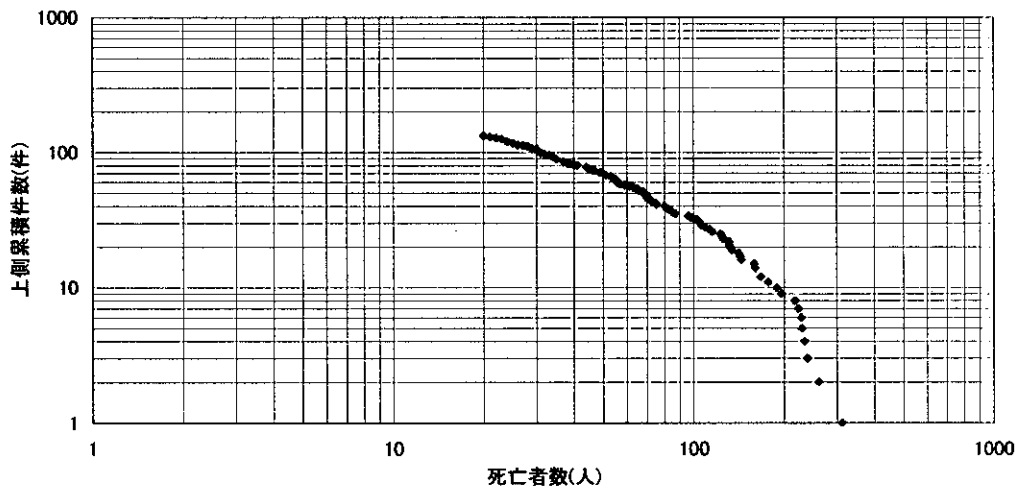


Fig.4(a) 過去11年間の世界の航空機事故におけるリスク曲線(1989年-1999年)

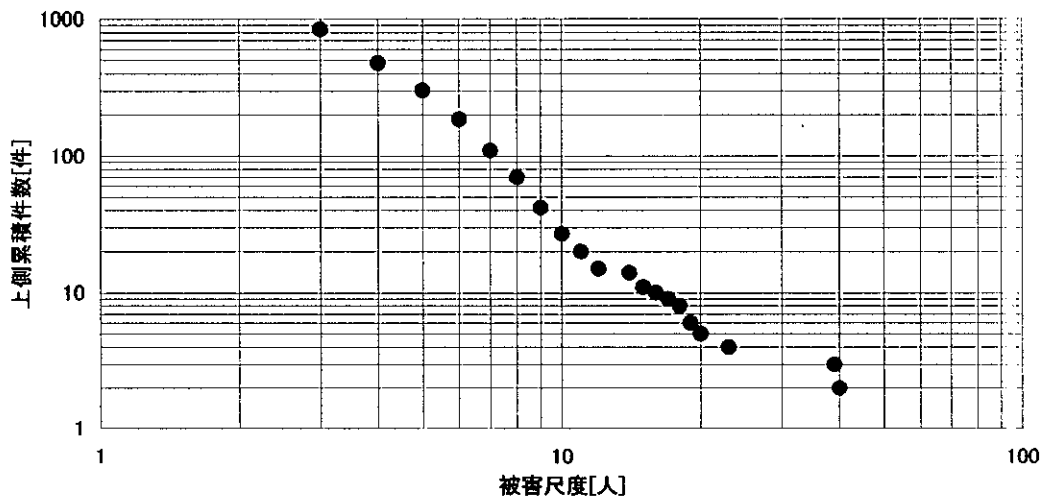
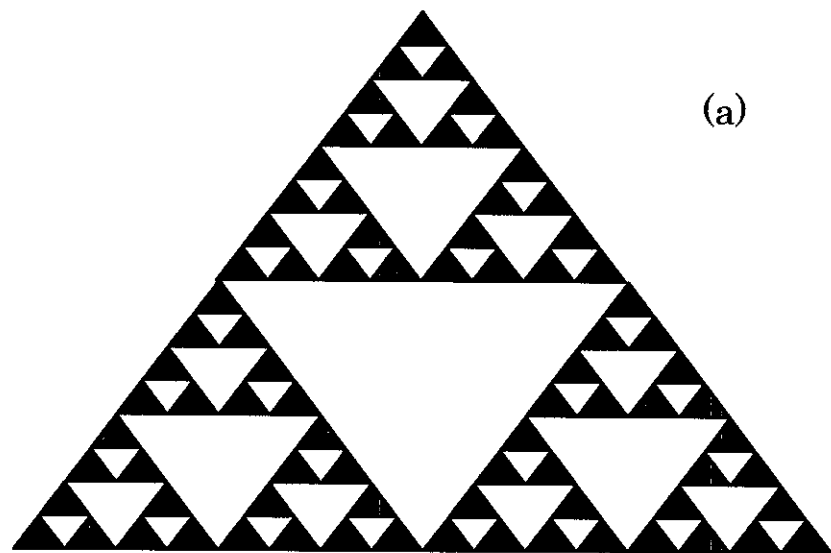
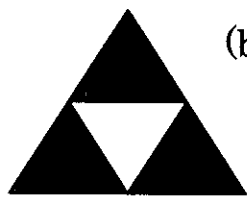


Fig.4(b) 過去18年間に起きた労働災害におけるリスク曲線(1977年-1994年)



(a)

$$x = (1/2)^n, C(x) = 3^n$$



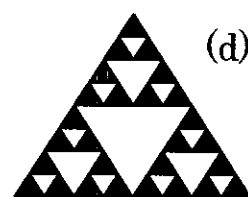
(b)

$$x = 1/2, C(x) = 3$$



(c)

$$x = (1/2)^2, C(x) = 3^2$$



(d)

$$x = (1/2)^3, C(x) = 3^3$$

Fig. 5 シルピンスキーのギャスケットによるフラクタルモデルの概念図
(ハインリッヒの法則の幾何学モデル)

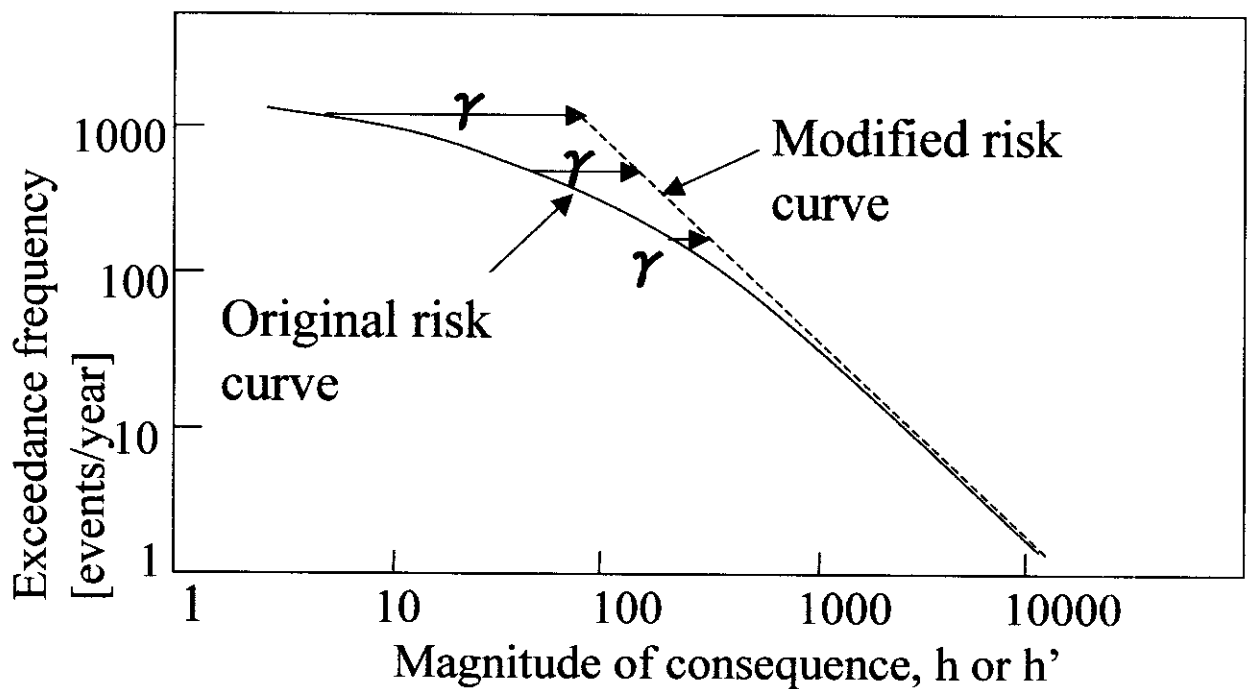


Fig.6 位置パラメータ γ の導入によるリスク曲線の線形回帰の概念図

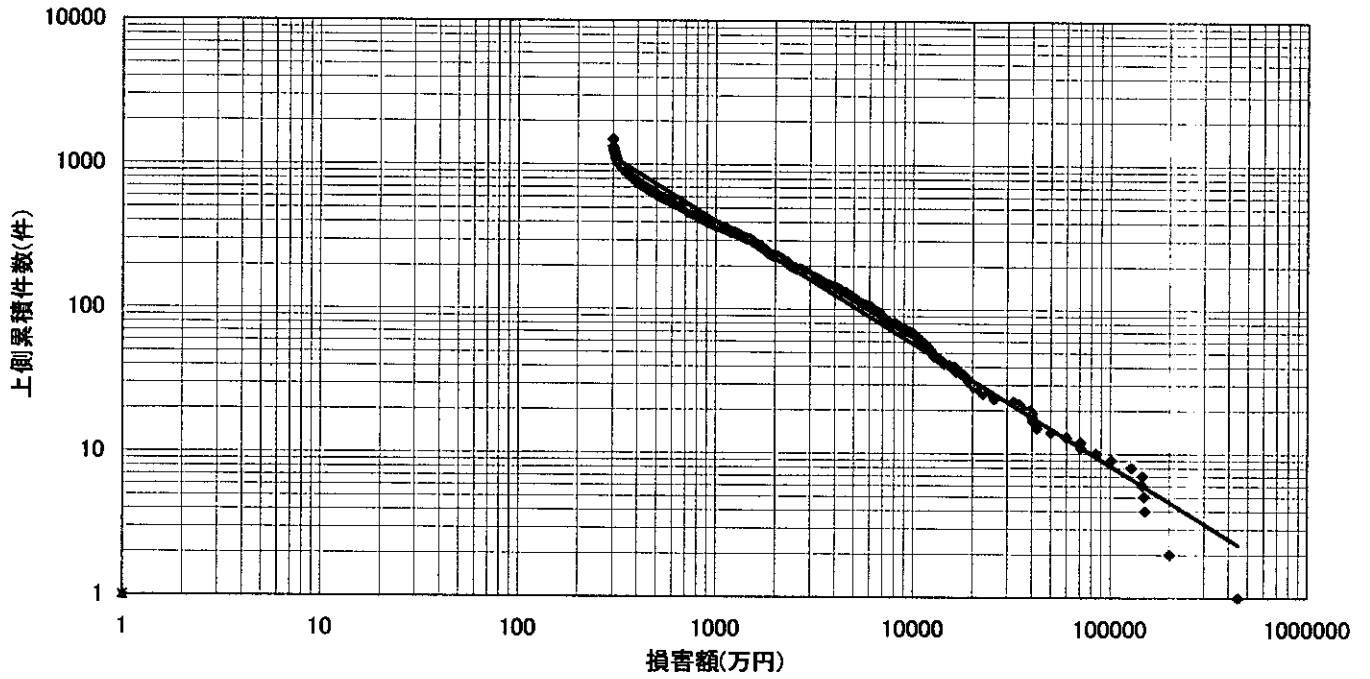


Fig.7 過去10年間に起きた工場火災事故に関する位置パラメータを導入した一般化リスク曲線(1992年-2001年)

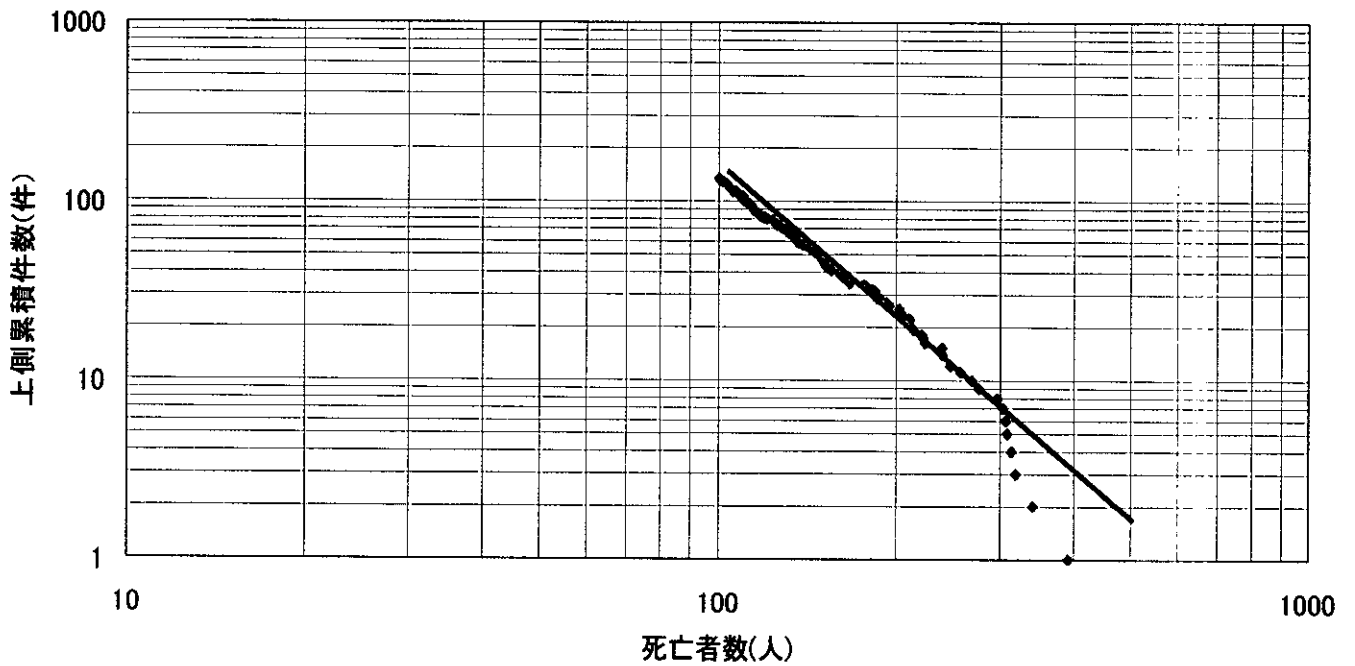


Fig.8 過去11年間の世界の航空機事故における一般化リスク曲線(1989年-1999年)

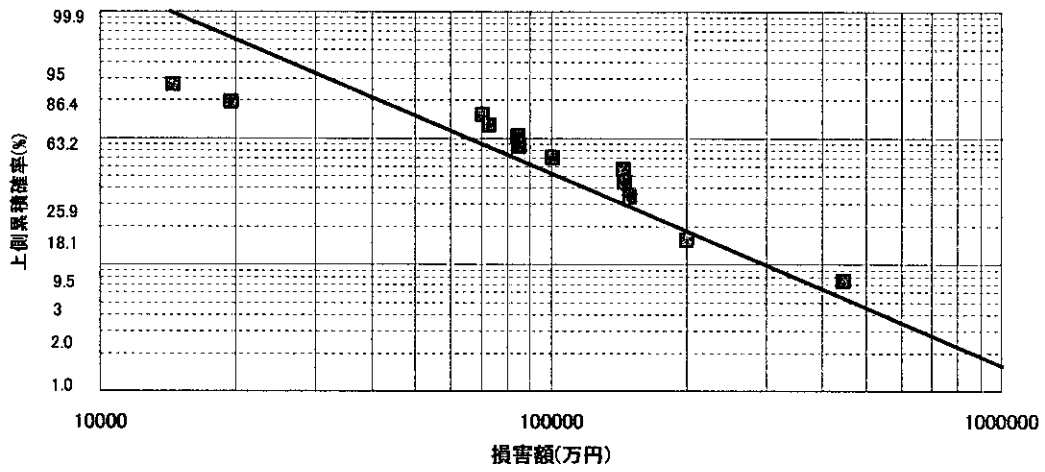


Fig.9 火災事故における最大値分布(Frechetプロット、1989年-2001年)

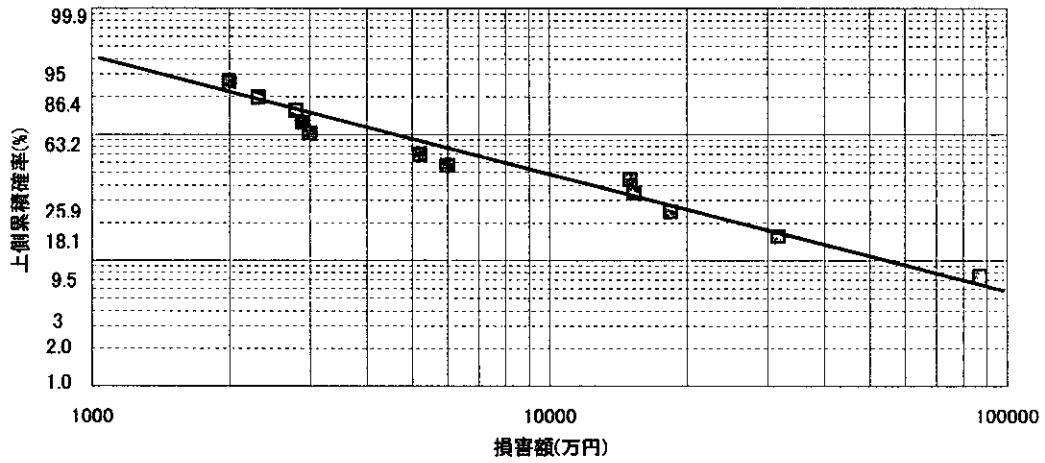


Fig.10 漏洩事故における最大値分布(Frechetプロット、1989年-2001年)

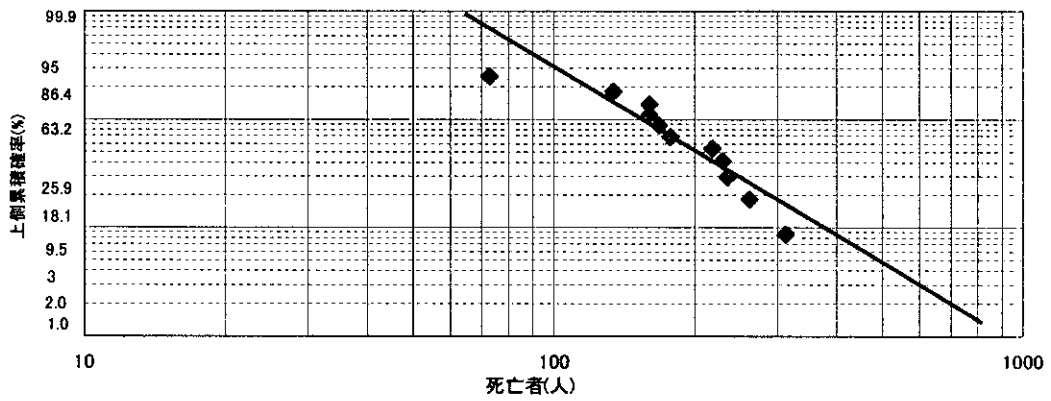


Fig.11 航空機事故における最大値分布(Frechetプロット1989年-1999年)

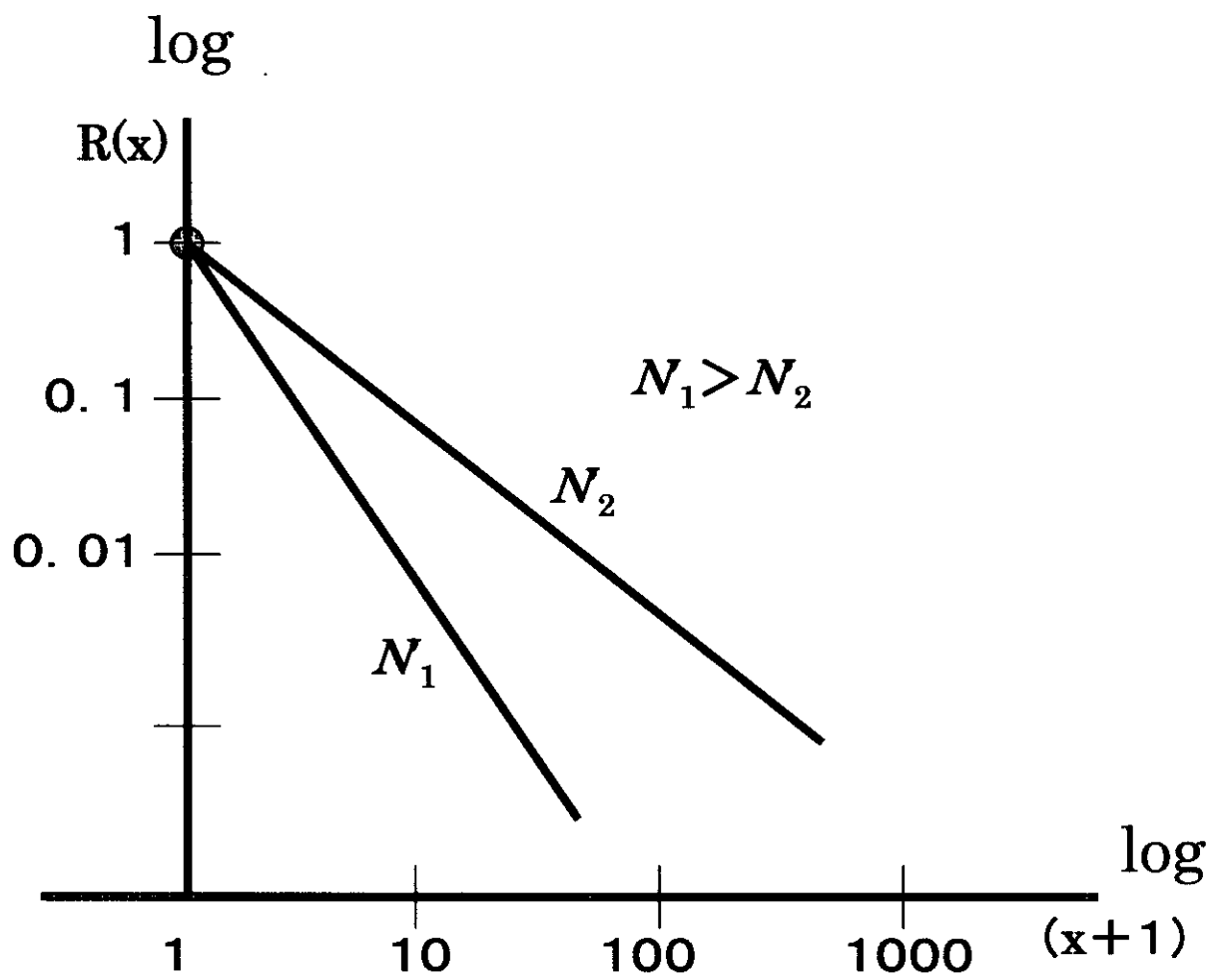


Fig.12 正規化リスク曲線の概念図

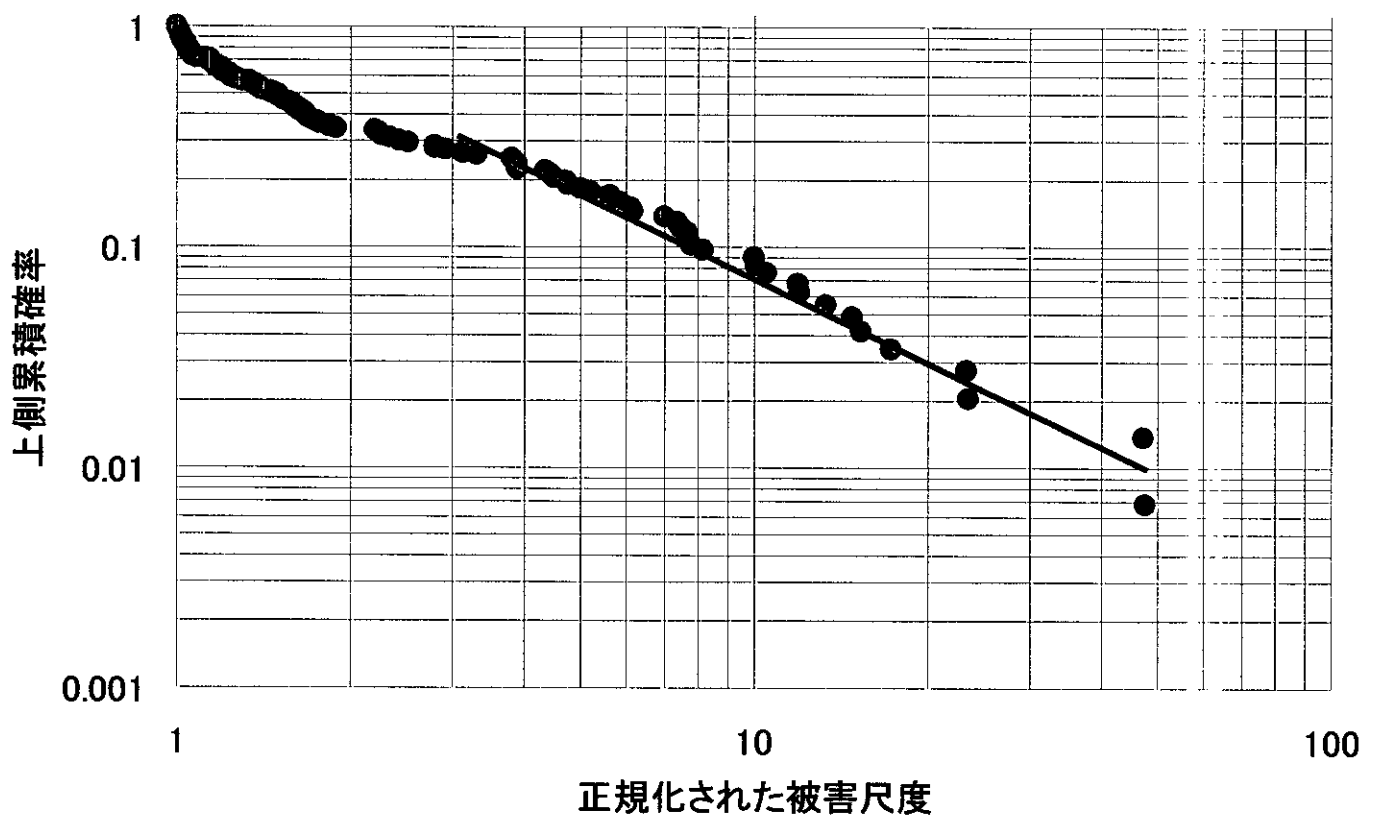


Fig.13 工場火災事故における正規化リスク曲線(2001年)

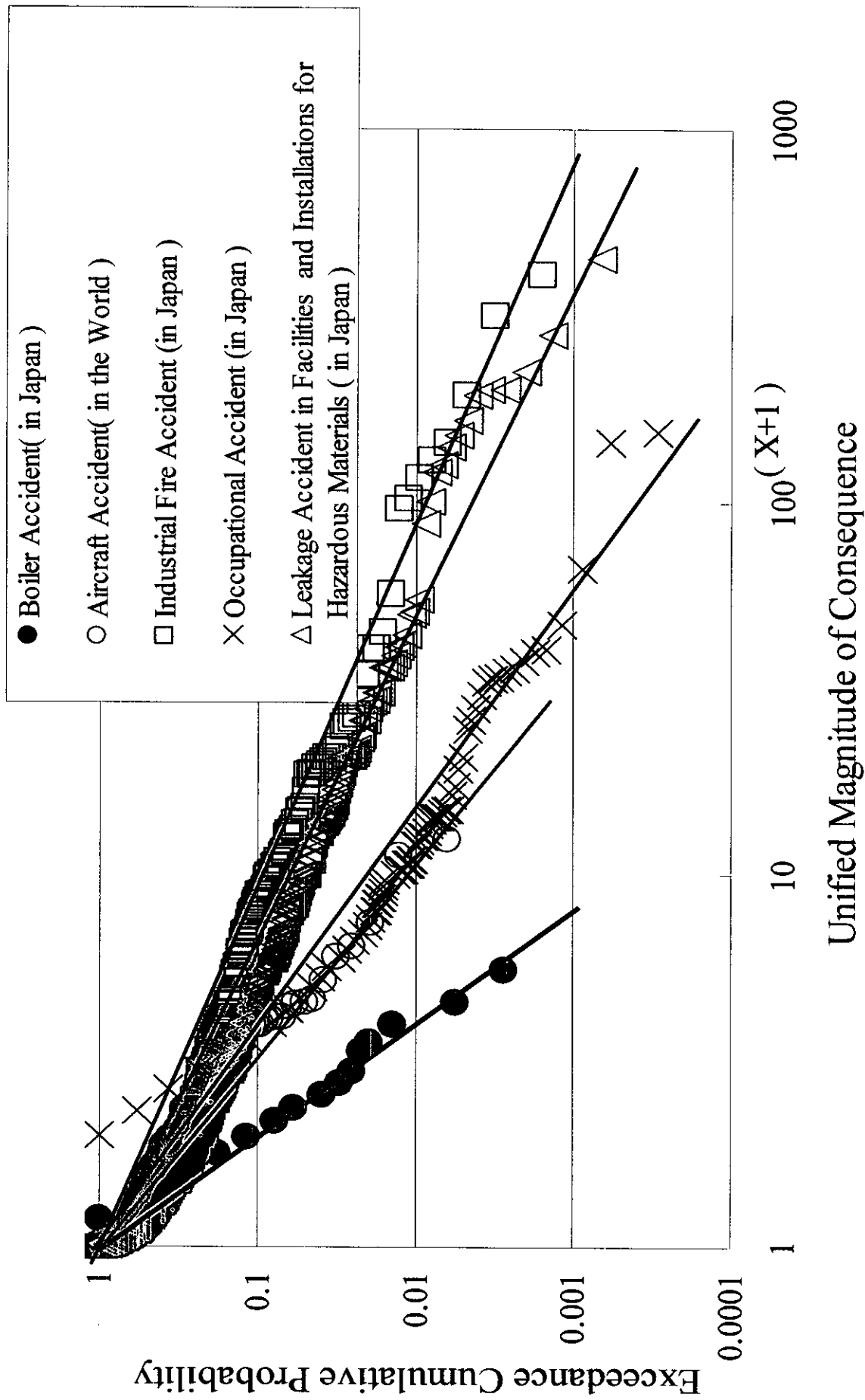


Fig.14 正規化リスク曲線による異種災害の比較

厚生労働科学研究費補助金（労働安全衛生総合研究事業）
分担研究報告書

確率・統計的手法を用いた労働災害のリスク同定と・評価と
その事故防止施策の意思決定への応用
—大規模発生災害予測とベイズ方式によるパラメータ導出—

分担研究者 花安 繁郎 独立行政法人 産業安全研究所 研究部長

研究要旨 本報告書前半に示したとおり、工学的立場から導出したリスクの一般的定義から、災害リスクの確率分布式がパレート分布として表現されることが明らかにされている。ここでは、この知見を踏まえ、導出した確率分布式のリスク評価法としての有効性を、実際の労働災害データを用いて検証を行った。また、同評価法を準用して大規模災害の平均発生期間、及び期待被害値を予測する手法を導き、入手した労働災害統計データから産業別及び災害種類別の大規模災害の予測・推定を試みた。さらに、災害リスク曲線を規定するパラメータについて、ベイズ方式によりその確率的推定を試みた。

A. 研究目的

本報告書前半に示したとおり、工学的立場から導出したリスクの一般的定義から、災害リスクの確率分布式がパレート分布として表現されることが明らかにされている。ここでは、この知見を踏まえ、実際の労働災害データを用いて導出した確率分布式のリスク評価法としての有効性を検証した。また、同評価法を準用して大規模災害の平均発生期間や期待被害値を予測する手法を導き、入手した労働災害統計データを用いて産業別及び災害種類別に大規模災害の予測・推定を試みた。さらに、災害リスク曲線を規定するパラメータについても、ベイズ方式を用いてその確率的推定を試みた。

B. 研究方法

B-1 災害リスクの確率的表現とその有効性の検証

本報告書前半に示したとおり、工学的立場から導出したリスクの一般的定義から、災

害リスクの確率分布式がパレート分布として表現されることが明らかにされている。ここでは、この知見を踏まえ、実際の労働災害データを用いて導出した確率分布式のリスク評価法としての有効性を検証した。

災害による被害規模と上側累積発生頻度の関係は、パレート型分布での密度関数形式による表現として式(1)で示される。

$$K = ph^n \quad (1)$$

ここで、 P はある災害規模 h での災害発生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(2)で得られる。

$$\begin{aligned} P(h_1 \leq h \leq h_2) &= \int_{h_1}^{h_2} pdh \\ &= \frac{K}{(1-n)} (h_2^{1-n} - h_1^{1-n}) \quad (2) \end{aligned}$$

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(3)となる。

$$G(h_1 \leq h \leq h_2) = \int_{h_1}^{h_2} phdh$$

$$= \frac{K}{(2-n)}(h_2^{2-n} - h_1^{2-n}) \quad (3)$$

従って、式(2)、(3)より被害の大きさが 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(4)となる。

$$E(h_1 \leq h \leq h_2) = \frac{G(h_1 \leq h \leq h_2)}{P(h_1 \leq h \leq h_2)}$$

$$= \frac{(n-1) \cdot (h_2^{2-n} - h_1^{2-n})}{(n-2) \cdot (h_2^{1-n} - h_1^{1-n})} \quad (4)$$

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(5)となる。

$$P(h) = \int_h^{\infty} pdh = \frac{K}{(n-1)} \cdot h^{1-n} \quad (5)$$

ただし、($n > 1$)

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(6)で求められる。

$$G(h) = \int_h^{\infty} phdh = \frac{K}{(n-2)} \cdot h^{2-n} \quad (6)$$

ただし、($n > 2$)

従って、被害規模 h を超える災害による平均被害規模は式(7)となる。

$$E(h) = \frac{(n-1)}{(n-2)} \cdot h \quad (7)$$

上記各式は、発生した災害件数を発生実数頻度として示しているのので、確率分布の導出と災害による被害規模を規格化するために観測される最小災害規模 h_c を考える。

すると式(5)より、境界条件として $P(h_c)=1$ が与えられるので、式(1)のパラメータ K は

式(8)のように決定され、同定数を式(5)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。

$$K = (n-1) \cdot h_c^{n-1} \quad (8)$$

$$R(h) = \left(\frac{h}{h_c} \right)^{1-n} \quad (9)$$

$$p(h) = \left(\frac{n-1}{h_c} \right) \cdot \left(\frac{h}{h_c} \right)^{-n} \quad (10)$$

上記の確率分布形式表現による災害規模分布の期待値 $E(H)$ と分散 $V(H)$ は、各々式(11)、(12)として得られる。

$$E(H) = \frac{(n-1)}{(n-2)} \cdot h_c \quad (11)$$

ただし、($n > 2$)

$$V(H) = \frac{(n-1)h_c^2}{(n-2)^2(n-3)} \quad (12)$$

ただし、($n > 3$)

次に、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(13)、(14)で得られ、また同分布の確率密度関数は式(15)となる。

$$R(r) = r^{1-n} \quad (13)$$

$$F(r) = 1 - r^{1-n} \quad (14)$$

$$p(r) = \frac{dF(r)}{dr} = (n-1) \cdot r^{-n} \quad (15)$$

式(15)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。また、正規化された災害分布の期待値 $E(R)$ と分散 $V(R)$ は、各々式(16)、(17)となる。

上記に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用いてその被害規模に関する分析を試みた。

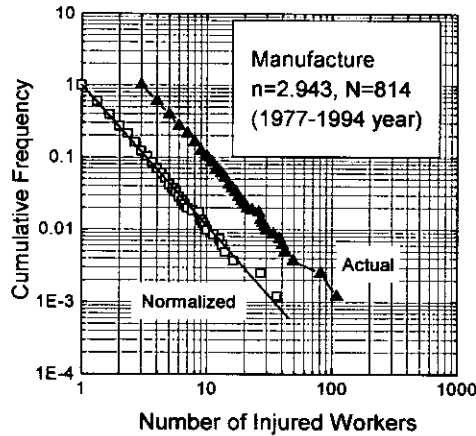


Fig. 1 Risk curve of serious labor accidents
重大労働災害のリスク曲線（製造業）

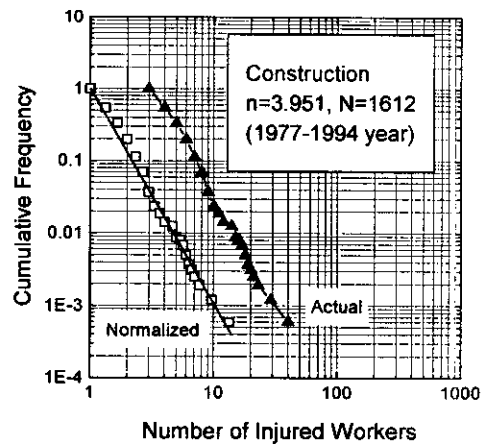


Fig. 2 Risk curve of serious labor accidents
重大労働災害のリスク曲線（建設業）

$$E(R) = \frac{(n-1)}{(n-2)} \quad (16)$$

ただし、 $(n > 2)$

$$V(R) = \frac{(n-1)}{(n-2)^2(n-3)} \quad (17)$$

ただし、 $(n > 3)$

Fig. 1 および Fig. 2 には、1977 年～1994 年に我が国の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分析に用いた被害規模は重大労働災害での被災者数であり、かつその最小災害規模は 3（人；死傷者数）であるので、被害規模の上側確率分布関数（正規化リスク曲線）は (9) 式に $h_c=3$ 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、両対数グラフ上で示される実績値による上側累積頻度と正規化された災害規模が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、

他の多くの労働災害の実績値によるリスク曲線と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）となっても同様の性質を示すことも分かっている。

これら重大労働災害の解析のまとめとして、Table 1 および Table 2 に重大労働災害に関する式(13)による n 値、式(6)による期待被害値 $E(H)$ 及び式(7)による分散 $V(H)$ を示した。

これらの表より、被害規模分布のパラメータである 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示されている。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ことが言える。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産業あるいは災害の種類であると言える。

以上の解析結果から、災害リスクに関する一般的定義より導出されるパレート分布より構成されるリスク曲線によるリスク解析法が、

Table 1. *n* value, expectation and variance of 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 2. *n* value, expectation and variance of 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

実際の労働災害データがパレート分布に極めて良い適合性を示していること、及び同分析結果から産業別あるいは災害種類別にその危険性を示すことができることから、労働災害リスクの分析法として有効であることが検証されたものと考えてよい。

（倫理面への配慮）

本研究では各種の労働災害に関するデータを収集・整理し、それらをリスク分析、評価、検証のために用いている。労働災害データには個人のプライバシーや人権に関する情報が含まれている可能性は排除できないが、それらの一次データをそのまま公開することはなく、また、データの遺漏がないように、その取り扱いには十分な配慮を払った。

B-2 大規模労働災害の予測

ここでは、前述した労働災害リスク評価法を準用して大規模災害の平均発生期間や期待被害値を予測する手法を導き、入手した労働災害統計データを用いて産業別及び災害種類別に大規模災害の予測・推定を試みた。

まず、災害被害規模の超過確率分布関数が式(9)で示した $R(h)$ であることから、ある

Table 3. 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 4. 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.

特定の被害規模 h を超える災害が発生するまでの期間、すなわち災害の平均再現期間 (MTBA) は式(18)で与えられる。

$$T_h = \frac{1}{\{R(h) \cdot (N/L)\}} = \left(\frac{h}{h_c}\right)^{n-1} \cdot \left(\frac{L}{N}\right) \quad (18)$$

ここで、 N はある特定の期間 L で観測された災害総発生件数である。また、式(18)を h について解くと式 (19) 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

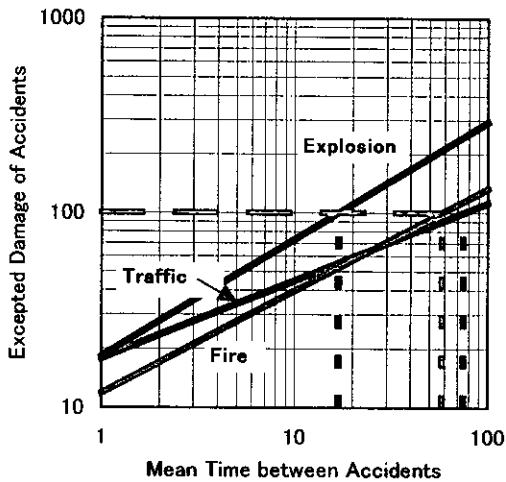


Fig. 3 Relation between expected accident magnitude and MTBA for traffic、fire、explosion 再現期間と被害規模の関係 (火災、爆発、交通事故)

$$h_r = h_c \cdot \left\{ T \cdot \left(\frac{N}{L} \right) \right\}^{\frac{1}{n-1}} \quad (19)$$

の場合、年が用いられる。式(19)は、平均災害再現期間 (MTBA: Mean Time Between Accidents; T) と期待被害規模との関係を示している。

Table 3 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 4 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. 3 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。

Table 3・4 および Fig. 3 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ることができる。例えば、Table 4 より「交通事故」の 1977 年～1994 年の間での総災害発生件数は 1570 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「爆発災害」

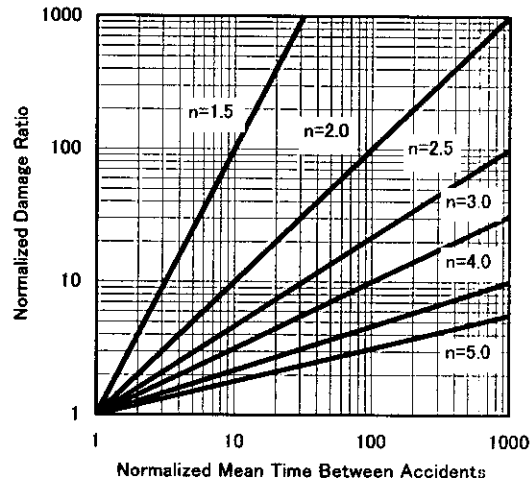


Fig. 4 Relation between normalized damage ratio and normalized return period 基準化再現期間と被害規模の関係

よりも 4.3 倍も災害発生数が多く発生しているが、平均災害発生期間 (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こりやすく、「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て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ことが重要である。

また Fig. 3 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 年とな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) の災害による予測期待被害規模の比は式(19)より式(20)として得られる。

$$S_{T_1, T_2} = \frac{h_{T_2}}{h_{T_1}} = \left(\frac{T_2}{T_1} \right)^{\frac{1}{n-1}} = T_R^{\frac{1}{n-1}} \quad (20)$$

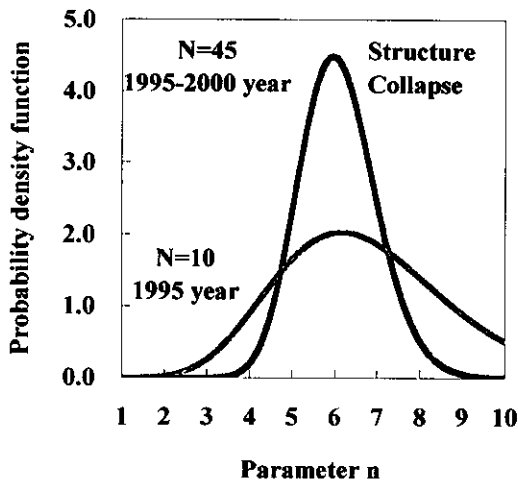


Fig. 5 Parameter estimation by Bayesian method ベイズ方式によるパラメータの推定 (構造物倒壊災害)

Fig. 4 は、正規化された災害規模と災害再現期間 (MTBA) の関係を両対数グラフ上に示したものである。式(20)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、あるいは対象系の安全性評価の上で重要な役割を果していることが了解される。

B-3 ベイズ方式による被害分布パラメータ値の推定

これまでの考察から、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していることが分かった。そこでここでは、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た。

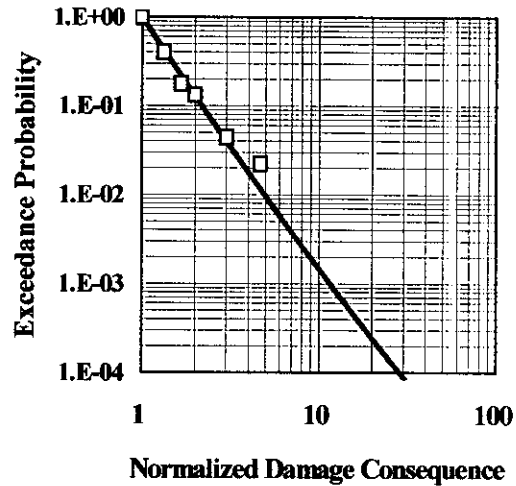


Fig. 6 Predictive distribution of damage magnitude ベイズ方式による予測分布 (構造物倒壊災害)

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には、積率法、最小自乗法、最尤法など数多くの手法が提案されている。ここでは、パラメータ値を確率分布式として推定することが可能なベイズ方式により災害分布のパラメータ n の統計的推定を行った。

まず、式(15)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 ($r_i = h/hc_c$, $i=1, \dots, N$) とすると、同観測値に基づくパラメータ n の事後確率密度関数は、ベイズの定理を適用すると式(21)が得られる。

$$f(n|r_1, \dots, r_N) = \frac{(n-1)^N}{N!} \left\{ \ln \left(\prod_{i=1}^N r_i \right) \right\}^{N+1} \left(\prod_{i=1}^N r_i \right)^{1-n} \quad (21)$$

ここで、 r は i 番目に観測された災害による被害規模が正規化されたものであり、 N は観測された総災害発生件数である。

同式は事後分布パラメータの確率密度関数であるので、確率的評価を行うための事後分布確率分布関数 $F(n)$ とその期待値 $E(n)$ 及び分散 $V(n)$ を求めるとそれぞれ式(22)、(23)、(24)で示される。

$$F(n) = 1 - \left(\prod_{i=1}^N r_i\right)^{1-n} \cdot \sum_{i=1}^N \frac{[(n-1) \cdot \ln(\prod_{i=1}^N r_i)]^i}{i!} \quad (22)$$

$$E(n) = 1 + \frac{(N+1)}{\ln(\prod_{i=1}^N r_i)} \quad (23)$$

$$V(n) = \frac{(N+1)}{\{\ln(\prod_{i=1}^N r_i)\}^2} \quad (24)$$

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 の確率密度関数の分布 $f(n)$ を Fig. 5 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、 $N=10$ ）のそれを比較すれば、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(21)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検証した。

予測分布の確率密度関数は、正規化災害規模 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 の分布領域に亘って積分したもので表され、最終的に式(25)として得られる。

$$f(r) = \int_0^{\infty} (n-1)r^{-n} \cdot f(n|r_1, \dots, r_N) dn \\ = \frac{(N+1)}{r} \cdot \frac{\{\ln(\prod_{i=1}^N r_i)\}^{N+1}}{\{\ln(r \cdot \prod_{i=1}^N r_i)\}^{N+2}} \quad (25)$$

上記の予測分布は確率密度関数なので、被害規模を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。正規化された災害被害規模 r を超える予測分布の確率分布関数は、式(26)で与えられ、その値は数値積分により求められる。

$$P(R \geq r) = \int_r^{\infty} \frac{(N+1)}{r} \cdot \frac{\{\ln(\prod_{i=1}^N r_i)\}^{N+1}}{\{\ln(r \cdot \prod_{i=1}^N r_i)\}^{N+2}} dr \quad (26)$$

Fig. 6 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を必要とするが、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。

C. 研究結果

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. 工学的立場から導出された一般的リスク定義に基づくリスクの確率的表現法を考察した。リスクの一般的定義から導出されるパレート分布より構成されるリスク曲線は、リスクそのものを表現していることを明らかにした。
2. これまでに入手し整理した労働災害の被害規模（災害による被災者数）をリスク曲線によって分析した結果、多くの労働災害による被害規模がパレート分布、すなわちリスク曲線によって旨く表現されることから、リスク曲線による解析手法が、労働災害リスクの解析手法として有効であることを示した。
3. 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”を導出した。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。

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) を予測する際にも重要な役割を果たしていることを明らかにした。
5. 被害規模分布のパラメータ n を、ベイズの定理を用いて事後分布として導出し、確率的な評価を行う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れば、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ことを示した。
7. これらの解析結果を、画像モニター上で図化し明示的に示すシステムを構築することによって、ともすれば理解が困難な数理解析の結果を、分かり易く平易な表現によって説明することが可能になった。

D. 考察

本研究で提案した、災害リスクの一般的な定義に基づいて導出されるパレート分布から構成されるリスク曲線による災害分析法を、現時点までに入手・整理したデータに適用した結果、同手法が労働災害リスクの分析法として有効であることが確認された。

今後は、より広範な労働災害への適用が可能であるかに関する方法論としての一般性の検証を行うとともに、リスク曲線から導出される安全性評価のための一元的な定量的指標の有効性について検証を試みるとともに、同指標と安全施策の関連について分析を進めることとしたい。

E. 結論

リスクの一般的な定義から導出されるパレート分布によって構成されるリスク曲線は、労働災害リスクの統計学的分析法として有効な分析手法であることを明らかにした。

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

- 1) 花安繁郎、関根和喜: On Generalized Total Damage Distribution of Industrial Accidents Considering Individual Accident's Size Limitations、第9回信頼性設計技術ワークショップ報告書、pp.54-61、2002.

- 1) S. Hanayasu: Accident Situation Analysis and Safety Managements of Bridge Construction、Proceedings of the 1st International Conference on Bridge Maintenance Safety and Management (IABMAS'02)、pp.1-8(CD-ROM)、2002.

- 2) S. Hanayasu : On Practical Applications of Probabilistic Accident Models to Industrial Work Fields、Proceedings of the 6th International Conference on Probabilistic Safety Assessment and Management (PSAM6)、pp.353-358、2002

H. 知的財産権の出願・登録状況 (予定を含む。)

1. 特許取得

なし

2. 実用新案登録

なし

3. その他

なし

分担研究者厚生労働省科学研究費補助金(労働安全衛生総合研究事業)
分担研究報告書

確率・統計的手法を用いた労働災害のリスク同定・評価と
その事故防止施策の意思決定への応用
ー災害データの粗視化による整理・分析手法の提案
(リスク・チャートとそのフラクタル分析手法)ー

分担研究者 岡崎 慎司 横浜国立大学大学院工学研究院助手

研究要旨

本分担研究では、災害・事故解析手法の一つとして提案している「リスク曲線」による解析法がリスクの表現法としてどのような特性を有しているかを考察した。これによって Kalpan らによる一般的なリスク表現法を発展させ、観測された各種災害データをリスクチャートとして構成し、それらにフーリエ解析を行うことによつて、リスク曲線がリスクそのものを表現していることを示した。また、リスク曲線の腐食解析への応用として、リスク曲線概念を屋外タンクの開放時に測定されている腐食の進行状態を表す離散的板厚計測データ群に対して適用した。これより導出した、タンク底板全体としての腐食の進行度(腐食速度)を推定する統計的パラメータは、タンク底板全体の現時点での腐食活性度を表すと考えられる AE (アコースティック・エミッション) 計測パラメータと良く対応した。AE 測定によるグローバル診断の信頼性が、我が国で通常行われてきた離散的な板厚測定結果で担保され得る可能性を持つことが示され、またリスク曲線の有用性、応用性が明らかとなった。

A. はじめに

工学分野におけるリスクとは、ハザードによる災害の規模 (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。その最も簡便な表現形式として“被害期待値”が多く使われる。より一般的なものとして Kalpan と Garrick⁽¹⁾ によるリスク表現論がある。本研究では、出発点としてこれを採用する。

Kalpan と Garrick 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。

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

ただし、 s_i は想定される事故シナリオでその数を N とする。また、 p_i と x_i はそれぞれ s_i というシナリオを持つ災害事象の生起頻度又は発生確率とその被害の規模を表す。

B. リスクチャートとその整理・分析法

本分担研究では、上記の式(1)の定義式を出発点として、災害データ群の安全工学的整理・分析手法を提案する。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)を敷衍して R をつぎの様に定義しよう。

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

ただし、 t_i は s_i なるシナリオの事故が発生した時刻である。式(2)の表現には頻度や確率の概念が直接含まれてないが、観測期間 T を付与することでそれら概念が具備されているとみなしてよい。式(2)の表現を具体的に図式化したものが Fig.1 である。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 x_i 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表化したものである。Fig.1 は式(2)そのものであり、これを“リスク・チャート (risk chart)”と呼ぶことにして、災害事象群に対する“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 を変数にとっ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 $F(h) = CF(X \geq h)$ 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する。

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。

以上のようにして、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の例を Fig.2(a) に示す。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 としては、損害額 ($\times 10^4$ 円)を取った。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 Fig.2 の●印で示される曲線と同一な形状を示すことがすでに判かっている。

一方、見方を変えると、実はリスク曲線は 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・チャートの N 個の有限なパルス信号例を離散的フーリエ変換し、それらを振幅(すなわち災害の規模 X)と頻度(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。この推論を証明するため、実際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(a)中に重ねて示した。また、Fig.2(b)は 1977 年から 1994 年まで発生した労働災害に関するリスク曲線で、Fig.2(a)と同様に離散的フーリエ変換で得られ等価リスク曲線を同時に示してある。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持つことが示されている。すなわち、式(2)で定義されてい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たものである。

C. リスク曲線の腐食解析への応用

リスク曲線とは、災害の規模 X を変数にとった時の災害事象発生に関する超過頻度分布関数 $F(h)=CF(X \geq h)$ 、または上側累積分布関数 $P(h) = Pr(X \geq h)$ として定義されるものである。すなわち、ある一定観測時間 T 内で発生した災害事故データなどに対し、災害規模 X について適当な域値 h を決め、 X が h より大きな災害事故件数の総和値を求め、総和値 $F(h)$ と域値 h との関係性を $\log - \log$ プロットしたものがリスク曲線となる。このような整理（粗視化）によって $F(h)$ が h の逆べき乗で表現できれば対象とされる一連の事象はフラクタル性を有するといえ⁴⁾、粗視化による整理分析手法を“フラクタル分析法”と呼ぶ。

いま、“タンク底板の腐食現象”を複雑な確率過程によって支配される“災害事象の一種”とみなす。そうすると、事象の結果の大きさを表現するスケールとして、腐食減肉量を確率変数 X に対応させることができる。ある対象とするタンク底板全面に分布している各ポイントでの腐食減肉量を考え、その座標 \bar{r}_i における値を $X(\bar{r}_i)$ とする。 $h(mm)$ 以上の腐食減肉を有する局部腐食点の存在頻度（又は確率）を $F(h) = CF(X(\bar{r}_i) \geq h)$ と表すと、 $\log F(h) - \log h$ のグラフがタンク底板の腐食に関する“リスク曲線”となる。例えば、開放検査時の超音波板厚計測による減肉量計測データ $X(\bar{r}_i)$ から、Fig.3 のような底板腐食に関するリスク曲線が構成できる。図中に示されているように、逆べき乗則に従うのは分布のテイル部分、すなわち腐食が進んだ h の大きい範囲に限定されている。しかし、このテイル部分は腐食管理において直接対象となる重要な部分で、その分布特性は前の総括報告にあるようにリスク曲線テイル部の傾きの絶対値 D で代表される。

石油タンク底板の超音波計測による各離散点での腐食減肉量の分布は、ほとんど全ての場合について Fig.3 に示したようなリスク曲線にきれいに従うことが我々の解析で明らかとなった。そこで、両対数で直線性のある範囲を利用し、腐食速度の統計的推定を行うことを試みた。

D. 石油タンク底板の統計的腐食速度

ある一つのタンクを対象にしてタンク底板の腐食減肉量を確率変数 X に対応させる。そして、 $h(mm)$ 以上の腐食減肉が存在する計

測点(\bar{r}_i)の数を超過頻度 $F(h)$ とする。
腐食のリスク曲線のテイル部の傾きの絶対
値を D とすると、テイル部において

$$D = \frac{\partial \ln F}{\partial \ln h} = - \frac{\delta F}{F} / \frac{\delta h}{h} \dots\dots\dots (3)$$

が成立する。これより、

$$\delta h = - \frac{1}{D} \frac{\delta F}{F} h \dots\dots\dots (4)$$

となる。式(3)、及び(4)は、現時点($t=0$)での
腐食減肉の頻度分布関係を表す。ここで、
現時点から δt 時間の微小時間後の減肉量
の分布を考える。 δt 時間後には、 h 以上の
減肉量をもつ局部腐食部の存在頻度は、

$$F(\Delta t) = F + \delta F \dots\dots\dots (5)$$

(超過累積頻度だから、必ず $\delta F > 0$)

となる。 h 以上の減肉をもつ局部腐食の存
在頻度の増分 δF は、 δt を微小とすれば、
それは現時点($t=0$)での超過累積頻度 F に比
例するものと考えられる。すなわち、

$$\delta F = k F \Delta t \dots\dots\dots (6)$$

ただし、 k は確率過程の種類によって決ま
る比例定数である。式(4)と(6)から、腐食減
肉量 h の現時点以降の時間変化 $h(t)$ は、

$$h/\langle h \rangle = 1 - \exp(-k/D \cdot t) \dots\dots (7)$$

となる。ここで $\langle h \rangle$ は、現時点 (すなわち
開放時) での局部腐食が進んだ領域の腐食
減肉量分布に対する統計的代表的値である。
さらに、現時点以降の“統計的”腐食速度
の時間変化($\partial h(t)/\partial t$) は、

$$(\partial h(t)/\partial t) = \langle h \rangle \cdot k/D \exp(-k/D \cdot t) \dots\dots (8)$$

として与えられる。加藤らは多くのタンク
の超音波厚さ計測データから減肉量を評価
し、そこで観測された各タンクでの最大腐
食速度と使用期間の関係を求め、石油タン

クの最大腐食速度の経時変化を統計的に明
らかにしている。これを Fig.4 に示す。加藤
らのデータ群は、ばらつきはあるものの基
本的には式(8)の妥当性を示唆している。

E. リスク曲線から導出された統計的 腐食速度とAE計測データとの相 関

タンク底板裏面腐食を対象とする AE 計
測から得られる情報は、現時点($t=0$)での「タ
ンクの底板全体としての平均的な腐食活性
度」、特に「活性な領域・部位での“局部的”
腐食減肉速度」に対応するものと考えられ
る。したがって、「リスク曲線」から得られ
るパラメータで、AE計測データと比較され
べきものは、現時点での「局部腐食減肉
速度(mm/y)」である必要がある。

腐食が進んだ部位での現時点での統計的
局部腐食速度は、式(8)から

$$\left| \partial h(t) / \partial t \right|_{t=0} = k \langle h \rangle / D \dots\dots (9)$$

と与えられる。 $\langle h \rangle$ は、厳密には、リスク曲
線で表される減肉量分布の統計上の期待値
を取ればよいが、腐食の進んだ局部腐食領
域を対象とするなら、便宜上、累積確率
 $F=0.001$ での h の値、 $h_{0.001}$ などをこれに代
表させればよく、腐食減肉速度の大小は k
を定数とすれば、例えば、 $h_{0.001} / D$ に支配
されることが考えられる。この場合、 $\langle h \rangle$ として、
標本数に左右される最大腐食量を取るの
はタンク全体としてのグローバル診断とい
う意味で適切でない。

以上、現時点($t=0$)での腐食減肉速度、す
なわち、底板全体としての腐食速度として
腐食のパラメータ $= \langle h \rangle / D \dots\dots (10)$