船舶の確率論的安全評価手法

——その4：リスク評価における不確実さの扱い——

正 員 金 湖 富士夫

Probabilistic safety assessment method for ships
(Part 4: consideration of uncertainty in risk assessment)

by Fujio Kaneko, *Member*

Summary

At recent regular sessions of IMO (International Maritime Organization)/MSC (Maritime Safety Committee) several safety regulations have been discussed by FSA (Formal Safety Assessment) procedures. In the discussion the problems based on statistical uncertainty were arisen. Since member governments of IMO have a tendency to treat the problems arbitrarily, there exist differences among states of the IMO member governments

In this paper scientific treatment methods of problems based on statistical uncertainties are presented and applied to two actual problems which were arisen during the process of discussion in the continuous session of IMO/MSC.

The one is the treatment of unknown caused accidents, the other is related to validity of the indication based on risk reduction by introduction of new regulation. The former is resolved by application of Bayesian statistics, the latter should be treated by reliability analysis. The methods presented in this paper will be the tool for formation of mutual agreement among stakeholders who have opposite interests.

1. 緒 言

これまで3回に亘りIMO (International Maritime Organization: 国際海事機関) において審議されているFSA (Formal Safety Assessment) で用いられる確率論的安全評価の精度を高めるための種々の手法および方法論につき報告してきた^{1), 2), 3)}。今回は、最近のFSAの問題点を解決するために有効と思われるリスク評価における不確実さを効果的に扱う手法を提案し、実例に適用した結果を報告する。

それらの問題は、関係諸国が同じ海難データを使用しながらもデータの持つ不確実さ、およびその考慮方法が各国で異なるため主張が対立する場合が生じることである。このような違いを克服し、関係諸国間の合意形成を図るため

には不確実さの合理的な取り扱い方法を確立することが重要である。また、このことは、結果の透明性を確保し、基準作成あるいは改正における説明責任を果たす際にも重要と言える。

ここで取り上げる問題の1つは、安全対策 (FSAガイドライン⁴⁾ではRisk Control Option (RCOと略す))の有効性を示す際に用いる安全対策導入前後のリスクの変化の解釈であり、他の1つは、原因不明な事故が多数存在する場合のそれらの事故原因の推定である。

前者の問題として、IMOにおけるバルクキャリアの安全性評価において日本側が指摘した1993年7月から施行されているESP (Enhanced Survey Program)の有効性がある。この指摘の動因として、これまでに強制化された、あるいは強制化が承認されたRCOで既にバルクキャリアの安全性は十分であり、これ以上のRCOを強制化する正当性は今のところ存在しないとの日本側の見解がある。また、後者の問題として、同じバルクキャリアの安全性評価において英国が主張してきた、原因不明事故はすべ

* 海上技術安全研究所

てハッチカバーが原因であるとの推定がある。この主張の動因としては、多数の人命損失を伴うバルクキャリア事故はハッチカバーの垂直強度不足が原因であるとの英国側の見解がある。

本報告は、以上の2点につきFSAの第2段階で実施されるリスク評価の問題点である不確実さに由来する意見の対立を克服し、合意形成を促進するために有効な手法を示す。

なお、ここで言う「リスク」とは対象の安全性を示す指標であって、対象事故において、事故時の被害強度（ここでは人命損失数）と事故の発生頻度を乗じた値のことであり、単位としては「人/(隻・年)」を使用する。

2. 基準の有効性をリスクの変化より指摘する場合の不確実さについて

これまでに施行された安全基準によりリスクが有意に変化していることから、基準の有効性を指摘することが可能である。この方法は肥料等の有効性をそれらを施した場合の収量の変化の有意性で指摘する農業分野の方法と類似している。100総トン以上の船舶の全世界の海難をデータベース化したLRF (Lloyd's Register Fairplay) 海難データベースでは毎年1000から2000隻程度のデータがある。それらのデータより、1隻が1年航海する際の人命損失数毎の事故の発生頻度を推定することによりリスクが求められる。なお、LRF海難データベースは、以前はLMIS (Lloyd's Maritime Information Service) 海難データベースと呼ばれていたものである。

事故の発生はポアソン分布をなすことは良く知られた事実である。母集団が十分大きければ問題とはならないが、現実には得られる事故数の制約のため、実現値からポアソン分布の母数（平均発生数）を求める場合に不確実さが生じ、値の検定等を行って不確実さを評価する必要性が生じる。

ここでは不確実さ解析の対象として、現在(社)日本造船研究協会の基準部会RR-S 702で実施しているバルクキャリアの安全性の評価で、IMOに発表した事例^{5),6)}を取り上げる。

その報告では、過去に実施した安全対策としてESPの有効性を、大きさ別に分けたバルクキャリア全体、およびバルクキャリアの大きさ別各船種でFN曲線およびPLL (Potential Loss of Lives: FN曲線の積分値)の減少幅が大きいのとして、ESPの効果があったとしている。しかし、検定を実施してみなければ統計的に確実なことは言えないことに注意すべきである。本章ではその方法につき検討する。なお、対象カテゴリーとして、5000総トン以上のバルクキャリア全体を考慮する。

2.1 FN曲線の不確実さ解析

FN (Frequency vs Number of fatalities) 曲線とは、

横軸に対象とされる事故における被害を示す値（安全分野では主に人命損失数が用いられる）をとり、縦軸に、一定試行期間内の、横軸の値以上の被害強度の頻度（単位：1/(隻・年)）をとってできる曲線を言う。

1隻年で、 j 人の人命損失を生じる事故が発生する頻度を p_j とすると、 p_j はポアソン分布の平均値であり、中心極限定理により正規分布で近似できる。したがって、以下のようにして、FN曲線の信頼区間を求めることができる。

N_{total} : 対象とする期間中の対象船舶の合計数（隻・年：Ship・Year）

n_j : N_{total} における人命損失数 j の事故の発生数

$p_j = \frac{n_j}{N_{\text{total}}} (1/\text{Ship} \cdot \text{Year})$: 人命損失数 j の事故の発生頻度の推定値

とすると、 p_j の分散は

$$V_j = \frac{p_j}{N_{\text{total}}}$$

と推定される。よって、

$y_j = \sum_{k=j}^{N_{\text{max}}} p_k$: FN曲線の人命損失数 j の縦軸の値（人命損失数が j 以上の事故の発生頻度）

として定義される量 y_j は正規分布する量となり、式(1)で定義される量 Z_j は、 $N[0, 1]$ として一般的に表現される、平均値0、標準偏差1の標準正規分布をなす確率変数となる。

$$Z_j = \frac{\sum_{k=j}^{N_{\text{max}}} p_k - \sum_{k=j}^{N_{\text{max}}} \hat{p}_k}{\sqrt{\sum_{k=j}^{N_{\text{max}}} p_k}} = \frac{\sum_{k=j}^{N_{\text{max}}} p_k - \sum_{k=j}^{N_{\text{max}}} \hat{p}_k}{\sqrt{\sum_{k=j}^{N_{\text{max}}} V_k}} \quad (1)$$

ここで、

$\hat{p}_j$: 人命損失数 j の事故の発生頻度の真値

である。

したがって、FN曲線の人命損失数 j の部分での信頼区間は、

$$\left[y_j - \alpha z_j \sqrt{\sum_{k=j}^{N_{\text{max}}} p_k}, y_j + \alpha z_j \sqrt{\sum_{k=j}^{N_{\text{max}}} p_k} \right] \quad (2)$$

であり、 $\hat{p}_j$ がこの区間に含まれない確率は α である。 αz_j は $N[0, 1]$ の確率 α における値の絶対値である。

この方法で求めた評価対象となるバルクキャリアの1978年から1993年にかけてのデータによるFN曲線の信頼区間をFig. 1に示す。人命損失数毎の事故の発生頻度を求める際に用いたバルクキャリアの母集団をTable 1に示す。また、Fig. 1を作成する際に使用した人命損失数毎の事故数、縦軸の値、および信頼限界をTable 2に示す。数値 α は両側危険率で、値は0.05（片側0.025ずつとなる）である。それらの図に、ESP導入の次年である

Table 1 Number of bulk carries (≥ 5000 GT)

Year	Total	Year	Total
1978	2780	1994	4285
1979	2781	1995	4456
1980	3008	1996	4656
1981	3197	1997	4671
1982	3439	1998	4671
1983	3616	1999	4782
1984	3946	2000	3226
1985	4163	Total	30747
1986	4162		
1987	3956		
1988	3841		
1989	3916		
1990	4025		
1991	4059		
1992	4099		
1993	4148		
Total	59136		

Fig. 1 より, 正規分布で近似した場合と, χ^2 分布を利用して求めた場合とは, 人命損失数が大きい箇所を除けばほぼ一致することがわかり, 中心極限定理を利用した正規分布近似の妥当性が示されている。

Fig. 1 より, バルクキャリア全体では, 1994-2000 年の FN 曲線が全体的に 1978-1993 年の FN 曲線よりかなり低くその信頼区間の下限よりも低いため, それら 2 つの曲線の差の検定を危険率両側 5%で行っても有意であると明言したくなる誘惑に駆られるとしても止むを得ないと言えるが, 実際に検定を実施してみないと確言できないことに注意すべきである。

次に, FN 曲線の t 検定を実施する。なお差の検定に当たってはそれぞれの FN 曲線を正規分布で近似した数値を用いて,

$$t_j = \frac{y_j - y'_j - 0}{\sqrt{V_j + V'_j}} \quad (4)$$

とおき, 1978 年-1993 年までの各人命損失数における FN 曲線の縦軸の値と, 1994 年-2000 年までの対応する値の差から t 値を計算して, 2 つの種類の値の差が有意かどうかを検定する。

式(4)において, ダッシュのついていない変数は 1978 年-1993 年までの値であり, ダッシュのついていない変数は 1994 年-2000 年までの値である。また, この場合, t 分布の自由度 (ϕ) は, 以下のとおりである。

$$\frac{1}{\phi} = \frac{c^2}{N_{\text{total}} - 1} + \frac{(1-c)^2}{N'_{\text{total}} - 1} \quad (5)$$

$$c = \frac{V}{(V + V')}$$

この方法で求めたバルクキャリア全体の t 値を Fig. 2 に示す。この場合, 危険率を両側 5%として判断することにする。

Fig. 2 より, バルクキャリア全体では死者 30 人の近辺で有意水準にかなり近い死者数のところがあるが, 2 つの期間の FN 曲線間には両側 5%の危険率では有意な差がないという結論になる。

2.2 PLL の不確かさ解析

次に, PLL (Potential Loss of Lives) で t 検定を実施する。PLL とは, ある人命損失数の事故の発生頻度にその人命損失数を乗じて総和をとったものである。それはまた, FN 曲線の積分値でもある。したがって, PLL は (6)式で定義される。

$$PLL = \sum_{j=1}^{N_{\max}} j \cdot p_j \quad (6)$$

ここで,

p_j : 人命損失数 j の事故の発生頻度

$N_{\max}$: 人命損失数の最大値

p_j は統計的に互いに独立と仮定し, また, FN 曲線の不確かさ解析の場合と同様に正規分布で近似すると, PLL の分散 $V(\text{PLL})$ は (7)式のように表現される。

Fig. 1 FN diagrams and confidence areas of accidents of bulk carriers before and after introduction of ESP

1994 年から 2000 年のデータによる FN 曲線を重ねて表示する。

Fig. 1 および Table 2 より, 正規分布近似では, 人命損失数が大きい場合の信頼区間の下限が負になってしまい, その範囲では下限を特定できない。ここで, ポアソン分布のパラメータの信頼限界を求める際によく用いられる χ^2 分布とポアソン分布の類似性を使用した方法による信頼区間表示を追加することにする。ポアソン分布と χ^2 分布の類似性については Appendix を参照されたい。

その方法によると, 出現回数 N の場合のポアソン分布のパラメータ λ の信頼区間は以下のように表される。

$$\frac{\chi^2_{2(N+1)}\left(\frac{\alpha}{2}\right)}{2} \leq \lambda \leq \frac{\chi^2_{2(N+1)}\left(1-\frac{\alpha}{2}\right)}{2} \quad (3)$$

Table 2 Frequency and confidence limit of the FN diagram

Number of fatalities (i)	Number of casualties (78-93)	Number of casualties (94-00)	Frequency($N \geq i$: 78-93)	Frequency($N \geq i$: 94-00)	Upper limit of FN (78-93)	Lower limit of FN (78-93)	Upper limit from χ^2 . (78-93)	Lower limit from χ^2 . (78-93)
1	1	1	6.595E-04	4.228E-04	8.665E-04	4.525E-04	9.016E-04	4.832E-04
2	2	0	6.426E-04	3.903E-04	8.469E-04	4.383E-04	8.820E-04	4.690E-04
3	0	2	6.088E-04	3.903E-04	8.076E-04	4.099E-04	8.428E-04	4.405E-04
4	1	0	6.088E-04	3.252E-04	8.076E-04	4.099E-04	8.428E-04	4.405E-04
5	2	1	5.919E-04	3.252E-04	7.879E-04	3.958E-04	8.231E-04	4.264E-04
6	2	0	5.580E-04	2.927E-04	7.484E-04	3.676E-04	7.837E-04	3.982E-04
8	1	0	5.242E-04	2.927E-04	7.087E-04	3.397E-04	7.441E-04	3.701E-04
10	0	1	5.073E-04	2.927E-04	6.888E-04	3.258E-04	7.242E-04	3.562E-04
13	1	0	5.073E-04	2.602E-04	6.888E-04	3.258E-04	7.242E-04	3.562E-04
17	1	0	4.904E-04	2.602E-04	6.689E-04	3.119E-04	7.043E-04	3.423E-04
18	0	1	4.735E-04	2.602E-04	6.489E-04	2.981E-04	6.843E-04	3.284E-04
19	1	0	4.735E-04	2.277E-04	6.489E-04	2.981E-04	6.843E-04	3.284E-04
20	2	1	4.566E-04	2.277E-04	6.288E-04	2.844E-04	6.643E-04	3.146E-04
21	0	1	4.228E-04	1.951E-04	5.885E-04	2.570E-04	6.241E-04	2.872E-04
24	5	1	4.228E-04	1.626E-04	5.885E-04	2.570E-04	6.241E-04	2.872E-04
25	2	1	3.382E-04	1.301E-04	4.864E-04	1.900E-04	5.223E-04	2.198E-04
26	3	0	3.044E-04	9.757E-05	4.450E-04	1.638E-04	4.811E-04	1.934E-04
27	2	1	2.537E-04	9.757E-05	3.820E-04	1.253E-04	4.184E-04	1.547E-04
29	1	0	2.198E-04	6.505E-05	3.393E-04	1.003E-04	3.759E-04	1.294E-04
30	3	1	2.029E-04	6.505E-05	3.177E-04	8.811E-05	3.545E-04	1.171E-04
31	1	0	1.522E-04	3.252E-05	2.516E-04	5.276E-05	2.889E-04	8.109E-05
32	1	0	1.353E-04	3.252E-05	2.290E-04	4.154E-05	2.666E-04	6.959E-05
33	3	0	1.184E-04	3.252E-05	2.061E-04	3.068E-05	2.439E-04	5.840E-05
36	0	1	6.764E-05	3.252E-05	1.339E-04	1.354E-06	1.732E-04	2.745E-05
38	1	0	6.764E-05	-	1.339E-04	1.354E-06	1.732E-04	2.745E-05
44	1	0	5.073E-05	-	1.081E-04	Negative	1.483E-04	1.843E-05
51	1	0	3.382E-05	-	8.069E-05	Negative	1.222E-04	1.046E-05
69	1	0	1.691E-05	-	5.005E-05	Negative	9.422E-05	4.096E-06

Fig. 2 t-value and 5% double sides of the difference between the FN diagrams of accidents of bulk carriers before and after introduction of ESP

$$V(PLL) = \sum_{j=1}^{N_{max}} j^2 \cdot V_j$$

$$= \sum_{j=1}^{N_{max}} j^2 \cdot \frac{p_j}{N_{total}} \quad (7)$$

したがって、(8)式のように、1978-1993年のPLLと1994-2000年のPLL (PLL'と表す) とから2つの期間におけるPLLの差をとり、(8)式のt値を定義する。

$$t_{PLL} = \frac{PLL - PLL' - 0}{\sqrt{V(PLL) + V'(PLL)}} \quad (8)$$

t_{PLL} の自由度は、(5)式で求められる。

2つの期間におけるバルクキャリアのPLLとt値とをTable 3に示す。

この表より、バルクキャリア全体では、PLLにおいて両側5%の危険率で有意な差があるとは言えないことがわかる。確かに1994年以降のPLLは、それ以前のPLLに比べて値が半減しているが、これをもって統計的に有意な差があると結論することは性急であることがわかる。

Table 3 PLLs and PLLs' t-value of accidents of bulk carriers

	PLL (1978- 1993)	PLL (1994- 2000)	t-value	t-limit (Side:2.5 %)
All Bulk Carrier	0.0154	0.0073	-1.758	2.241

IMO における FSA による議論の際に注意すべき点と言えよう。

3. 原因不明の事故が存在する場合の対象事故数および人命損失数の推定について

英国は、MSC 76 会議の前に提出予定の提案文書の草稿⁷⁾を各国に送付し、その中で LRF のデータを用いてバルクキャリアの原因不明事故はすべてハッチカバー関連事故であり、特に青波の垂直荷重によるハッチカバー損傷が危険であるためハッチカバー強度の強化が必要であると主張してきた。その主な根拠は、ハッチカバー関連事故において、明確に原因が判明している事故の全損事故の頻度と全損事故での人命損失数（死者および行方不明者を含む）が多数の事故の発生頻度のグラフの形（バルクキャリア大

きさ別グループ毎：①Cape Size 型、②Panamax 型、③Handymax 型、④Handysize 型）が、原因不明事故を全てハッチカバー事故とした場合の同様のグラフによく似ているという定性的なものである（Fig. 3, Table 4, Fig. 4, Table 7）。しかし、このような原因推定はきわめて感覚的なものであり、科学的に正当化されるとは言い難く、データの解釈の仕方ですべて異なる主張が生まれ合意形成の障害となる。結果として政治的に力の大きな方の意見が通ることとなる。バルクキャリアの主要な構造損傷としてハッチカバー関連事故以外に船側損傷があり、この方が事故数は多いが人命損失数が多い重大事故数はハッチカバー関連事故に比べると少ない。しかし、Fig. 5, Table 5, Fig. 6, Table 8 に示している原因明確な船側損傷事故および原因不明事故を全て船側損傷に帰した同様のグラフより、それらの形も良く似ていると主張しても感覚的には受け入れられると言えよう。このような感覚に基づく恣意的推論では意見が対立するのは当然である。この場合に重要であるのは、原因不明事故の科学的な原因推定方法であり、以

Table 4 Hatch cover related accidents excluding the unknowns

Bulk Carrier Category	Ship Years	Total Hatch Cover Fail	Actual Total Loss(ATL)	ATLs >10 Fatalities	ATL/Ship /Year	ATL (>10Losses)/Ship /Year
Cape	13246	6	1	1	7.55E-05	7.55E-05
Panamax	14822	2	1	1	6.75E-05	6.75E-05
Handymax	15961	3	2	1	1.25E-04	6.27E-05
Handysize	77705	13	6	3	7.72E-05	3.86E-05
Total	121734	24	10	6	8.21E-05	4.93E-05

Fig. 3 Hatch cover failure total losses excluding unknown accidents

Fig. 4 Estimated hatch cover failure total losses including unknown accidents

Fig. 5 Side shell failure total losses excluding unknown accidents

Table 5 Side shell failures excluding the unknowns

Bulk Carrier Category	Ship Years	Total Side Shell Failure	Actual Total Loss(ATL)	ATLs >10 Fatalities	ATL/Ship /Year	ATL (>10Losses)/Ship /Year
Cape	13246	36	8	3	6.04E-04	2.26E-04
Panamax	14822	35	14	5	9.45E-04	3.37E-04
Handymax	15961	16	4	0	2.51E-04	0.00E+00
Handysize	77705	53	6	1	7.72E-05	1.29E-05
Total	121734	140	32	9	2.63E-04	7.39E-05

Fig. 6 Side shell failure total losses including unknown accidents

Table 6 Cause unknown accidents

Bulk Carrier Category	Ship Years	Total Hatch Cover Fail	Actual Total Loss(ATL)	ATLs >10 Fatalities	ATL/Ship /Year	ATL (>10Loss es)/Ship /Year
Cape	13246	2	1	1	7.55E-05	7.55E-05
Panamax	14822	0	0	0	0.00E+00	0.00E+00
Handymax	15961	1	1	0	6.27E-05	0.00E+00
Handysize	77705	12	12	11	1.54E-04	1.42E-04
Total	121734	15	14	12	1.15E-04	9.86E-05

Table 7 Estimated hatch cover related accidents including all unknowns

Bulk Carrier Category	Ship Years	Total Hatch Cover Fail	Actual Total Loss(ATL)	ATLs >10 Fatalities	ATL/Ship /Year	ATL (>10Loss es)/Ship /Year
Cape	13246	8	2	2	1.51E-04	1.51E-04
Panamax	14822	2	1	1	6.75E-05	6.75E-05
Handymax	15961	4	3	1	1.88E-04	6.27E-05
Handysize	77705	25	18	14	2.32E-04	1.80E-04
Total	121734	39	24	18	1.97E-04	1.48E-04

Table 8 Estimated side shell failures including all unknowns

Bulk Carrier Category	Ship Years	Total Hatch Cover Fail	Actual Total Loss(ATL)	ATLs >10 Fatalities	ATL/Ship /Year	ATL (>10Loss es)/Ship /Year
Cape	13246	38	9	4	6.79E-04	3.02E-04
Panamax	14822	35	14	5	9.45E-04	3.37E-04
Handymax	15961	17	5	0	3.13E-04	0.00E+00
Handysize	77705	65	18	12	2.32E-04	1.54E-04
Total	121734	155	46	21	3.78E-04	1.73E-04

下に検討を行う⁸⁾。

3.1 問題の定式化

事故原因の種類が複数あり、原因の種類毎に、原因が明確になっている事故がそれぞれの種類につきある件数存在するが原因不明の事故が数件あり、それらの原因の特定は不可能とする場合、原因が明確になっている事故件数と不明な事故件数から、真の事故件数を確率的に予測することが可能である。

この問題は以下のように定式化される。

事故の原因が数種類あり、それぞれの事故は人命損失数

の多い重大事故とそれほど人命損失数が多い事故とに分けられ、原因不明になる確率は、原因の種類に抛らず事故の重大さによって変わると仮定する。事故が原因不明になる主な理由として、事故により多数の人命が失われ事故当時の状況を知っている当事者が生存していないことが考えられる。したがって、多数が死亡する重大事故であるため原因不明となる確率が高くなるのであり、事故の種類が原因不明事故の発生に直接関係するのではないとしているこの仮定は妥当と思われる。ここで得られている情報は、原因が明確である各事故においては人命損失数、原因不明な事故においては、重大事故の総数、および重大でない事故の総数および各事故の人命損失数である。このような情報が与えられた場合に、各原因における重大な事故の総数、重大でない事故の総数、および人命損失数の最も確かしい値をどのように求めることができるか (Fig. 7)。

このように定式化を行った問題で、ここでは、ベイズの方法を使用して、得られている情報からそれらの値の確率密度関数を求める方法を示す。また、得られた確率密度関数から各種の事故の件数、人命損失数 (死者および行方不明者数) の点推定 (平均値) を行う。

ここで重要なのは、数種類のそれほど多くない数の事故が既に生じ、その中で原因不明の事故があった場合、各種別の事故数を推定することは標本から母集団の性質を推定したり、将来の事故の発生予測をすることは異なるということである。そのような場合は、これまでの事故から得られた各種事故の発生頻度はそれらの種類の事故の発生頻度と等しい (いわゆる点推定) とする、あるいは、標本分布を用いて母集団の発生頻度の分布を推定し、信頼区間を求めるといったことを行うのであるが、この場合は、母集団が判明しており、起こりうる組合せをすべて考慮できるため、それらの組合せの発生の事前確率は等しいとしてベイズの方法より、現実になった現象の発生確率が最大になるような推定を行うことができる。3.2 にその詳細を示す。

3.2 手法詳細

3.2.1 原因不明事故における各種事故の事故件数の推定

以下のように定義する。

Fig. 7 A Schematic diagram of the formulation of cause unknown accidents problem

m : 事故の種類の数

n_{ki-F} : 原因明確な事故 i で重大事故の件数 (実現値: N_{ki-F})

n_{ki-L} : 原因明確な事故 i で重大でない事故の件数 (実現値: N_{ki-L})

n_{u-F} : 原因不明の事故で重大事故の総件数 (実現値: N_{u-F})

n_{u-L} : 原因不明の事故で重大でない事故の総件数 (実現値: N_{u-L})

n_{i-F} : 事故 i で重大事故の件数の真値 (実現値: N_{i-F})

n_{i-L} : 事故 i で重大でない事故の件数の真値 (実現値: N_{i-L})

n_{k-F} : 原因明確な事故で重大事故の総件数 (実現値: N_{k-F})

n_{k-L} : 原因明確な事故で重大でない事故の総件数 (実現値: N_{k-L})

n_{T-F} : 重大事故の総件数

n_{T-L} : 重大でない事故の総件数

n_T : 事故の総件数

重大事故で原因が明確になる確率: p_{FK}

重大事故で原因が不明確になる確率: $1 - p_{FK}$

重大でない事故で原因が明確になる確率: p_{LF}

重大でない事故で原因が不明確になる確率: $1 - p_{LF}$

とすると,

$$\sum_{i=1}^m n_{i-F} = \sum_{i=1}^m n_{ki-F} + n_{u-F} = n_{T-F}$$

$$\sum_{i=1}^m n_{i-L} = \sum_{i=1}^m n_{ki-L} + n_{u-L} = n_{T-L}$$

$$\sum_{i=1}^m n_{ki-F} = n_{k-F}$$

$$\sum_{i=1}^m n_{ki-L} = n_{k-L}$$

$$n_{k-F} + n_{k-L} + n_{u-F} + n_{u-L} = n_{T-F} + n_{T-L} = n_T$$

この問題は、既知の情報として、原因明確な事故における重大事故件数、重大でない事故件数、原因不明の事故で重大事故件数と重大でない事故件数が与えられた条件下において、原因毎の重大事故件数と重大でない事故件数の真値を推定する問題となる。

ベイズの定理より、以下の式が成立する。

$$\begin{aligned} & P\left(\bigcap_{i=1}^m (n_{i-F} = N_{i-F}) \bigcap_{i=1}^m (n_{i-L} = N_{i-L}) \middle| \bigcap_{i=1}^m (n_{ki-F} = N_{ki-F}) \bigcap_{i=1}^m (n_{ki-L} = N_{ki-L}) \cap (n_{u-F} = N_{u-F}) \cap (n_{u-L} = N_{u-L})\right) \\ &= \frac{P\left(\bigcap_{i=1}^m (n_{ki-F} = N_{ki-F}) \bigcap_{i=1}^m (n_{ki-L} = N_{ki-L}) \cap (n_{u-F} = N_{u-F}) \cap (n_{u-L} = N_{u-L}) \middle| \bigcap_{i=1}^m (n_{i-F} = N_{i-F}) \bigcap_{i=1}^m (n_{i-L} = N_{i-L})\right)}{P\left(\bigcap_{i=1}^m (n_{ki-F} = N_{ki-F}) \bigcap_{i=1}^m (n_{ki-L} = N_{ki-L}) \cap (n_{u-F} = N_{u-F}) \cap (n_{u-L} = N_{u-L})\right)} \\ &= \frac{P\left(\bigcap_{i=1}^m (n_{i-F} = N_{i-F}) \bigcap_{i=1}^m (n_{i-L} = N_{i-L})\right)}{P\left(\bigcap_{i=1}^m (n_{ki-F} = N_{ki-F}) \bigcap_{i=1}^m (n_{ki-L} = N_{ki-L}) \cap (n_{u-F} = N_{u-F}) \cap (n_{u-L} = N_{u-L})\right)} \quad (9) \end{aligned}$$

ここで、独立に代わりうる変数は、 N_{i-F} と N_{i-L} であり、異なる N_{i-F} と N_{i-L} の組合せは同時には成立し得ない。したがって、(9) の分母は以下のように変形される。

$$\begin{aligned} & P\left(\bigcap_{i=1}^m (n_{ki-F} = N_{ki-F}) \bigcap_{i=1}^m (n_{ki-L} = N_{ki-L}) \cap (n_{u-F} = N_{u-F}) \cap (n_{u-L} = N_{u-L})\right) \\ &= \sum_{N_{1-F}=N_{k1-F}}^{(N_{k1-F}+N_{u-F})} \cdots \sum_{N_{m-F}=N_{km-F}}^{(N_{km-F}+N_{u-F}-\sum_{i=1}^{m-1} (N_{i-F}+N_{ki-F}))} \sum_{N_{1-L}=N_{k1-L}}^{(N_{k1-L}+N_{u-L})} \cdots \sum_{N_{m-L}=N_{km-L}}^{(N_{km-L}+N_{u-L}-\sum_{i=1}^{m-1} (N_{i-L}+N_{ki-L}))} P\left(\bigcap_{i=1}^m (n_{ki-F} = N_{ki-F}) \bigcap_{i=1}^m (n_{ki-L} = N_{ki-L}) \cap (n_{u-F} = N_{u-F}) \right. \\ & \quad \left. \cap (n_{u-L} = N_{u-L}) \middle| \bigcap_{i=1}^m (n_{i-F} = N_{i-F}) \bigcap_{i=1}^m (n_{i-L} = N_{i-L})\right) \cdot P\left(\bigcap_{i=1}^m (n_{i-F} = N_{i-F}) \bigcap_{i=1}^m (n_{i-L} = N_{i-L})\right) \end{aligned}$$

また、重大さ別のすべての種類の事故の組合せに関する事前確率はすべての組合せで等しいと仮定すると、以下が成立する。

$$\begin{aligned} & P\left(\bigcap_{i=1}^m (n_{i-F} = N_{i-F}) \bigcap_{i=1}^m (n_{i-L} = N_{i-L})\right) \\ &= \frac{\prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{i-F}=0}^{N_{i-F}} C_{N_{i-F}} \right) \cdot \prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{i-L}=0}^{N_{i-L}} C_{N_{i-L}} \right)}{\sum_{N_{1-F}=N_{k1-F}}^{(N_{k1-F}+N_{u-F})} \cdots \sum_{N_{m-F}=N_{km-F}}^{(N_{km-F}+N_{u-F}-\sum_{i=1}^{m-1} (N_{i-F}+N_{ki-F}))} \sum_{N_{1-L}=N_{k1-L}}^{(N_{k1-L}+N_{u-L})} \cdots \sum_{N_{m-L}=N_{km-L}}^{(N_{km-L}+N_{u-L}-\sum_{i=1}^{m-1} (N_{i-L}+N_{ki-L}))} \prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{i-F}=0}^{N_{i-F}} C_{N_{i-F}} \right) \cdot \prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{i-L}=0}^{N_{i-L}} C_{N_{i-L}} \right)} \\ &= \frac{P\left(\bigcap_{i=1}^m (n_{ki-F} = N_{ki-F}) \bigcap_{i=1}^m (n_{ki-L} = N_{ki-L}) \cap (n_{u-F} = N_{u-F}) \cap (n_{u-L} = N_{u-L}) \middle| \bigcap_{i=1}^m (n_{i-F} = N_{i-F}) \bigcap_{i=1}^m (n_{i-L} = N_{i-L})\right)}{\prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{i-F}=0}^{N_{i-F}} C_{N_{i-F}} p_{FK}^{N_{i-F}} (1-p_{FK})^{N_{i-F}-N_{ki-F}} \prod_{i=1}^m C_{N_{i-L}} p_{LK}^{N_{i-L}} (1-p_{LK})^{N_{i-L}-N_{ki-L}} \right)} \\ &= \frac{\prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{i-F}=0}^{N_{i-F}} C_{N_{i-F}} \right) \cdot \prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{i-L}=0}^{N_{i-L}} C_{N_{i-L}} \right)}{\prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{i-F}=0}^{N_{i-F}} C_{N_{i-F}} \right) \cdot \prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{i-L}=0}^{N_{i-L}} C_{N_{i-L}} \right)} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{\prod_{i=1}^m N_{i-F} C_{N_{ki-F}} \prod_{i=1}^m N_{i-L} C_{N_{ki-L}} \cdot p_{FK}^{N_{ki-F}} (1-p_{FK})^{\sum_{i=1}^m N_{i-F}-N_{ki-F}} p_{LK}^{\sum_{i=1}^m N_{ki-L}} (1-p_{LK})^{\sum_{i=1}^m N_{i-L}-N_{ki-L}}}{\prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{i-F}=0}^{N_{i-L}} C_{N_{i-F}} \right) \cdot \prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{i-L}=0}^{N_{i-F}} C_{N_{i-L}} \right)} \\
&= \frac{\prod_{i=1}^m N_{i-F} C_{N_{ki-F}} \prod_{i=1}^m N_{i-L} C_{N_{ki-L}} \cdot p_{FK}^{N_{ki-F}} (1-p_{FK})^{N_{i-F}-N_{ki-F}} p_{LK}^{N_{ki-L}} (1-p_{LK})^{N_{i-L}-N_{ki-L}}}{\prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{i-F}=0}^{N_{i-L}} C_{N_{i-F}} \right) \cdot \prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{i-L}=0}^{N_{i-F}} C_{N_{i-L}} \right)} \\
&= \frac{\prod_{i=1}^m N_{i-F} C_{N_{ki-F}} \prod_{i=1}^m N_{i-L} C_{N_{ki-L}} \cdot p_{FK}^{N_{ki-F}} (1-p_{FK})^{N_{U-F}-N_{ki-F}} p_{LK}^{N_{ki-L}} (1-p_{LK})^{N_{U-L}-N_{ki-L}}}{\prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{i-F}=0}^{N_{i-L}} C_{N_{i-F}} \right) \cdot \prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{i-L}=0}^{N_{i-F}} C_{N_{i-L}} \right)}
\end{aligned}$$

よって,

$$\begin{aligned}
&P\left(\bigcap_{i=1}^m (n_{i-F}=N_{i-F}) \bigcap_{i=1}^m (n_{i-L}=N_{i-L}) \middle| \bigcap_{i=1}^m (n_{ki-F}=N_{ki-F}) \bigcap_{i=1}^m (n_{ki-L}=N_{ki-L}) \cap (n_{U-F}=N_{U-F}) \cap (n_{U-L}=N_{U-L})\right) = \\
&\quad \frac{\prod_{i=1}^m N_{i-F} C_{N_{ki-F}} \prod_{i=1}^m N_{i-L} C_{N_{ki-L}} \cdot p_{FK}^{N_{ki-F}} (1-p_{FK})^{N_{U-F}-N_{ki-F}} p_{LK}^{N_{ki-L}} (1-p_{LK})^{N_{U-L}-N_{ki-L}}}{\prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{i-F}=0}^{N_{i-L}} C_{N_{i-F}} \right) \cdot \prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{i-L}=0}^{N_{i-F}} C_{N_{i-L}} \right)} \\
&= \frac{(N_{k1-F}+N_{U-F}) \dots (N_{km-1-F}+N_{U-F}) \sum_{N_{1-F}=N_{k1-F}}^{N_{km-1-F}} \dots \sum_{N_{m-1-F}=N_{km-1-F}}^{N_{1-L}} \dots \sum_{N_{1-L}=N_{k1-L}}^{N_{km-1-L}} \dots \sum_{N_{m-1-L}=N_{km-1-L}}^{N_{U-L}} \prod_{i=1}^m N_{i-F} C_{N_{ki-F}} \prod_{i=1}^m N_{i-L} C_{N_{ki-L}} \cdot p_{FK}^{N_{ki-F}} (1-p_{FK})^{N_{U-F}-N_{ki-F}} p_{LK}^{N_{ki-L}} (1-p_{LK})^{N_{U-L}-N_{ki-L}}}{\prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{i-F}=0}^{N_{i-L}} C_{N_{i-F}} \right) \cdot \prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{i-L}=0}^{N_{i-F}} C_{N_{i-L}} \right)} \\
&\quad \frac{\prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{i-F}=0}^{N_{i-L}} C_{N_{i-F}} \right) \cdot \prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{i-L}=0}^{N_{i-F}} C_{N_{i-L}} \right)}{(N_{k1-F}+N_{U-F}) \dots (N_{km-1-F}+N_{U-F}) \sum_{N_{1-F}=N_{k1-F}}^{N_{km-1-F}} \dots \sum_{N_{m-1-F}=N_{km-1-F}}^{N_{1-L}} \dots \sum_{N_{1-L}=N_{k1-L}}^{N_{km-1-L}} \dots \sum_{N_{m-1-L}=N_{km-1-L}}^{N_{U-L}} \prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{i-F}=0}^{N_{i-L}} C_{N_{i-F}} \right) \cdot \prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{i-L}=0}^{N_{i-F}} C_{N_{i-L}} \right)} \\
&P\left(\bigcap_{i=1}^m (n_{i-F}=N_{i-F}) \bigcap_{i=1}^m (n_{i-L}=N_{i-L}) \middle| \bigcap_{i=1}^m (n_{ki-F}=N_{ki-F}) \bigcap_{i=1}^m (n_{ki-L}=N_{ki-L}) \cap (n_{U-F}=N_{U-F}) \cap (n_{U-L}=N_{U-L})\right) = \\
&\quad \frac{\prod_{i=1}^m N_{i-F} C_{N_{ki-F}} \prod_{i=1}^m N_{i-L} C_{N_{ki-L}} \cdot p_{FK}^{N_{ki-F}} (1-p_{FK})^{N_{U-F}-N_{ki-F}} p_{LK}^{N_{ki-L}} (1-p_{LK})^{N_{U-L}-N_{ki-L}}}{\prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{i-F}=0}^{N_{i-L}} C_{N_{i-F}} \right) \cdot \prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{i-L}=0}^{N_{i-F}} C_{N_{i-L}} \right)} \\
&= \frac{(N_{k1-F}+N_{U-F}) \dots (N_{km-1-F}+N_{U-F}) \sum_{N_{1-F}=N_{k1-F}}^{N_{km-1-F}} \dots \sum_{N_{m-1-F}=N_{km-1-F}}^{N_{1-L}} \dots \sum_{N_{1-L}=N_{k1-L}}^{N_{km-1-L}} \dots \sum_{N_{m-1-L}=N_{km-1-L}}^{N_{U-L}} \prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{i-F}=0}^{N_{i-L}} C_{N_{i-F}} \right) \cdot \prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{i-L}=0}^{N_{i-F}} C_{N_{i-L}} \right)}{(N_{k1-F}+N_{U-F}) \dots (N_{km-1-F}+N_{U-F}) \sum_{N_{1-F}=N_{k1-F}}^{N_{km-1-F}} \dots \sum_{N_{m-1-F}=N_{km-1-F}}^{N_{1-L}} \dots \sum_{N_{1-L}=N_{k1-L}}^{N_{km-1-L}} \dots \sum_{N_{m-1-L}=N_{km-1-L}}^{N_{U-L}} \prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{i-F}=0}^{N_{i-L}} C_{N_{i-F}} \right) \cdot \prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{i-L}=0}^{N_{i-F}} C_{N_{i-L}} \right)} \\
&\quad \frac{\prod_{i=1}^m N_{i-F} C_{N_{ki-F}} \prod_{i=1}^m N_{i-L} C_{N_{ki-L}} \cdot p_{FK}^{N_{ki-F}} (1-p_{FK})^{N_{U-F}-N_{ki-F}} p_{LK}^{N_{ki-L}} (1-p_{LK})^{N_{U-L}-N_{ki-L}}}{\prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{i-F}=0}^{N_{i-L}} C_{N_{i-F}} \right) \cdot \prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{i-L}=0}^{N_{i-F}} C_{N_{i-L}} \right)}
\end{aligned}$$

となり、最終的に (10) 式となる。

$$\begin{aligned}
&P\left(\bigcap_{i=1}^m (n_{i-F}=N_{i-F}) \bigcap_{i=1}^m (n_{i-L}=N_{i-L}) \middle| \bigcap_{i=1}^m (n_{ki-F}=N_{ki-F}) \bigcap_{i=1}^m (n_{ki-L}=N_{ki-L}) \cap (n_{U-F}=N_{U-F}) \cap (n_{U-L}=N_{U-L})\right) = \\
&\quad \frac{\prod_{i=1}^m N_{i-F} C_{N_{ki-F}} \prod_{i=1}^m N_{i-L} C_{N_{ki-L}}}{(N_{k1-F}+N_{U-F}) \dots (N_{km-1-F}+N_{U-F}) \sum_{N_{1-F}=N_{k1-F}}^{N_{km-1-F}} \dots \sum_{N_{m-1-F}=N_{km-1-F}}^{N_{1-L}} \dots \sum_{N_{1-L}=N_{k1-L}}^{N_{km-1-L}} \dots \sum_{N_{m-1-L}=N_{km-1-L}}^{N_{U-L}} \prod_{i=1}^m N_{i-F} C_{N_{ki-F}} \prod_{i=1}^m N_{i-L} C_{N_{ki-L}}} \quad (10)
\end{aligned}$$

したがって、重大事故の総数、軽微事故の総数が既知である場合は、事故の重大さにより原因が明確になる確率は、各種事故数の条件付発生確率には影響を及ぼさないことがわかる。なお、(10) 式の分母において $i=m$ の場合は、 N_{m-F} および N_{m-L} とも $i < m$ の変数により一意に決定されるため、総和をとる際に N_{m-1-F} および N_{m-1-L} までとしている。

3.2.2 原因不明事故における各種事故の人命損失数の推定

次に、人命損失数（死者，行方不明者の数）の取りうる範囲内での発生確率を求める。

考える各種事故の真の数の場合1つの各種事故につき、原因不明事故が重大さ毎に何件か割当てられることになる。したがって、考える各種事故の真の数の場合1つの各種事故につき、各種事故に割当てられた原因不明事故の組合せが生じる。それらの組合せはすべて同じ確率で発生すると考えてよいので、考える各種事故の真の数の場合が1つ定まっ

た場合の原因不明事故の組合せの確率は以下のように求められる。

$n_{U-F}(i)$: 原因不明かつ重大な事故で、原因 i に割り当てられる件数 (実現値: $N_{U-F}(i)$)

$n_{U-L}(i)$: 原因不明かつ重大でない事故で、原因 i に割り当てられる件数 (実現値: $N_{U-L}(i)$)

$A_{U-F}(j)$: 原因不明かつ重大な事故 ($j=1, N_{U-F}$)

$A_{U-L}(k)$: 原因不明かつ重大な事故 ($k=1, N_{U-L}$)

$F(A_{U-F}(j))$: 事故 $A_{U-F}(j)$ の人命損失数

$$B\left(\bigcap_{i=1}^m (n_{U-F}(i)=N_{U-F}(i)) \bigcap_{i=1}^m (n_{U-L}(i)=N_{U-L}(i))\right):$$

原因不明事故の数の組合せ $\left(\bigcap_{i=1}^m (n_{U-F}(i)=N_{U-F}(i)) \bigcap_{i=1}^m (n_{U-L}(i)=N_{U-L}(i))\right)$ を実現する事故 $A_{U-F}(j)$,

および $A_{U-L}(k)$ の組合せより構成される集合

その要素 $b(i)$ (i : 要素番号) を以下のように表す。

$$b(i) = \underbrace{(A_{U-F}(K_1^1), A_{U-F}(K_2^1), \dots, |A_{U-F}(K_i^1), A_{U-F}(K_{i+1}^1), \dots, | \dots, A_{U-F}(K_{N_{U-F}(m)}^m))}_{\text{事故原因 1 に割り当てられる原因不明の重大事故}} \underbrace{|A_{U-F}(K_i^2), A_{U-F}(K_{i+1}^2), \dots, | \dots, A_{U-F}(K_{N_{U-F}(m)}^m))}_{\text{事故原因 * に割り当てられる原因不明の重大事故}} \underbrace{| \dots, A_{U-F}(K_{N_{U-F}(m)}^m))}_{\text{事故原因 m に割り当てられる原因不明の重大事故}} \underbrace{|A_{U-L}(L_1^1), A_{U-L}(L_2^1), \dots, | \dots, A_{U-L}(L_{N_{U-L}(m)}^m))}_{\text{事故原因 1 に割り当てられる原因不明の重大でない事故}} \\ \underbrace{|A_{U-L}(L_i^1), A_{U-L}(L_{i+1}^1), \dots, | \dots, A_{U-L}(L_{N_{U-L}(m)}^m))}_{\text{事故原因 * に割り当てられる原因不明の重大でない事故}} \underbrace{| \dots, A_{U-L}(L_{N_{U-L}(m)}^m))}_{\text{事故原因 m に割り当てられる原因不明の重大でない事故}}$$

$b(i)$ の形より明らかであるが、要素数 N_B は、以下のように表される。

$$N_B = \prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{U-F}(i)=0}^{N_{U-F}(i)} C_{N_{U-F}(i)} \right) \cdot \prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{U-L}(i)=0}^{N_{U-L}(i)} C_{N_{U-L}(i)} \right)$$

また、 $b(i)$ の発生確率はすべて等しいと考えられるため、各種事故の真の数が仮定された場合、すなわち、原因不明事故の各種事故への割当て数が仮定された場合の要素 $b(i)$ の発生確率は以下のように与えられる。

$$P(b(i), b(i) \in B \left(\bigcap_{i=1}^m (n_{U-F}(i)=N_{U-F}(i)) \bigcap_{i=1}^m (n_{U-L}(i)=N_{U-L}(i)) \right) \Big| \bigcap_{i=1}^m (n_{i-F}=N_{i-F}) \bigcap_{i=1}^m (n_{i-L}=N_{i-L}) \Big) \\ = \frac{1}{\prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{U-F}(i)=0}^{N_{U-F}(i)} C_{N_{U-F}(i)} \right) \cdot \prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{U-L}(i)=0}^{N_{U-L}(i)} C_{N_{U-L}(i)} \right)} \quad (11)$$

ここで、

$$P(A|C) = \sum_{i=1}^n P(A|B_i \cap C) \cdot P(B_i|C) \text{ より}$$

$$P(b(i), b(i) \in B \left(\bigcap_{i=1}^m (n_{U-F}(i)=N_{U-F}(i)) \bigcap_{i=1}^m (n_{U-L}(i)=N_{U-L}(i)) \right) \Big| \bigcap_{i=1}^m (n_{ki-F}=N_{ki-F}) \bigcap_{i=1}^m (n_{ki-L}=N_{ki-L}) \Big) \\ \cdot \bigcap_{i=1}^m (n_{U-F}=N_{U-F}) \bigcap_{i=1}^m (n_{U-L}=N_{U-L}) \\ = \frac{(N_{k1-F}+N_{U-F})}{N_{1-F}=N_{k1-F}} \dots \frac{(N_{km-1-F}+N_{U-F})}{N_{m-1-F}=N_{km-1-F}} \sum_{i=1}^{N_{U-F}} \frac{(N_{k1-L}+N_{U-L})}{N_{1-L}=N_{k1-L}} \dots \sum_{i=1}^{N_{U-L}} \frac{(N_{km-1-L}+N_{U-L})}{N_{m-1-L}=N_{km-1-L}} \quad (12) \\ P(b(i), b(i) \in B \left(\bigcap_{i=1}^m (n_{U-F}(i)=N_{U-F}(i)) \bigcap_{i=1}^m (n_{U-L}(i)=N_{U-L}(i)) \right) \Big| \bigcap_{i=1}^m (n_{1-F}=N_{1-F}) \bigcap_{i=1}^m (n_{1-L}=N_{1-L}) \bigcap_{i=1}^m (n_{ki-F}=N_{ki-F}) \\ \bigcap_{i=1}^m (n_{ki-L}=N_{ki-L}) \bigcap_{i=1}^m (n_{U-F}=N_{U-F}) \bigcap_{i=1}^m (n_{U-L}=N_{U-L}) \Big) \cdot P \left(\bigcap_{i=1}^m (n_{1-F}=N_{1-F}) \bigcap_{i=1}^m (n_{1-L}=N_{1-L}) \Big| \bigcap_{i=1}^m (n_{ki-F}=N_{ki-F}) \right. \\ \left. \bigcap_{i=1}^m (n_{ki-L}=N_{ki-L}) \bigcap_{i=1}^m (n_{U-F}=N_{U-F}) \bigcap_{i=1}^m (n_{U-L}=N_{U-L}) \right)$$

ここで、 $b(i)$ は、他の $N_{U-F}(i)$ 等を持つ集合 B には含まれないので、

$$P(b(i), b(i) \in B \left(\bigcap_{i=1}^m (n_{U-F}(i)=N_{U-F}(i)) \bigcap_{i=1}^m (n_{U-L}(i)=N_{U-L}(i)) \right) \Big| \bigcap_{i=1}^m (n_{ki-F}=N_{ki-F}) \bigcap_{i=1}^m (n_{ki-L}=N_{ki-L}) \\ \bigcap_{i=1}^m (n_{U-F}=N_{U-F}) \bigcap_{i=1}^m (n_{U-L}=N_{U-L}) \Big) \\ = P(b(i), b(i) \in B \left(\bigcap_{i=1}^m (n_{U-F}(i)=N_{U-F}(i)) \bigcap_{i=1}^m (n_{U-L}(i)=N_{U-L}(i)) \right) \Big| \bigcap_{i=1}^m (n_{1-F}=N_{1-F}) \bigcap_{i=1}^m (n_{1-L}=N_{1-L})$$

$$\begin{aligned}
& \prod_{i=1}^m (n_{ki-F} = N_{ki-F}) \prod_{i=1}^m (n_{ki-L} = N_{ki-L}) \cap (n_{U-F} = N_{U-F}) \cap (n_{U-L} = N_{U-L}) \cdot P \left(\prod_{i=1}^m (n_{1-F} = N_{1-F}) \right. \\
& \left. \prod_{i=1}^m (n_{1-L} = N_{1-L}) \right) \prod_{i=1}^m (n_{ki-F} = N_{ki-F}) \prod_{i=1}^m (n_{ki-L} = N_{ki-L}) \cap (n_{U-F} = N_{U-F}) \cap (n_{U-L} = N_{U-L}) \\
& P \left(b(i), b(i) \in B \left(\prod_{i=1}^m (n_{U-F}(i) = N_{U-F}(i)) \prod_{i=1}^m (n_{U-L}(i) = N_{U-L}(i)) \right) \prod_{i=1}^m (n_{ki-F} = N_{ki-F}) \prod_{i=1}^m (n_{ki-L} = N_{ki-L}) \right. \\
& \left. \cap (n_{U-F} = N_{U-F}) \cap (n_{U-L} = N_{U-L}) \right) \\
& \frac{\prod_{i=1}^m N_{1-F} C_{N_{ki-F}} \prod_{i=1}^m N_{1-L} C_{N_{ki-L}}}{\sum_{N_{1-F}=N_{k1-F}}^{(N_{k1-F}+N_{U-F})} \dots \sum_{N_{m-1-F}=N_{km-1-F}}^{(N_{km-1-F}+N_{U-F})} \sum_{N_{1-L}=N_{k1-L}}^{(N_{k1-L}+N_{U-L})} \dots \sum_{N_{m-1-L}=N_{km-1-L}}^{(N_{km-1-L}+N_{U-L})} \prod_{i=1}^m N_{1-F} C_{N_{ki-F}} \prod_{i=1}^m N_{1-L} C_{N_{ki-L}}} \\
& = \frac{\prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{1-F}=N_{k1-F}}^{(N_{k1-F}+N_{U-F})} C_{N_{U-F}(i)} \right) \cdot \prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{1-L}=N_{k1-L}}^{(N_{k1-L}+N_{U-L})} C_{N_{U-L}(i)} \right)}{\prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{1-F}=N_{k1-F}}^{(N_{k1-F}+N_{U-F})} C_{N_{U-F}(i)} \right) \cdot \prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{1-L}=N_{k1-L}}^{(N_{k1-L}+N_{U-L})} C_{N_{U-L}(i)} \right)} \quad (13)
\end{aligned}$$

として、 $b(i)$ の発生確率を求めることができる。

また、 $b(i)$ の原因 j の重大事故の人命損失数 $F(b(i), j, F)$ は、既知の事故における原因 j の重大事故の人命損失数を $F_F(j)$ とすると、

$$F(b(i), j, F) = \sum_{i=1}^{N_{U-F}(i)} F(A_{U-F}(K_i)) + F_F(j) \quad (14)$$

$b(i)$ の重大事故の人命損失数 $F(b(i), F)$ は、

$$F(b(i), F) = \sum_{i=1}^m \left(\sum_{i=1}^{N_{U-F}(i)} A(A_{U-F}(K_i)) + F_F(j) \right) \quad (15)$$

同様に $b(i)$ の原因 j の重大でない事故の人命損失数 $F(b(i), j, L)$ は、既知の事故における原因 j の重大でない事故の人命損失数を $F_L(j)$ とすると、

$$F(b(i), j, L) = \sum_{i=1}^{N_{U-L}(i)} F(A_{U-L}(L_i)) + F_L(j) \quad (16)$$

$b(i)$ の重大でない事故の人命損失数 $F(b(i), L)$ は、

$$A(b(i), L) = \sum_{j=1}^m \left(\sum_{i=1}^{N_{U-L}(i)} F(A_{U-L}(L_i)) + F_L(j) \right) \quad (17)$$

$b(i)$ の原因 j の事故の人命損失数 $F(b(i), j)$ は、

$$F(b(i), j) = \sum_{i=1}^{N_{U-F}(i)} F(A_{U-F}(K_i)) + \sum_{i=1}^{N_{U-L}(i)} A(A_{U-L}(L_i)) + F_F(j) + F_L(j) \quad (18)$$

(14)～(18)式で示される各種人命損失数の確率はすべて同じで、 $b(i)$ の発生確率である。

逆に、事故原因 j 、あるいは原因全体の事故で、重大事故、重大でない事故、原因全体等の人命損失数を指定し、その数の確率、さらには、その数の取りうる範囲の確率密度関数を求めることができる。

(1) 事故原因 j の重大事故の人命損失数が N_F である確率すなわち確率密度関数

$F(b(i), j, F) = N_F$ である $b(i)$ を求め、そのような $b(i)$ の確率を積算すればよい。

$$\begin{aligned}
P(N_F | j \wedge F) &= \sum_{i(F(b(i), j, F) = N_F)}^{N_F} P(b(i), b(i) \in B \left(\prod_{i=1}^m (n_{U-F}(i) = N_{U-F}(i)) \prod_{i=1}^m (n_{U-L}(i) = N_{U-L}(i)) \right) \prod_{i=1}^m (n_{ki-F} = N_{ki-F}) \cdot \\
& * \prod_{i=1}^m (n_{ki-L} = N_{ki-L}) \cap (n_{U-F} = N_{U-F}) \cap (n_{U-L} = N_{U-L}) \\
& = \sum_{i=1}^{N_F} \left(\frac{\prod_{i=1}^m N_{1-F} C_{N_{ki-F}} \prod_{i=1}^m N_{1-L} C_{N_{ki-L}}}{\sum_{N_{1-F}=N_{k1-F}}^{(N_{k1-F}+N_{U-F})} \dots \sum_{N_{m-1-F}=N_{km-1-F}}^{(N_{km-1-F}+N_{U-F})} \sum_{N_{1-L}=N_{k1-L}}^{(N_{k1-L}+N_{U-L})} \dots \sum_{N_{m-1-L}=N_{km-1-L}}^{(N_{km-1-L}+N_{U-L})} \prod_{i=1}^m N_{1-F} C_{N_{ki-F}} \prod_{i=1}^m N_{1-L} C_{N_{ki-L}}} \right. \\
& \left. \frac{\prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{1-F}=N_{k1-F}}^{(N_{k1-F}+N_{U-F})} C_{N_{U-F}(i)} \right) \cdot \prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{1-L}=N_{k1-L}}^{(N_{k1-L}+N_{U-L})} C_{N_{U-L}(i)} \right)}{\prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{1-F}=N_{k1-F}}^{(N_{k1-F}+N_{U-F})} C_{N_{U-F}(i)} \right) \cdot \prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{1-L}=N_{k1-L}}^{(N_{k1-L}+N_{U-L})} C_{N_{U-L}(i)} \right)} \right) \quad (19)
\end{aligned}$$

(2) $b(i)$ の重大事故の人命損失数が N_F である確率すなわち確率密度関数

$$\begin{aligned}
P(N_F | F) &= \sum_{i=1}^{N_F} \left(\frac{\prod_{i=1}^m N_{1-F} C_{N_{ki-F}} \prod_{i=1}^m N_{1-L} C_{N_{ki-L}}}{\sum_{N_{1-F}=N_{k1-F}}^{(N_{k1-F}+N_{U-F})} \dots \sum_{N_{m-1-F}=N_{km-1-F}}^{(N_{km-1-F}+N_{U-F})} \sum_{N_{1-L}=N_{k1-L}}^{(N_{k1-L}+N_{U-L})} \dots \sum_{N_{m-1-L}=N_{km-1-L}}^{(N_{km-1-L}+N_{U-L})} \prod_{i=1}^m N_{1-F} C_{N_{ki-F}} \prod_{i=1}^m N_{1-L} C_{N_{ki-L}}} \right. \\
& \left. \frac{\prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{1-F}=N_{k1-F}}^{(N_{k1-F}+N_{U-F})} C_{N_{U-F}(i)} \right) \cdot \prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{1-L}=N_{k1-L}}^{(N_{k1-L}+N_{U-L})} C_{N_{U-L}(i)} \right)}{\prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{1-F}=N_{k1-F}}^{(N_{k1-F}+N_{U-F})} C_{N_{U-F}(i)} \right) \cdot \prod_{i=1}^m \left(\sum_{N_{1-L}=N_{k1-L}}^{(N_{k1-L}+N_{U-L})} C_{N_{U-L}(i)} \right)} \right) \quad (20)
\end{aligned}$$

等として求めることができる。

3.3 バルクキャリア事故の原因推定方法への適応

3.2 で詳述した方法を，原因不明事故がある場合のバルクキャリア事故の原因推定に使用した例を示す。

ここでは，英国の報告にあるバルクキャリアのハッチカバーおよび船側損傷が原因の事故の統計を日本側が再検討した数値を用いる。

Table 9 にそれらの原因が明確な事故，2つの原因のいずれかであるがどちらか判然としない事故の数を重大さ毎に示す。ここで重大であるとは，1回の事故において10人より多い人命損失数を計上しているものを言う。Table 10 に Table 9 に計上されている事故の人命損失数を同じカテゴリーに分けて示す。また，Table 9 に，明確なハッチカバー損傷に分類される各種損傷および原因不明事故の数を，バルクキャリアの種類毎に示す。Table 12 には Table 11 と同じカテゴリーで事故時の人命損失数，および，原因不明事故各々の人命損失数を示す。Table 11，12 より，原因不明事故はハンディサイズのバルクキャリ

アにのみ発生しており，人命が多数失われる重大事故が多いこと，また，原因明確な事故で英国が主張しているような青波の垂直荷重によるハッチカバー損傷およびその場合の人命損失数は少ないことがわかる。

Table 13 には，ハンディサイズのバルクキャリアのみに3.2の手法を適用して求めたハッチカバー関連事故の推定数（平均値）およびハンディサイズのバルクキャリアにおける事故件数の推定値に他の船種の事故数を加えて求めたバルクキャリア全体の事故件数の推定値を示す。Table 14 には，同様に求めたハッチカバー関連事故における人命損失数を示す。Table 15 には，3.2の方法をバルクキャリア全体に適用して求めた，ハッチカバー関連事故および人命損失の推定値を示す。Fig. 8，Fig. 9 には，それぞれハンディサイズのバルクキャリアのみに，およびバルクキャリア全体に本手法を適用して求めた3種類のハッチカバー関連事故数および人命損失数の確率密度関数を示す。

Table 13～15 および Fig. 8，9 より，英国の主張である原因不明事故はすべてハッチカバー損傷が原因であるとの

Table 9 Historical data of accidents and fatalities of handy-size bulk carriers after examination of the value in UK report⁶⁾ by Japan

	Hatch Cover Related Accidents(Actual Number, Handy-size)			Side Shell Failure (Actual Number, Handy-size)	Unknown (Actual Number, Handy-size)	Total (Actual Number, Handy-size)
	Damaged by Vertical Load	Hatch Cover Lost(by Horizontal Load)	Other causes			
Fatal Accidents (Life losses>10)	0	1	3	1	10	15
Not Fatal Accidents (Life losses≤10)	3	1	6	54	3	67
Total Life losses	2	24	90	33	269	418

Table 10 Historical data of accidents and fatalities of all types of bulk carriers after examination of the value in UK report⁶⁾ by Japan

	Hatch Cover Related Accidents(Actual Number, All types)			Side Shell Failure (Actual Number, All types)	Unknown (Actual Number, All types)	Total (Actual Number, All types)
	Damaged by Vertical Load	Hatch Cover Lost(by Horizontal Load)	Other causes			
Fatal Accidents (Life losses>10)	0	3	4	9	10	26
Not Fatal Accidents (Life losses≤10)	6	1	11	139	3	160
Total Life losses	2	110	134	249	269	764

主張（すなわち、ハッチカバー関連事故件数：39件、人命損失数：515人）は、確率が5%以下であるため通常の判断基準では退けられる。しかし、原因不明事故がハンディサイズのバルクキャリアのみに発生していることに基づく本手法の適用結果は、バルクキャリア全体に適用した結果に比べて事故件数で3件、人命損失数では75人程度多くなることに注意すべきである。このことは本手法を正確に適用することの重要性を示している。

ここで開発した原因不明事故の原因推定方法およびハッチカバー関連事故の細分化等により、英国も原因不明事故は全てハッチカバー関連事故であるとの主張を押し通すことを止め、2002年12月のIMO/MSC第76回会合においてハッチカバーの強度強化の義務化は承認されないことになった。なお、この方法で2種類の事故の場合の簡易化された問題の解をIMOのInformation Paperとして同会合に提出した⁹⁾。

このように、確率論という確立された方法を用いて、専門家による恣意的な判断を覆し誰でも納得できる透明性、信頼性のある推定を実施することは、今後の国際あるいは国内基準の策定に重要と言える。

4. 結 言

IMOでのFSAによる基準審議の際に問題となるリスク評価における不確実さを合理的に扱うため、以下の2点を実施し、バルクキャリアの安全性の審議における実例への適用を通してその有効性が示された。

(1) 導入された安全対策の有効性の指摘として、海難データおよび運航船舶データから算出されるリスク評価値であるFN曲線およびPLLの変化を用いる場合の、基準導入前後のそれらの差の検定方法を示した。

(2) 原因不明事故がある場合の、ベイズ理論による原因推定方法を開発した。

安全基準の新設あるいは改正は、検査の強化、装置の新設等の安全対策の導入に伴う余分な出費をもたらすため関係諸国からの反対に直面する。その際に関係諸国が納得する政治力以外の公正な手段が必要であり、まさにこのためにFSAが導入された。関係諸国を納得させるためには単なる数値では説得力がなく、本研究で示したような確率論等の万人が納得する手法により不確実さ等を評価する必要がある。この傾向は今後一層強まることが予想される。関係諸国の合意を促進してFSAを実効あるものとし、真に有効な安全基準の策定を行うため、確立された方法論に基づく種々の分野でのリスク評価手法の高度化をさらに進める予定である。

謝 辞

本研究は日本財団の補助を受け、(社)日本造船研究協会との共同研究により実施した。本研究は同協会の基準研究部会RR-S702により指導された。本研究実施にあたり、部会長である日本海事協会の馬飼野淳氏、および、有馬俊郎氏、ユニバーサル造船の林和夫氏、海上技術安全研究所の吉田公一氏の協力に謝意を表す次第である。

Table 11 Number of hatch cover related accidents of each type

	Damaged by Vertical Load	Hatch Cover Lost(by Horizontal Load)	Other causes	Unknown causes
Cape size	1	0	5	0
Panamax	0	1	1	0
Handy-max	2	1	0	0
Handy-size	3	2	9	13
Total	6	4	15	13

Table 13 Estimated number of accidents using data of handy-size and historical data of other types

	Damaged by Vertical Load	Hatch Cover Lost(by Horizontal Load)	Other causes	Total
Cape size	1	0	5	6
Panamax	0	1	1	2
Handy-max	2	1	0	3
Handy-size	4.3	4.3	13.8	22.4
Total	7.3	6.3	19.8	33.4

Table 12 Fatalities of hatch cover related accidents of each type

	Damaged by Vertical Load	Hatch Cover Lost(by Horizontal Load)	Other causes	Unknown causes	Fatalities of each cause unknown accident							
Cape size	0	0	44	0								
Panamax	0	17	0	0								
Handy-max	0	69	0	0								
Handy-size	2	24	90	269	13	51	24	26	20	31	30	
					24	25	20	5	0	0		
Total	2	110	134	269

(a-1) Estimated probabilities of number of accidents(all causes)

(a-2) Estimated probabilities of fatalities(all causes)

(b-1) Estimated probabilities of number of accidents(by vertical load)

(b-2) Estimated probabilities of fatalities (by vertical load)

(c-1) Estimated probabilities of number of accidents(by horizontal load)

(c-2) Estimated probabilities of fatalities (by horizontal load)

(d-1) Estimated probabilities of number of accidents(by other causes)

(d-2) Estimated probabilities of fatalities (by other causes)

Fig.8 Probabilistic density functions of number of accidents and fatalities (Handy-size bulk carrier)

(a-1) Estimated probabilities of number of accidentss(all causes)

(a-2) Estimated probabilities of fatalities(all causes)

(b-1) Estimated probabilities of number of accidents(by vertical load)

(b-2) Estimated probabilities of fatalities (by vertical load)

(c-1) Estimated probabilities of number of accidents(by horizontal load)

(c-2) Estimated probabilities of fatalities (by horizontal load)

(d-1) Estimated probabilities of number of accidents(by other causes)

(d-2) Estimated probabilities of fatalities (by other causes)

Fig. 9 Probabilistic density functions of number of accidents and fatalities
(All types of bulk carrier)

Table 14 Estimated fatalities using data of handy-size and historical data of other types

	Damaged by Vertical Load	Hatch Cover Lost(by Horizontal Load)	Other causes	Total
Cape size	0	0	44	44
Panamax	0	17	0	17
Handy-max	0	69	0	69
Handy-size	31.6	82.8	208	322.4
Total	31.6	168.8	252	452.4

Table 15 Estimated number of accidents and fatalities using data of all types of bulk carriers

	Damaged by Vertical Load	Hatch Cover Lost(by Horizontal Load)	Other causes	Total
Number of accidents	6.6	6	17.7	30.3
Number of fatalities	15.4	163.2	200	378.6

参 考 文 献

- 1) 金湖：船舶の確率論的安全評価手法－その1：船舶の遭遇確率の推定手法について－，日本造船学会論文集，Vol. 177, 1995, pp. 419-427
- 2) 金湖他：船舶の確率論的安全評価手法－その2：

FSA 実現のためのリスク評価のほう方法論，日本造船学会論文集，Vol. 186, 1999.11, pp. 569-580

- 3) 金湖：船舶の確率論的安全評価手法－その3：火災災害進展シナリオ生成方法－，日本造船学会論文集，Vol. 188, 2000.11, pp. 457-464
- 4) GUIDELINES FOR FORMAL SAFETY ASSESSMENT (FSA) FOR USE IN IMO RULE-MAKING PROCESS, MSC/Circ. 828-MEPC/Circ. 335, 2002
- 5) JAPAN: Step 2 of FSA on Bulk Carrier Safety, MCS 74/INF. 10, 2002
- 6) (社)日本造船研究協会 RR-S 702：バルクキャリアの安全性に関する調査研究平成13年度報告書，2002/3
- 7) UK: BULK CARRIER SAFETY International Collaborative FSA Study－Final Report, MSC 76/5/5, 2003 (Document for discussion before MSC 76 meeting)
- 8) (社)日本造船研究協会 RR-S 702：バルクキャリアの安全性に関する調査研究平成14年度報告書，2003/3
- 9) JAPAN: Estimated number of casualties caused by hatch cover failures and those caused by side shell failures and fatalities in them of bulk carriers, MSC 76/INF. 17

Appendix

1. ポアソン分布と χ^2 分布の確率密度関数の相似性を利用する場合

χ^2 分布の確率密度関数 ($f(x)$) は以下のように与えられる。(確率変数を x とする)

$$f(x) = \frac{x^{\frac{k}{2}-1} e^{-\frac{x}{2}}}{\Gamma\left(\frac{k}{2}\right) 2^{\frac{k}{2}}}$$

ただし， k : χ^2 分布の自由度

$\Gamma(x)$: x のガンマ関数 n : 自然数の場合， $\Gamma(n) = (n-1)!$

ここで， $\lambda = \frac{x}{2}$ ， $N = \frac{k}{2}$ とおくと

$$f(x) = \frac{(2\lambda)^{N-1} e^{-\lambda}}{\Gamma(N) 2^N} = \frac{1}{2} \cdot \frac{\lambda^{N-1} e^{-\lambda}}{(N-1)!} = \frac{1}{2} \cdot P_{N-1}(\lambda)$$

$M = N+1$ とおくと，

$$P_{N-1}(\lambda) = 2f(2\lambda)$$

であり， $P_{N-1}(\lambda)$ は，平均発生頻度 λ ，出現回数 $N-1$ 回のポアソン分布の確率密度関数である。

ここで， $P_{N-1}(\lambda)$ の下限が0，および，上限が β の範囲の定積分を求めると，

$$\begin{aligned} S(\beta) &= \int_0^\beta P_{N-1}(\lambda) d\lambda = \int_0^\beta 2f(2\lambda) d\lambda \\ &= \int_0^{2\beta} 2f(x) \frac{1}{2} dx = \int_0^{2\beta} f(x) dx \end{aligned}$$

したがって $P_{N-1}(\lambda)$ の定積分を求める際，その上限値を β とすると，自由度 $2N$ の χ^2 分布の確率密度関数で $0 \sim 2\beta$ まで積分すれば良いことになる。逆に，積分値が所与の場合にその積分値を与える χ^2 分布の変数値を求めると $x = 2\lambda$ とおいたため，その $1/2$ が同じ積分値を与えるポアソン分布のパラメータである。したがって，両側危険率 α (片側 $\frac{\alpha}{2}$) の場合，平均発生頻度 λ の信頼区間は以下のよう

に表される。ここで，ポアソン分布する変数の出現回数を N とする。また， $\chi^2_{2(N+1)}(Y)$ を積分値 Y に対応する χ^2 分布の変数値とする。

$$\frac{\chi^2_{2(N+1)}\left(\frac{\alpha}{2}\right)}{2} \leq \lambda \leq \frac{\chi^2_{2(N+1)}\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right)}{2}$$