船体構造部材の腐食進行予測システム

技術研究所　山本規雄、情報技術部　小林敬幸

1. はじめに

一般に、船舶は就航後腐食環境に曝されることにより、船体構造部材の腐食による板厚の減少等の経年劣化は避けられないことから､腐食は船体構造の寿命を決定する主要な要因の一つと考えられる。腐食による板厚の減少が進むと、外板や隔壁板の破孔による機能喪失は勿論、構造強度の低下に伴う損傷発生の原因となることがある。

船の設計時には、腐食による構造部材の減少分を予め見積もり、強度上必要な板厚に｢腐食予備厚｣として加えることにより構造寸法を決定する。設計時に加えられる｢腐食予備厚｣は、設計値として一般性を有する値である必要がある。従って、多くの船舶における板厚計測記録を収集し、腐食環境の違いを考慮して分類し、それらデータの統計的解析から一般的な傾向を抽出し、その結果から現実的な値が定められる。(Harada et al., 2001)

船舶の腐食状態は、就航後の使用環境或いは保守の状態により、同じ設計であっても大きく異なることがある。従って、就航後の船舶にあっては腐食による強度劣化を未然に防止するために、その船の腐食状態に応じて、腐食が進んだ構造部材の切り替え工事が必要となる場合がある。腐食により板厚の減少が進んだ構造部材を切り替えることは、大規模な工事が必要になると共に船舶の不稼動による経済的損失が生じるので､適切な保守が重要となってくる。適切な保守を行なうためには、個々の船の腐食状態を板厚計測により把握することが必要である。さらに、適切な保守による腐食進行の防止及び工事量の見積もり等の観点から、腐食の進行状態を予測することも必要と考えられる。

本報告では、板厚計測結果を利用して、対象船舶の特定構造部材の腐食状態を反映したモデルの再構築を行なう手法、並びに、板厚計測時の腐食状態からの腐食の進行状態を予測する手法について検討した結果を報告する。(Yamamoto and Kobayashi, 2005)

2. 船体構造の腐食

2.1　腐食の一般的傾向

船体構造にとって腐食は大きな問題であるため、定期的に板厚計測を実施して腐食状態を確認する事が重要である。設計基準としての｢腐食予備厚｣を検討するに際しては、対象部材毎に多くのデータを収集して、一般性を有する結果を導き出す必要がある。図 1 に板厚計測結果の一例として、60 隻のタンカーの上甲板の板厚計測データをプロットした結果を示す。図から、船体構造部材の腐食データが非常に大きなばらつきを有することが分かる。

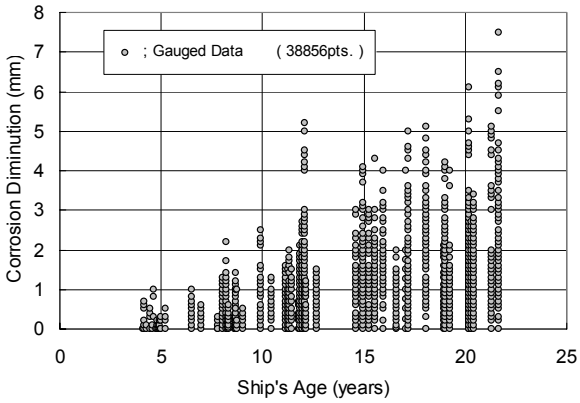

Fig. 1 An Example of Corrosion Data of Tanker's Upper Deck

図 1 のデータを各船における計測毎の腐食量の平均と平均値+2 標準偏差の点

をプロットすると図 2 のようである。図 2 の結果から、図 1 の板厚計測データのばらつきは、各計測における腐食量のばらつきと個船における平均的な腐食量の違いのばらつきの両者が重畳した結果であることが分る。また、個船間の腐食状態の違いはかなり顕著に認められる。従って、ある船について腐食の進行状態を予測するためには、その船の腐食状態を反映した予測が必要であることが伺える。

2.2　個船の部材内における腐食傾向

ある船の船齢 18 年時における上甲板の腐食状態を図示すると図 3 のようである。同図では、“E”と“D”の間に縦通隔壁が配置され、横隔壁は “5F”と“5A”、“3F”と“3A”、“1F”と“1A”及び“-2F”と“-2A”の間に配置されている。計測位置が COT 上であるか WBT 上であるかにより甲板下の腐食環境が異なるため、腐食状態が全く異なることが伺える。また、腐食量のばらつきが上甲板上でランダムに分布するのではなく、緩やかな平均的な腐食状態の分布の回りで小さくばらついている傾向が伺える。

このような腐食量の分布の傾向は、腐食量のばらつきが腐食の開始時期のばらつきに大きく依存しているためと考えられる。即ち、ある領域で塗装の効果が損なわれた場合その周辺から腐食が発生進行するが、その他の塗装が有効な領域では腐食は生じないという結果を、図 3 の傾向が示していると思われる。

従って、ある船の構造部材の腐食状態の予測を行なうためには、予測を行なう時点における対象箇所の状況を反映させることが必要である。

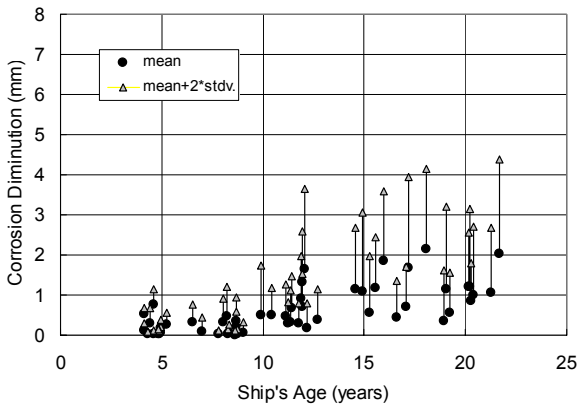

Fig. 2 Corrosion Condition of Each Ship

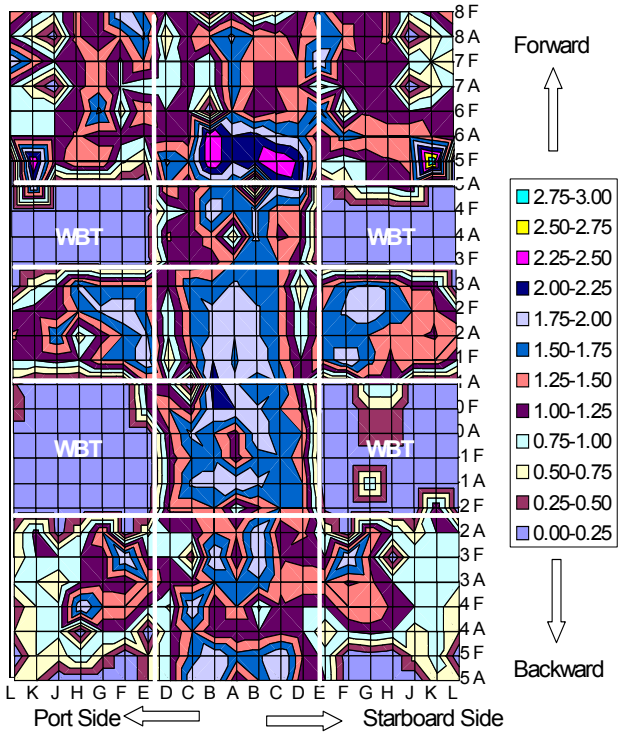

Fig. 3 Corrosion Distribution on the Upper Deck Plate

3.　腐食モデル

3.1　腐食の確率モデル

図 1 に示されるようなばらつき傾向を示す船体構造部材の腐食データを合理的に解析するために、著者の一人は確率腐食モデルを提案している。(Yamamoto and Ikegami, 1998)このモデルは、腐食の開始時期に関する確率モデルと腐食開始後の進行量に関する確率モデルを組み合わせたもので、船体構造部材の腐食状況を定量的に評価することが可能となるものである。ここでは、このモデルを若干簡易化した次のモデルに基づき検討を行なうこととする。

腐食が開始する時期 T_0 は、腐食環境や塗装の仕様等に依存する確率変数で、次の Weibull

分布に従うと仮定することができる。

$$F_{T_0}\left(t_0|\alpha,\beta\right)=1-\exp\left\{-\left(\frac{t_0}{\beta}\right)^{\alpha}\right\} \tag{1}$$

ここで、α 及び β は Weibull 形状母数と尺度母数である

腐食開始後の腐食量 z の進行挙動は、開始後の経過時間 τ を用いて、一般に、次式で表される。(Shreir, 1976)

$$z\left(\tau|a,b\right)=a\cdot\tau^{b} \tag{2}$$

ここで、a 及び b は腐食量の進行挙動を特徴付けるパラメータである

成長挙動の確率的特性は、係数 a を次式の確率分布に従う確率変数として考慮することで表現される。

$$h_a\left(a|\mu_a,\sigma_a\right)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_a a}\exp\left\{-\frac{\left(\ln a-\mu_a\right)^2}{2\sigma_a{}^2}\right\} \tag{3}$$

ここで、μ_a 及び σ_a は $\ln(a)$ の平均と標準偏差である

従って、腐食開始時 T_0 が与えられれば、任意の時間の腐食量の確率分布を次式のように表すことができる。

$$p_Z\left(z|t,t_0,\mu_a,\sigma_a,b\right)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_a z}\exp\left[-\frac{\left\{\ln z-\mu_a-b\ln\left(t-t_0\right)\right\}^2}{2\sigma_a{}^2}\right] \tag{4}$$

3.2 ベイズ推論

腐食の確率モデルをベイズ手法(Box and Tiao, 1973)に基づき、板厚計測データを用いて再構築する手順について検討する。

設計時のようにモデル更新のためのデータが無い場合、腐食状態の予測は図 1 に示されるような評価対象部材の一般的な腐食状態の推移を表す確率モデルに基づき行なわれる。就航後に、その船独自の計測データを得た後には、固有の腐食状況を反映したモデルの再構築が必要である。この場合、腐食の開始時期に関するモデルと成長挙動に関するモデルとは独立であるので、それぞれ別個に取り扱うことができる。

3.2.1 腐食の発生モデル

腐食開始期時期の確率モデルの再構築に際しては、計測結果として、腐食が計測されたか否かがデータとして有効である。即ち、時刻 T_k に N_k 箇所の計測を行い n_k 箇所に腐食を計測した場合、このようなデータを得る確率を用いて、パラメータ α 及び β の尤度関数を次のように定義することができる。

$$L_k\left(\alpha,\beta|T_k,N_k,n_k\right)=\binom{N_k}{n_k}\left\{1-F_{T_0}\left(T_k|\alpha,\beta\right)\right\}^{N_k-n_k}\left\{F_{T_0}\left(T_k|\alpha,\beta\right)\right\}^{n_k} \tag{5}$$

パラメータ α 及び β に対する事前分布は設計時の情報に基づいて設定できるので、データを得たことによる事後分布は次のように求められる。

$$p_{(K)}(\alpha,\beta)\propto p_{(0)}(\alpha,\beta)\prod_{k=1}^{K}L_k\left(\alpha,\beta|T_k,N_k,n_k\right) \tag{6}$$

ここで、$p_{(0)}(\alpha,\beta)$ は事前分布を表す

パラメータ α 及び β に対する事後分布を得た場合、以下に示すような事後分布でのパラメータの期待値 $\hat{\alpha}$ 及び $\hat{\beta}$ を用いることにより、確率モデルを再構築することが可能である。

$$\hat{\alpha} = \iint \alpha \cdot p_{(K)}(\alpha, \beta) d\alpha d\beta \qquad \hat{\beta} = \iint \beta \cdot p_{(K)}(\alpha, \beta) d\alpha d\beta \tag{7}$$

3.2.2 腐食量の進行モデル

腐食量の進行についての確率モデルの再構築に際しては、腐食量の計測結果がデータとして有効である。即ち、時刻 T_k に計測を実施し、n_k 箇所に腐食量 z_i $(i = 1, 2, \cdots, n_k)$ を計測した場合、このようなデータを得る確率を用いて、パラメータ μ_a 及び σ_a の尤度関数を次のように定義することができる。

$$L_k(\mu_a, \sigma_a | T_k, b, \mathbf{z}_k) = \prod_{i=1}^{n_k} \overline{p}_Z(z_i | T_k, \mu_a, \sigma_a, b) \tag{8}$$

パラメータ μ_a 及び σ_a の尤度関数を評価する場合、計測された腐食がいつ発生して進行したのかを知ることができないので、次式で評価される腐食量の期待分布を用いる。

$$\overline{p}_Z(z | t, \mu_a, \sigma_a, b, \hat{\alpha}, \hat{\beta}) = \int_0^t p_Z(z | t, t_0, \mu_a, \sigma_a, b) f_{T_0}(t_0 | \hat{\alpha}, \hat{\beta}) dt_0 \tag{9}$$

パラメータ μ_a 及び σ_a に対する事前分布は設計時の情報に基づいて設定できるので、データを得たことによる事後分布は次のように求められる。

$$q_{(K)}(\mu_a, \sigma_a | b) \propto q_{(0)}(\mu_a, \sigma_a) \prod_{k=1}^{K} L_k(\mu_a, \sigma_a | T_k, b, \mathbf{z}_k) \tag{10}$$

ここで、$q_{(0)}(\mu_a, \sigma_a)$ は事前分布を表す

パラメータ μ_a 及び σ_a に対する事後分布を得た場合、(7)式で $\hat{\alpha}$ 及び $\hat{\beta}$ を求めたと同様に、事後分布でのパラメータの期待値 $\hat{\mu}_a$ 及び $\hat{\sigma}_a$ を用いることにより、確率モデルを再構築することが可能である。

3.2.3 腐食量の進行挙動

腐食量の進行挙動については、腐食量の平均的な進行挙動と腐食量のばらつきとを同時に考慮する必要がある。腐食量のばらつきに関するパラメータの評価は(10)式の事後分布に基づいて行なうことができるが、(10)式は、腐食の進行挙動を律するパラメータ b が与えられたという条件付で表現されるベイズモデルである。従って、パラメータ b の値は、次のベイズモデルの尤度(Akaike 1980)を最大にする値として推定することができる。

$$L_{(K)}(b) = \iint q_{(0)}(\mu_a, \sigma_a) \prod_{k=1}^{K} L_k(\mu_a, \sigma_a | T_k, b, \mathbf{z}_k) d\mu_a d\sigma_a \tag{11}$$

4. 腐食量の予測

以上に記述したように、腐食の確率モデルを支配するパラメータに関するベイズモデルに基づく推論を、計測データを得る毎に行なうことができる。この過程を繰り返すことにより、対象とする船体構造部材における固有の確率的な特徴を反映した、腐食進行を予測するための確率モデルの再構築を行うことができる。

一方、船体構造部材の腐食状態は、図 3 に示したように、緩やかな平均的な腐食状態の分布の回りで小さくばらついている傾向がある。従って、特定の構造箇所に対する腐食進行状態の予測を行なうためには、確認した腐食状態からの進行挙動を予測する必要がある。

4.1 事前の予測

計測データを得る以前においては、設計時に評価されているパラメータの値を用いて予測を行なう。腐食量の分布は就航後の時間と共に次のように表すことができる。

$$g_Z(z,t)=F_{T_0}(t)\int_0^t p_Z(z|t,t_0)f_{T_0}(t_0)dt_0 \tag{12}$$

但し、$\Pr[z=0\,|\,t]=1-F_{T_0}(t)$

この場合、$p_Z(z|t,t_0)$及び$f_{T_0}(t_0)$は、それぞれのパラメータの事前分布での期待値を用いて表すことができる。

4.2 腐食無しの状態からの予測

時刻Tに計測を行ない、腐食していないことを確認した場合には、腐食量の確率分布は就航後の時間と共に次のように表すことができる。

$$g_Z(z,t)=\frac{F_{T_0}(t)-F_{T_0}(T)}{1-F_{T_0}(T)}\int_T^t p_Z(z|t,t_0)\frac{f_{T_0}(t_0)}{1-F_{T_0}(T)}dt_0 \tag{13}$$

但し、$\Pr[z=0\,|\,t]=\dfrac{1-F_{T_0}(t)}{1-F_{T_0}(T)}$

この場合、$p_Z(z|t,t_0)$及び$f_{T_0}(t_0)$は、ベイズ手法により求められる、それぞれのパラメータの事後分布での期待値を用いて表すことができる。

4.3 腐食状態からの予測

時刻Tに計測を行ない、腐食量Zを確認した場合、腐食がいつから始まりこのような状態に至ったかが重要である。時刻T_0から腐食が進行し、時刻Tで腐食量がZとなる確率は次のように求めることが出来る。

$$\Pr[Z\,|\,T,T_0]=\frac{p_Z(Z|T,T_0)\dfrac{f_{T_0}(T_0)dT_0}{F_{T_0}(T)}}{\displaystyle\int_0^T p_Z(Z|T,t_0)\frac{f_{T_0}(t_0)}{F_{T_0}(T)}dt_0} \tag{14}$$

時刻Tにおいて腐食量がZであった場合、以降の時間経過に伴う腐食量の増加分は次のように求められる。

$$\delta(t)=z(t)-z(T)=a(t-T_0)^b-a(T-T_0)^b \tag{15}$$

したがって、時刻T_0から腐食が進行した場合の腐食量の分布は次のように求められる。

$$p_Z(z|t,T,T_0)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_a(z-Z)}\exp\left[-\frac{\left\{\ln(z-Z)-\mu_a-\ln\left[(t-T_0)^b-(T-T_0)^b\right]\right\}^2}{2\sigma_a{}^2}\right] \tag{16}$$

(14)式及び(16)式により、腐食量の確率分布は就航後の時間と共に次のように表すことができる。

$$g_Z(z,t)=\frac{\displaystyle\int_0^T p_Z(z|t,T,t_0)p_Z(Z|T,t_0)\frac{f_{T_0}(t_0)dt_0}{F_{T_0}(T)}}{\displaystyle\int_0^T p_Z(Z|T,t_0)\frac{f_{T_0}(t_0)}{F_{T_0}(T)}dt_0} \tag{17}$$

5. 数値評価例

5.1 板厚計測結果のシミュレーション

データを取得することにより対象とする船舶の構造部材に対する確率モデルを再構築す

る際に用いるベイズ手法の有効性を検討するため、ベイズ推論における事後分布の変化について、シミュレートした計測結果を用いて調査した。

板厚計測結果のシミュレートは表 1 に示す条件の確率モデルにより行なった。また、表 1 には、対象構造部材に対する一般的傾向を示すパラメータの値も併せて示している。

Table 1 Values of the parameters used for the simulation

Parameter		value	
		general	individual
Corrosion generation model	α	2	3
	β	10	9
Corrosion progress model	μ_a	-0.944	-0.4567
	σ_a	0.833	0.2278
	Expectation of a	0.55	0.65
	Standard deviation of a	0.55	0.15
	b	1/4	1/3
Number of measured	N	----	100
Time at measured (year)	T_1	----	5
	T_2	----	10
	T_3	----	15

5.2 確率モデルの再構築

5.2.1 腐食の発生モデル

シミュレーションでは表 1 に示すように、5、10、15 年目に計測を行なった場合を想定した。シミュレートされた検査結果では、計測時期毎に 100 箇所中 18、68 及び 100 箇所にある腐食量を計測したこととなった。腐食発生時期の確率モデルに関わる事後分布がどのように変化するかについて図 4 に示す。図 4.1 はα及びβの事前分布で、一般的な傾向を表すそれぞれのパラメータの値を平均値として COV が 100%のときの結合正規分布を事前分布とした。分布の範囲として平均－標準偏差から平均＋標準偏差の範囲を設定した。図 4.2、4.3、4.4 に夫々1 回目、2 回目、3 回目の計測後に更新されたα及びβの事後分布を示す。

1 回目の計測結果のデータのみでは、時間に関する情報が 1 つしか得られないため、データの生起確率を与えるα及びβの可能な組み合わせに対して結合密度が集中する傾向を示すが、時間に関する情報が複数得られる 2、3 回目計測以降では、或る 1 つのα及びβの値の組み合わせに対して結合密度が集中する傾向を顕著に示している。

表 2 に事前･事後分布によるα及びβの平均値の変化及びシミュレーションで想定したα及びβの値を示す。時間に関する情報が複数得られる 2 回目計測以降の事後分布では、想定したα及びβの真の値の周りに事後密度は集中し、事後分布によるα及びβの期待値をパラメータの推定値として用いる確率モデルに基づくことで、種々の評価が可能であると考えられる。

Table 2 Expectation of the parameter α & β according to the prior/posterior distribution

Distribution	α	β
prior	2	10
1st posterior	2.094	12.343
2nd posterior	2.463	9.63
3rd posterior	2.991	9.163
assumed true value	3	9

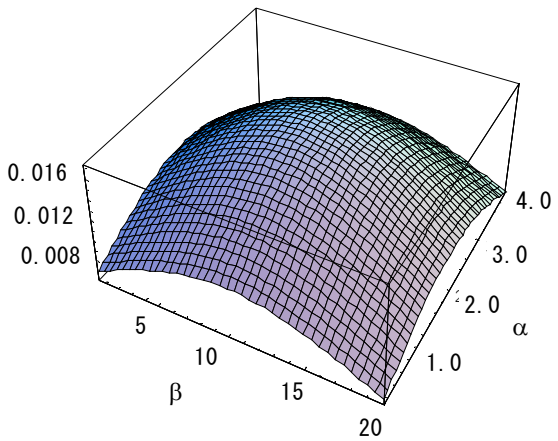

Fig. 4.1 Prior joint distribution of α & β

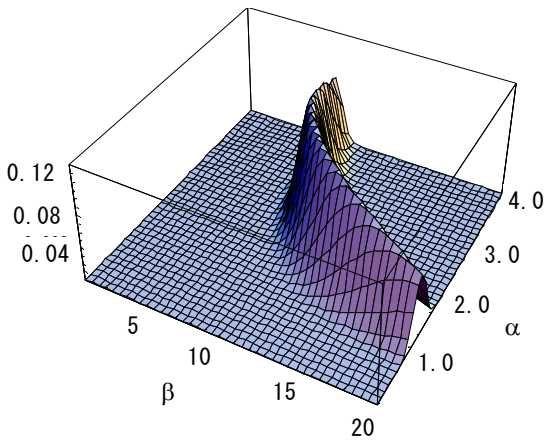

Fig. 4.2 1st posterior joint distribution of α & β

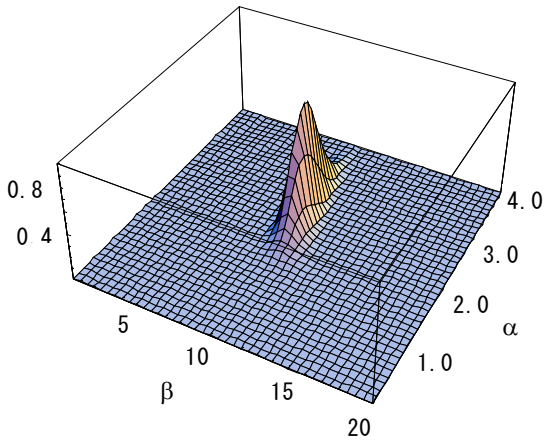

Fig. 4.3 2nd posterior joint distribution of α & β

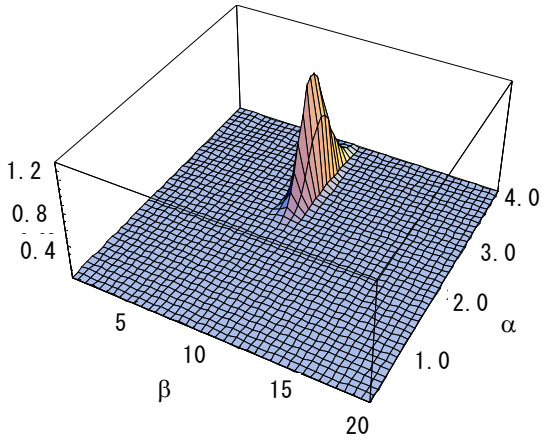

Fig. 4.4 3rd posterior joint distribution of α & β

5.2.2　腐食量の進行モデル

次いで、腐食量の進行の確率モデルに関わる事後分布がどのように変化するかについて図 5 に示す。図 5.1 は μ_a 及び σ_a の事前分布で、一般的な傾向を表すそれぞれのパラメータの値を平均値として COV が 100%のときの結合正規分布を事前分布とした。分布の範囲は平均－標準偏差から平均＋標準偏差の範囲を設定した。図 5.2、5.3、5.4 は夫々1 回目 2 回目 3 回目の計測後に更新された μ_a 及び σ_a の事後分布を示している。

腐食進行の確率モデルは、腐食の進行挙動を律するパラメーター b の値と関連して評価されるので、(11)式で求められるベイズモデルの尤度を最大化する b の値をパラメトリックに評価し、その b の値での事後分布を示す。

腐食量の進行の確率モデルに関わるパラメータ μ_a 及び σ_a については、計測結果から時間と複数の腐食量がデータとして与えられるため、1 回目の計測後であっても μ_a 及び σ_a の事後分布は、或る 1 つの μ_a 及び σ_a の値の組み合わせに対して結合密度が集中する傾向を顕著に示している。表 3 に事前・事後分布の平均値の変化及びシミュレーションで想定した μ_a 及び σ_a の値を示す。腐食量が計測されれば、1 回目計測以降の事後分布での μ_a 及び σ_a の期待値をパラメータの推定値として用いる確率モデルに基づくことで、種々の評価が可能であると考えられる。

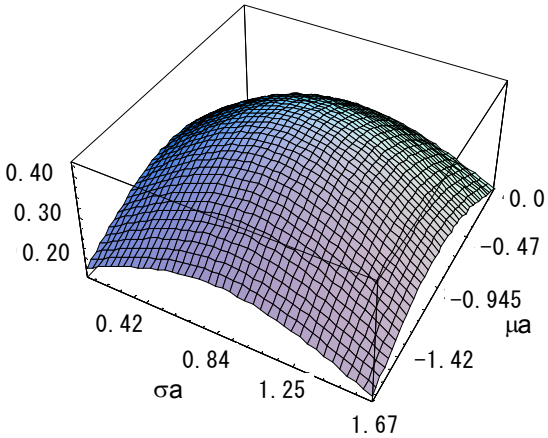

Fig. 5.1 Prior joint distribution of $\mu_a \& \sigma_a$

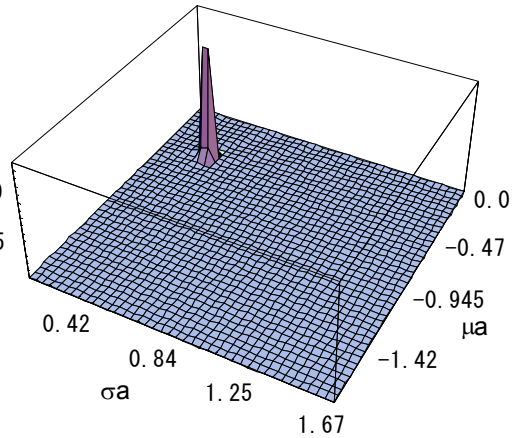

Fig. 5.2 1st posterior joint distribution of $\mu_a \& \sigma_a$

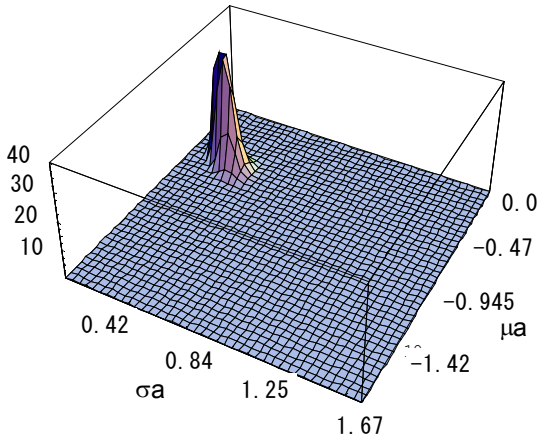

Fig. 5.3 2nd posterior joint distribution of $\mu_a \& \sigma_a$

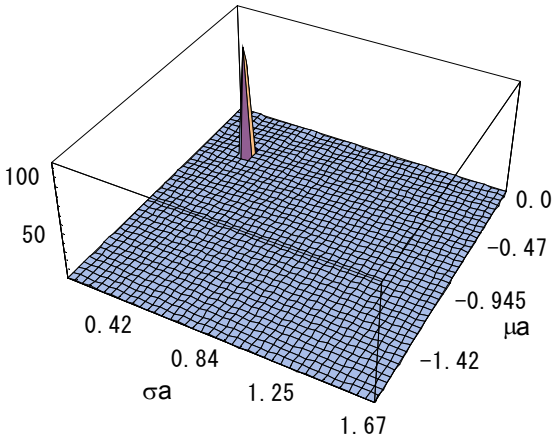

Fig. 5.4 3rd posterior joint distribution of $\mu_a \& \sigma_a$

表 3 に(11)式で求められるベイズモデルの尤度を最大化する b の値も示したが、b の値をパラメトリックに変化させたときの、ベイズモデルの尤度の変化を図 6 に示す。但し図 6 では、最大尤度の値を 1 として標準化して表示している。計測回数を重ねて計測データが増えてくるに連れて、ベイズモデルの尤度も或る b の値の回りに集中してくることが分る。

これらのことは、データを得て評価に組み入れることにより、個船の特徴を考慮した腐食量を予測するための、確率モデルの再構築が良好に行なわれていることを示すものである。

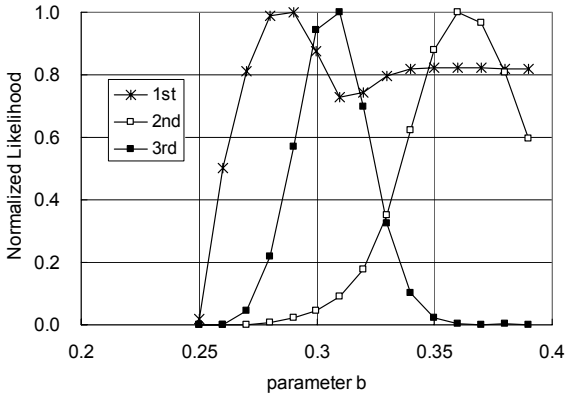

Fig. 6 Likelihood of the Bayes model depending on the parameter b

Table 3 Values of maximum likelihood estimates of b and the evaluated expectation of parameters $\mu_a \& \sigma_a$ according to the prior/posterior distribution

Distribution	b	μ_a	σ_a
prior	0.25	-0.944	0.833
1st posterior	0.29	-0.451	0.169
2nd posterior	0.36	-0.425	0.251
3rd posterior	0.31	-0.378	0.251
assumed true value	0.33	-0.457	0.228

5.3 腐食量の進行予測

5.3.1 事前の予測

或る船の構造部材に対して、如何なるデータも得られない場合は、同種の船舶の同じ構造部材に対して得られているパラメータの値を用いた確率モデルに基づき予測を行なうこととなる。

表 1 のパラメータの値を用いた確率モデルに基づく腐食量の経年変化を予測した結果を図 7 に示す。同図には腐食量分布の平均値と共に、累積確率が 10%、25%、50%、75%、90% に対応する腐食量の推定値を併せて示している。推定の範囲はかなり大きなものとなっている。

Fig. 7 Prior prediction of corrosion progress

5.3.2 腐食の無い箇所に対する予測

表 1 のシミュレーションにより 1 回目、2 回目及び 3 回目計測において腐食量が計測されなかった箇所について、各計測実施後に得られた更新された確率モデルに基づいて行なった予測結果を夫々図 8.1、図 8.2 及び図 8.3 に示す。これらの図には、進行量の予測値として平均値及び累積確率が 10%と 90%に対応する腐食量の範囲を示している。計測回数を経るに従い、腐食開始時期の分布範囲が狭まってくるので、腐食量の予測範囲も狭まってくることが分る。

5.3.3 腐食している箇所に対する予測

1 回目、2 回目及び 3 回目計測において腐食量が夫々0.25mm、0.5mm 及び 0.75mm と計測された時の、各計測実施後に得られた更新された確率モデルに基づいて計測実施後からの腐食量の進行を予測した結果を夫々図 9.1 図 9.2 及び図 9.3 に示す。これらの図には、進行量の予測値として平均値及び累積確率が 10%と 90%に対応する腐食量の範囲を示している。

既に腐食が発生している箇所については、ばらつきの比較的大きい腐食開始時期がある程度限定されることと、推定開始腐食量が与えられるため、推定の範囲は小さい。

5. おわりに

船体構造物に生じる腐食の傾向として、船の違いによる腐食量のばらつきが大きいと言える。同種の船の同じ区画について、腐食雰囲気に大きな差が無いことから、このような傾向は、船ごとに異なる運行形態あるいは保守管理状態の違いに依存すると考えられる。また、同じ船の構造部材内における腐食状態の特徴として、腐食量のばらつきが全体的にランダムに分布するのではなく、部材内における位置の違いにより、局所的に平均的な腐食状態が異なることが分った。このような傾向は、腐食量のばらつきが主として腐食の開始時期のばらつきに大きく依存することによると推察される。

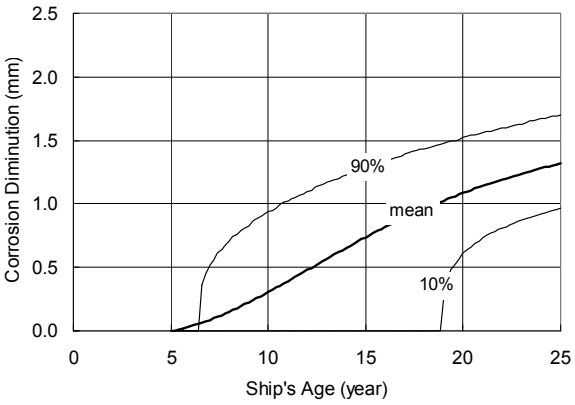

Fig. 8.1 Prediction of corrosion progress for non-corroded part after 1st measurement

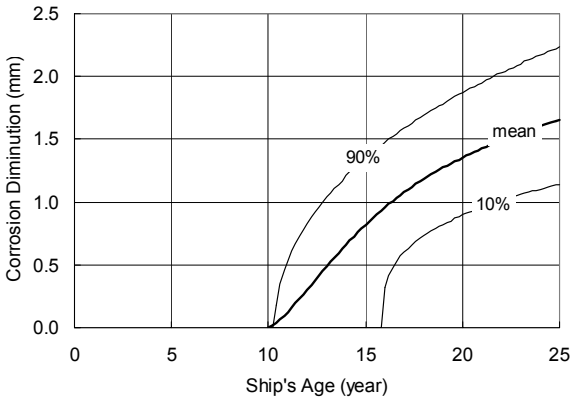

Fig. 8.2 Prediction of corrosion progress for non-corroded part after 2nd measurement

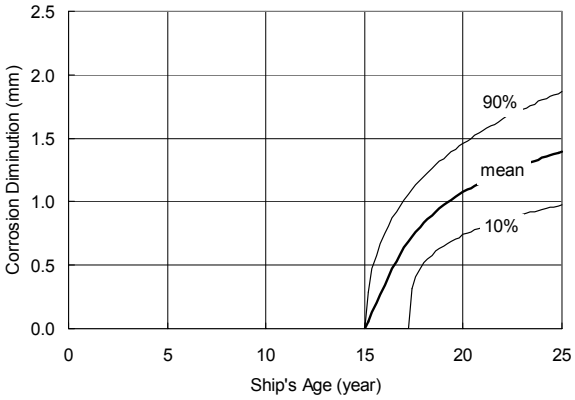

Fig. 8.3 Prediction of corrosion progress for non-corroded part after 3rd measurement

Fig. 9.1 Prediction of corrosion progress when 0.25mm is measured at the 1st measurement

Fig. 9.2 Prediction of corrosion progress when 0.5mm is measured at the 2nd measurement

Fig. 9.3 Prediction of corrosion progress when 0.75mm is measured at the 3rd measurement

このようなことから、同種の船舶の同じ船体構造物に対する腐食の確率モデルを、計測データを得る毎にベイズモデルにより再構築し直し、実際の腐食状態に基づいて、以後の腐食量を推定することが、個船の腐食量を的確に推定する手段と言える。この際、平均的な進

行挙動を律するパラメータの推定に当たっては、ベイズモデルの尤度を最大化するように評価を行えば、適切な結果を得ることができる。

腐食の発生時期に関する確率モデルについては、2 回以上の計測結果に基づけば、個船の特徴を十分反映させるモデルを再構築することができる。腐食量の進行に関する確率モデルについては、複数の腐食量を計測できれば 1 回の計測結果でも個船の特徴を十分反映させるモデルを再構築することができるが、平均的な進行挙動を推定するためには、なるべく複数の計測機会が望ましいと言える。

本報告で検討した手法は、本会の技術サービスの一つである、PrimeShip-HULLCare (脊戸、2004)のオプション機能である、板厚計測記録の個船管理データベースを利用した腐食の発生進行予測システムの中に組み込まれることになる。

参考文献

- Akaike, H. 1980. Likelihood and the Bayesian Procedure. Bayesian Statistics. Valencia University, 143-166
- Box, G.E.P. and Tiao, G.C. 1973. *Bayesian Inference in Statistical Analysis*. Addison-Wesley
- Harada, S., Yamamoto, N., Magaino, A. and Sone, H. 2001. Corrosion Analysis and Determination of Corrosion Margin, Part 1 & 2. *IACS discussion paper*
- Shreir, F.F. 1976. *Corrosion.* Newness-Bullerworths
- Yamamoto, N. and Ikegami, K. 1998. A Study on the Degradation of Coating and Corrosion of Ship's Hull Based on the Probabilistic Approach. *Transaction of the ASME, Journal of Offshore Mechanics and Arctic Engineering,* Vol.120: 121-128
- Yamamoto, N. and Kobayashi, H. 2005, Prediction System of Corrosion Progress on Ship Structural Members, *Proceedings of ICOSSAR '05*
- 脊戸康吏、2004、PrimeShip-HULLCare、平成 16 年度 ClassNK 研究発表会講演集、1-6