

限界 COD 値評価の信頼性工学的検討

正員 金 沢 武* 正員 町 田 進**
正員 吉 成 仁 志***

Reliability Approach to the Assessment of Critical COD Value

by Takeshi Kanazawa, *Member* Susumu Machida, *Member*
Hitoshi Yoshinari, *Member*

Summary

In the concept of the damage tolerance design, the defects are thought to be acceptable when the conditions to cause failure are not reached. By this principle, a practical acceptance standard has been established in Japan which provides the assessment method for weld defects, based on the COD concept. But this standard has several aspects to be improved particularly for lack of careful consideration about probabilistic nature of failure phenomena.

Many factors such as applied load, toughness of the material, fatigue crack growth and non-destructive methods contribute to the probabilistic aspects of failure. In this paper, one of those parameters, namely, toughness of the material is considered. The purpose of this study is to clarify the uncertainties included in the present procedure for the assessment of material toughness δ_c and to propose a modified procedure based on reliability analysis.

1 はじめに

構造物中に存在する、または存在すると予想される欠陥が破壊力学的に見て安全であると判断されるならば、これを許容するというのが耐損傷設計 (Damage Tolerance Design) 概念の基本的考え方である。この考え方のもとに、日本では溶接欠陥の許容判定基準 (日本溶接協会規格 WES 2805¹⁾) が制定された。これは COD クライテリアをベースとし、一般の溶接鋼構造物における欠陥の機能適合性に照らした許容判定を行う方法の指針を示すものとして画期的な基準である。しかしながら、評価手順の簡便化あるいは破壊現象の確率的性質に起因する不確実性に対する考慮の欠如によって、基準そのものが非合理的になっている可能性がある。この問題に対しては、欠陥評価手順に含まれる外力・材料強度・疲労き裂伝播・非破壊検査技術などの諸要因を確率論的に分析し、評価システム全体を信頼性工学的に検討し直す必要があるが²⁾、これらの不確実要因を分析する際の具体的データが決定的に不足しているのが現状である。

そこで本研究では、第 1 段階として各種不確実要因の

うち比較的データの入手が容易である破壊靱性値 (限界 COD 値 δ_c) の評価部分に問題を限定し、その確率的側面を明らかにして、より合理的な δ_c 値評価手順の設定を試みる。

2 δ_c 値評価手順の問題点

WES 2805 における δ_c 値評価手順を Fig. 1 に示す。すなわち、COD 試験を実施する場合、疲労切欠付ならば $T^\circ\text{C}$ で、機械切欠付で代用するならば切欠尖鋭度の影響を考慮して 30°C 低温側で 3 本試験を行い、その最小値を $T^\circ\text{C}$ におけるその材料の δ_c とし、また COD 試験が実施できない場合は δ_c 値とシャルピー吸収エネルギー値 vE との相関関係を考慮して $T+\Delta T^\circ\text{C}$ での vE 値 (kg-m) を 0.01 倍したものを $\delta_c(\text{mm})$ とすることになっている (ただし、 vE 値としてどのような値を採用するかについての規定はない)。さて、この評価手順には大きく分けて以上の 3 種の不確実要因が存在する。

- ① δ_c 値のばらつき特性
- ② δ_c 値と vE 値の相関関係の不確実性
- ③ vE 値のばらつき特性

これらの要因が明らかにされない限り、現在の評価手順が果してどの程度の安全性・信頼性を有しているのか不明である。例えば COD 試験を実施した場合、3 本の最小値をとることになっているが、この値がどの程度安

* 長崎総合科学大学

** 東京大学工学部

*** 東京大学大学院

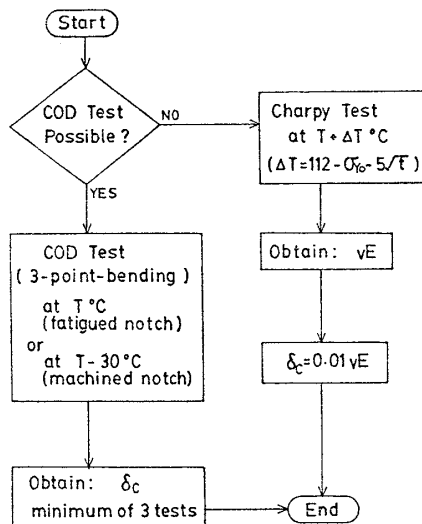


Fig.1 Procedure for the assessment of critical COD value at the temperature of $T^{\circ}\text{C}$ (WES 2805)

全側の評価になっているのかは①の δ_c 値のばらつき特性が明らかにされない限り定量的に評価することは不可能である。同様に, vE 値から δ_c 値に変換する場合に②, ③の特性を明らかにする必要がある。

①に関しては, δ_c 値は本質的に確率的性質を有するものであるとの認識のもとに, 近年 δ_c 値のばらつき実験および解析が行われ, その性質が明らかにされつつある。その結果, δ_c 値のばらつき特性は次式の密度関数

$$f_{\delta_c}(\delta_c) = \frac{\alpha}{\beta} \left(\frac{\delta_c}{\beta} \right)^{\alpha-1} \exp \left\{ - \left(\frac{\delta_c}{\beta} \right)^{\alpha} \right\} \quad (1)$$

ただし $\delta_c > 0$

Table 1 Values of shape parameter α and scale parameter β (δ_c -distribution)

material	thickness (mm)	temp. ($^{\circ}\text{C}$)	notch ^{a)}	method I α β (mm)		method II α β (mm)	
KD 32 b.m.	25.4	-78	M	3.27	0.514	2.92	0.507
		-110		2.70	0.248		0.251
KD 32 bond	25.4	0	M	2.42	0.718	1.90	0.690
		-40		1.67	0.240		0.249
		-75		1.83	0.160		0.161
K5D b.m.	25.4	-100	PC	3.01	0.364	—	
K5D bond	25.4	-70	PC	2.07	0.183	—	
SM41B b.m.	20.0	-20	F	1.91	2.067	1.72	2.020
		-55		1.49	0.423		0.443
		-78		1.83	0.178		0.175
		-20	PC	3.50	2.387	—	
HW70 b.m.	20.0	-75	F	2.22	0.231	2.30	0.233
		-93		2.70	0.170		0.166
		-110		2.11	0.039		0.040

^{a)} M: machine
F: fatigue
PC: precompression

で示される 2 母数 Weibull 分布に従うと考えてよいことが明らかにされている。現在までに得られた形状母数 α , 尺度母数 β の値の例を Table 1 に示す^{2,3)}。表において, (I)の方法は各温度で α は異なると考えたものであり, (II)の方法は α は温度によらず材料固有の値をとると考えたものであって, いずれも実験データより最尤推定法を用いて求められたものである。また試験片は 3 点曲げで δ_c 値は Wells の式により算定されている。この表より α は温度によらず材質によってほぼ一定値 (2 ないし 3 程度)をとると考えてよいことがわかる。 α は δ_c のばらつきの度合を示すものであり, 材質によってどのような値をとるかということは今後さらにデータを蓄積していく必要があるが, 少なくとも (1)式で示される δ_c のばらつき特性としては α を既知として取扱ってもさほど問題はないと思われる。以下の議論はすべてこの仮定を前提とする。

次に②に関してであるが, WES 2805 で採用している式は, 萩原らが機械切欠について軟鋼から 80 kg/mm² 級高張力鋼を用いて導いた式⁴⁾,

$$\delta_c(T) = 0.02 vE(T + \Delta T) \quad (2)$$

$$\Delta T = 142 - \sigma_{y0} - 5\sqrt{t} \quad (3)$$

ここに, $\delta_c(T)$: $T^{\circ}\text{C}$ での $\delta_c(\text{mm})$

$vE(T + \Delta T)$: $T + \Delta T^{\circ}\text{C}$ での $vE(\text{kg-m})$

σ_{y0} : 保証降伏点 (kg/mm^2)

t : 板厚 (mm)

において, シフト温度 ΔT に関し疲労切欠補正として一律 30 $^{\circ}\text{C}$ ずらし, また安全側の意味で係数 0.02 を 0.01 とおいたものである。すなわち,

$$\delta_c(T) = 0.01 vE(T + \Delta T) \quad (4)$$

$$\Delta T = 112 - \sigma_{y0} - 5\sqrt{t} \quad (5)$$

問題は, (2), (3)式の精度そして(4), (5)式への修正においてどの程度安全側になっているかということである。本研究では既往のデータを基に相関関係における不確かさについて検討を行う。

③に関しては, vE 値としてどのような値をとるのか (数本の平均値か, 最小値か, あるいは遷移曲線から読みとるのか) という点においてその母集団特性の把握が重要になってくる。しかし, vE 値のばらつき特性については実験データがほとんどないため, 本研究においては新たに実験を行って vE 値のばらつき特性を明らかにしたのち, 取扱い方法について検討を加えることにした。

以下, 上述の諸点について詳しい検討を行っていく。

3 COD 試験を実施する場合の

δ_c 値評価法の検討

δ_c の確率分布は (1) 式で示される α 既知の 2 母数

Weibull 分布であるとの仮定で議論を進める。さて、いま n 本の COD 試験を行い、そのデータの代表値として y なる値（例えば最小値、平均値あるいはそれらを適当な安全係数で除した値など）を得た場合、これをその材料の靱性値とした時の信頼度 R は次式で定義できよう。

$$R = \text{Prob.}[y < \delta_c] \\ = \int_y^\infty f_{\delta_c}(\delta_c) d\delta_c = \exp\left\{-\left(\frac{y}{\beta}\right)^\alpha\right\} \quad (6)$$

まず、試験結果の最小値（これを δ_m と置く）から次式によって y を得る場合の信頼度について考える。

$$y = \frac{\delta_m}{S_c} \quad (7)$$

ここに S_c は scatter factor と呼ばれるもので、一種の統計的安全率である。 δ_m の分布は順序統計の考え方により導かれて次のようになる。

$$f_{\delta_m}(\delta_m) = n \frac{\alpha}{\beta} \left(\frac{\delta_m}{\beta}\right)^{\alpha-1} \exp\left\{-n\left(\frac{\delta_m}{\beta}\right)^\alpha\right\} \quad (8)$$

尺度母数 β は未知であり、分布形は不明である。ここでは板垣⁵⁾に従って β の事前密度として $1/\beta$ を仮定し、(8)式を用いてベイズの定理により事後密度として β の密度を求める。すなわち、

$$f_\beta(\beta) = \frac{f_{\delta_m}(\delta_m) 1/\beta}{\int_0^\infty f_{\delta_m}(\delta_m) 1/\beta d\beta} \quad (9)$$

信頼度 R の期待値 $E[R]$ と分散 $\text{Var}[R]$ は次のように書ける。

$$E[R] = \int_0^\infty R \cdot f_\beta(\beta) d\beta \quad (10)$$

$$\text{Var}[R] = \int_0^\infty R^2 \cdot f_\beta(\beta) d\beta - E^2[R] \quad (11)$$

(6)～(9) 式を代入して整理すると、

$$E[R] = \frac{n S_c^\alpha}{1 + n S_c^\alpha} \quad (12)$$

$$\text{Var}[R] = \frac{n S_c^\alpha}{2 + n S_c^\alpha} - \left(\frac{n S_c^\alpha}{1 + n S_c^\alpha}\right)^2 \quad (13)$$

S_c^α と $E[R]$, $\text{Var}[R]$ の関係の例を Fig. 2 に示す。試験本数 n の影響がかなり大きい。ところで WES 2805 においては $S_c=1$, $n=3$ の場合に相当するから α の値にかかわらず、

$$E[R]=0.75, \text{Var}[R]=0.0375 \quad (14)$$

である。つまり、現行の WES 規定は δ_c 値評価に関し 75% 程度の信頼度を有することがわかる。

次に、試験結果より次式によって β の最尤推定値 $\hat{\beta}$ を求めて使用する場合を考える。

$$\hat{\beta} = \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \delta_{ci}^\alpha\right)^{1/\alpha} \quad (15)$$

ここに δ_{ci} : i 番目の試験で得られた δ_c

(7)式と同様に次式で判定に使用する δ_c を決定する。

$$y = \hat{\beta}/S_c \quad (16)$$

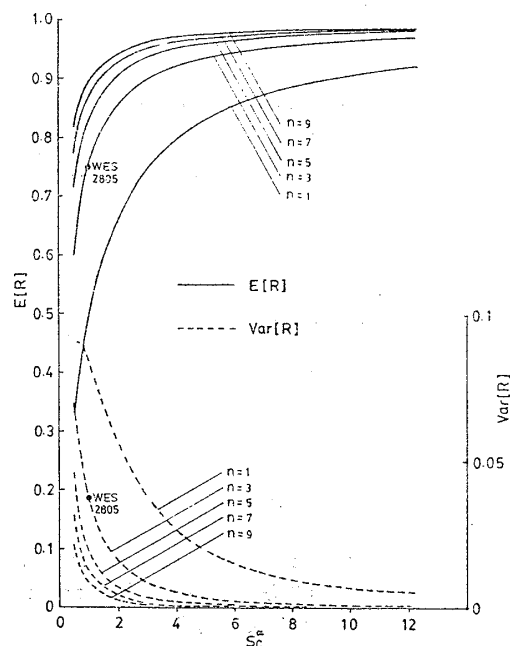


Fig. 2 Relationship between $E[R]$ and S_c (using δ_m)

$\hat{\beta}$ の密度関数は (1), (15) 式から次のようになることがわかる。

$$f_{\hat{\beta}}(\hat{\beta}) = \frac{n^n}{\Gamma(n)} \frac{\alpha}{\beta} \left(\frac{\hat{\beta}}{\beta}\right)^{n-1} \exp\left\{-n\left(\frac{\hat{\beta}}{\beta}\right)^\alpha\right\} \quad (17)$$

ここに $\Gamma(\cdot)$ は完全ガンマ関数

先と同様にすれば、信頼度 R の期待値と分散が求められる。すなわち、

$$E[R] = \left(\frac{n S_c^\alpha}{1 + n S_c^\alpha}\right)^n \quad (18)$$

$$\text{Var}[R] = \left(\frac{n S_c^\alpha}{2 + n S_c^\alpha}\right)^n - \left(\frac{n S_c^\alpha}{1 + n S_c^\alpha}\right)^{2n} \quad (19)$$

Fig. 3 に S_c^α と $E[R]$, $\text{Var}[R]$ の関係を示す。最小値を使用する場合に比べて、試験本数 n の影響は小さく、また分散は $n=3$ 程度で十分小さくなる。

さて、最小値 δ_m および最尤推定値 $\hat{\beta}$ のおのおのを用いる場合の信頼度を導いたわけであるが、ここで両者を比較してどちらの方法がより合理的であるかを検討する。例えば信頼度 R の期待値として 90% を保証するためには、 $n=3$, $\alpha=2.0$ とすれば δ_m を使用する時 $S_c=1.73$, $\text{Var}[R]=0.0082$, また $\hat{\beta}$ を使用すれば $S_c=3.05$, $\text{Var}[R]=0.0029$ となる。つまり δ_m , $\hat{\beta}$ をおのおの対応する scatter factor で除した値を判定に用いれば同じ R の期待値を得るが、 $\hat{\beta}$ を用いる方が分散が小さくなる。試験本数の影響の度合も含めて、 $\hat{\beta}$ を用いる方法がより合理的であると結論することができる。

なお、WES 2805 では機械切欠付試験片で代用する場合、対象とする温度より 30°C 低温側で試験する規定になっているが、この点については豊貞⁶⁾の研究による Available COD の概念によって疲労切欠相当の値に換

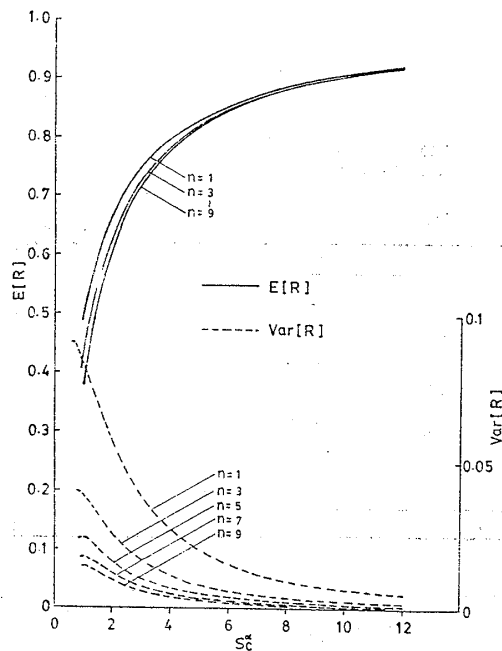


Fig. 3 Relationship between $E[R]$ and S_c (using β)

算することが可能であるから考慮する必要はなくなる。

4 δ_c 値と vE 値の相関関係および vE 値のばらつき特性

まず vE 値から δ_c 値を推定する (4), (5) 式を日本鉄鋼協会で収集されたデータ⁷⁾を基に検討する。データは軟鋼から 80 kg/mm² 級高張力鋼まで (データ数 29 個) を含み, COD 試験は全て機械切欠である。ここでは Available COD 値に換算して使用した。(5) 式のシフト温度 ΔT の推定式であるが, 使用したデータでの回帰分析の結果からは, 次式の最良推定式が得られた (相関係数 0.82)。

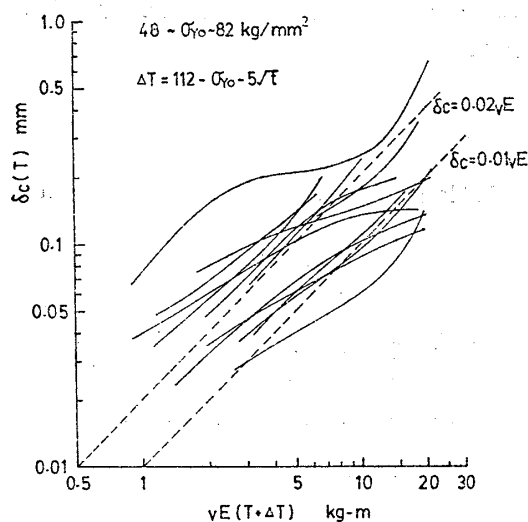


Fig. 4 Experimental data of $\delta_c(T) - vE$ ($T + \Delta T$) relationship

$$\Delta T = 133 - 1.23 \sigma_{y0} - 6\sqrt{T} \quad (20)$$

ここで FTC 委員会の研究成果⁸⁾より板厚効果係数は 6 とおいてある。しかし, (20) 式の精度と (5) 式を用いた場合の精度は同程度であるため, ここでは (5) 式をそのまま使用することにした。さらにデータの蓄積が必要である。

さて (5) 式により ΔT を算定し $\delta_c(T)$ と $vE(T + \Delta T)$ との相関を見たものの一例が Fig. 4 である。同図は中・高強度材におけるデータである。図でわかるように $\delta_c = 0.02 vE$ のまわりにばらつくようであるが, そのばらつきの程度はかなり大きく, また係数を 0.01 としても必ずしも安全側とはいえないようである。この事情は低強度材においても同様であった。ところで, ここで注意せねばならないことは, 図の相関関係はあくまで平均的なレベルでの相関 (遷移曲線による比較) であるということ, 各温度における δ_c , vE のばらつき特性は考慮に入っていないのである (δ_c と vE は独立な確率変数である)。すなわち両者の関係は (2) 式や (4) 式の形ではなく次の形で書かれるべきである。

$$E[\delta_c(T)] = l \cdot E[vE(T + \Delta T)] \quad (21)$$

ここに $E[\cdot]$ は期待値を意味し, l は相関関係の不確実性を表わす確率変数である。この l の特性は多数のデータによって決定されるべきものであるが, 後の検討においては適当な分布形を仮定する。

次に vE 値のばらつき特性を明らかにする目的で行った 2 mmV ノッチシャルピー試験について説明する。供試材は一般造船用軟鋼 KAS と一般構造用 60 kg 級高張力鋼 WT 60 の 2 種であり, その機械的性質と化学成分を Table 2 に示す。各遷移温度は予備試験で求めた。シャルピー試験片 (JIS 4 号) の採取方向はロール方向で板厚の 1/4 で採取した。試験温度は両者とも遷移温度を中心に 5 温度で, KAS では 45°C, 25°C, 10°C, -5°C, -25°C, WT 60 では -30°C, -45°C, -55°C, -65°C, -75°C であって, 本数は各条件 50 本である。

Fig. 5(a), (b) に試験結果の一例を示す。試験機の容量の制約から WT 60 では吸収エネルギー vE が 30 kg-m 以上の場合には値が得られていない。図からわかるように, KAS ではばらつきの度合いが小さいが, WT-60 では極めて大きくばらつき, 2 山分布の様相を示している。 χ^2 適合度検定 (有意水準 5%) を行った結果では, この WT 60 のばらつき特性は正規分布, 対数正規分

Table 2 Mechanical properties and chemical compositions of KAS and WT 60

material	Mechanical Properties						Chemical Compositions (w.t.%)							
	thickness (mm)	σ_y (kg/mm ²)	σ_u (kg/mm ²)	E.L. (%)	vT_e (°C)	vT_s (°C)	C	Si	Mn	P	S	Cu	Ni	V
KAS	20	30	47	29	10	20	0.16	0.23	0.78	0.022	0.004	-	-	-
WT60	37	57.4	67.1	28	-50	-55	0.10	0.19	1.31	0.014	0.004	0.034	0.27	0.05

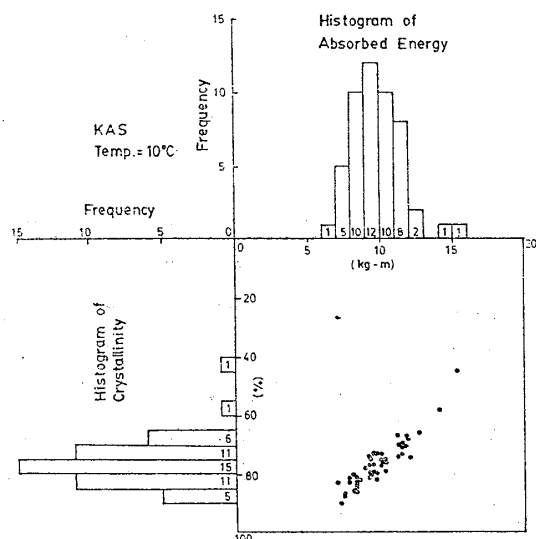


Fig. 5(a) Experimental data of Charpy test (KAS)

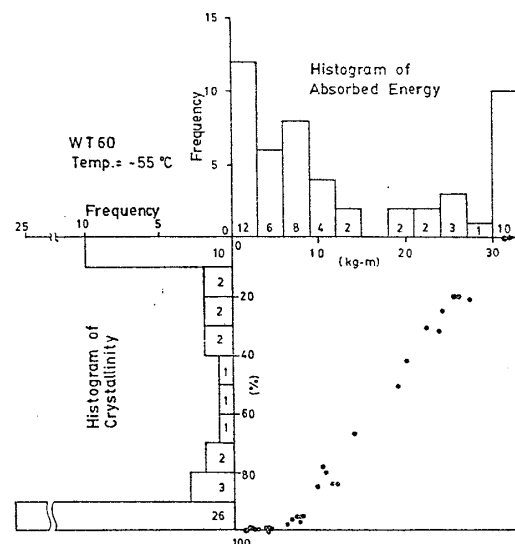


Fig. 5(b) Experimental data of Charpy test (WT 60)

布, 2 母数 Weibull 分布のいずれにも適合しなかった。このようなばらつき特性の説明には混合型分布が適当である。すなわち低エネルギーが支配する母集団と高エネルギーが支配する母集団からある割合でサンプルが出現すると考える。さらに吸収エネルギーは物理的に考えてある正の最小値をもつとするのが自然である⁸⁾ことから, 個々の母集団分布は 3 母数 Weibull 分布 (形状母数 α , 尺度母数 β の他に位置母数 γ をもつ) とする。結局, 密度関数として次式を得る。

$$f_{VE}(vE) = \begin{cases} P \cdot \frac{\alpha_1}{\beta_1} \left(\frac{vE - \gamma_1}{\beta_1} \right)^{\alpha_1 - 1} \exp \left\{ - \left(\frac{vE - \gamma_1}{\beta_1} \right)^{\alpha_1} \right\} & : \gamma_1 < vE < \gamma_2 \\ P \cdot \frac{\alpha_1}{\beta_1} \left(\frac{vE - \gamma_1}{\beta_1} \right)^{\alpha_1 - 1} \exp \left\{ - \left(\frac{vE - \gamma_1}{\beta_1} \right)^{\alpha_1} \right\} \\ + (1 - P) \frac{\alpha_2}{\beta_2} \left(\frac{vE - \gamma_2}{\beta_2} \right)^{\alpha_2 - 1} \exp \left\{ - \left(\frac{vE - \gamma_2}{\beta_2} \right)^{\alpha_2} \right\} & : \gamma_2 < vE \end{cases} \quad (22)$$

ここで P は 2 種の分布が混合する割合で $0 \leq P \leq 1$ である。なお KAS の場合は単一型と見られるから (22) 式で $P=1$ とおけばよい。

さて (22) 式の母数の決定に際しては最尤推定法を用いるが, WT 60 の場合, $vE \geq 30$ kg-m ということしかわかっていないデータが存在すること, また母数が 7 個あるため解の収束が悪いという問題が生じる。前者に関しては, 疲労寿命の解析などに用いられる打切データの解析手法⁹⁾を用いる。つまり尤度関数を次の形におく。

$$L = C \cdot \prod_{i=1}^k f_{VE}(vE_i) \cdot \prod_{j=k+1}^n \{1 - F_{VE}(vE_j)\} \quad (23)$$

ここに, C : 定数

$k: vE_1 \sim vE_k$ は値が得られている

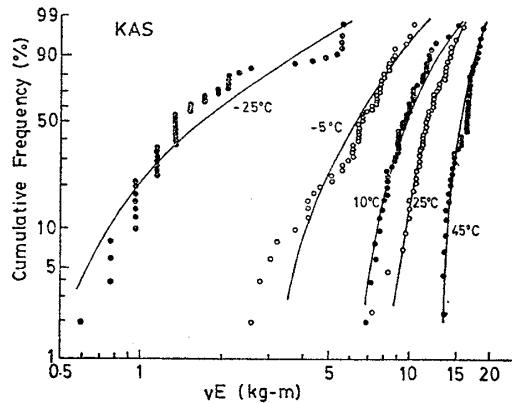
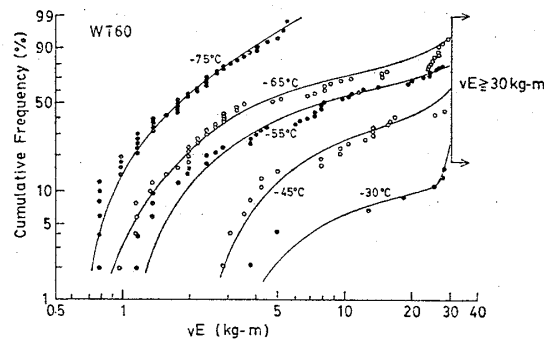
$F(\cdot)$: 分布関数

後者に関しては, P, γ_1, γ_2 の 3 母数は確率紙へのプロットより妥当な範囲を設定して試行を繰返すことにした。

このようにして求めた母数の値を Table 3 に示す。なお WT 60 の形状母数 α_1, α_2 は δ_c の場合の類推から温度によらずおのおの一定とし, KAS については混合分布が見かけ上, 単一分布に見えるものと考え形状母数は温度に依存するとしてある。Fig. 6(a), (b) はデータの Weibull 確率紙へのプロットと最尤推定法による推定線を示したものである。いずれもデータのばらつきをうまく説明していることがわかる。また WT 60 の母数 P は温度に対して系統的变化を示しており, 逆に $P=0.5$ となる温度をもって遷移温度を定義することもできよう。

Table 3 Values of Weibull distribution parameter from method of maximum likelihood (vE -distribution)

material	temp. (°C)	P	α_1	β_1 (kg-m)	γ_1 (kg-m)	α_2	β_2 (kg-m)	γ_2 (kg-m)
KAS	45	-	2.03	3.3	13.0	-	-	-
	25	-	2.98	5.2	7.0	-	-	-
	10	-	2.99	5.3	5.0	-	-	-
	-5	-	2.22	4.5	2.5	-	-	-
	-25	-	1.16	1.6	0.5	-	-	-
WT60	-30	0.10	7.1	3.0	-	11.0	25.0	-
	-45	0.40	6.6	2.5	-	15.0	20.0	-
	-55	0.65	1.07	4.5	1.1	15.7	17.0	-
	-65	0.75	2.9	0.9	-	13.8	12.0	-
	-75	1.00	1.4	0.7	-	-	-	-

Fig. 6(a) Cumulative Weibull plots of Charpy energy vE for KASFig. 6(b) Cumulative Weibull plots of Charpy energy vE for WT 60

5 vE 値から δ_c 値を推定する場合の評価法の検討

前節までで δ_c 値のばらつき特性, vE 値と δ_c 値の相関関係および vE 値のばらつき特性についてある程度明らかにすることができた。ここではそれらの結果を用いて vE 値から δ_c 値を推定する場合の評価法について検討する。

$T^\circ\text{C}$ での δ_c 値を決定するために, $T+\Delta T^\circ\text{C}$ ($\Delta T=112-\sigma_{Y0}-5\sqrt{t}$) で n 本シャルピー試験を行い, 吸収エネルギー値の代表値として平均値ないし最小値 $\hat{vE}$ が求まったとする。3 節と同様にして scatter factor S_E を導入し, 次式で判定に使用する δ_c 値 y を求めることにする。

$$y = 0.01 \cdot \frac{\hat{vE}}{S_E} \quad (24)$$

$S_E=1.0$ とすれば (4) 式に対応する。ところで, $T^\circ\text{C}$ での δ_c の期待値と $T+\Delta T^\circ\text{C}$ での vE の期待値の間には (21) 式で表わされる関係があるが, δ_c の分布 ((1) 式) の母数 β は $E[\delta_c]$ に近い値をもつので, 近似的に次の関係が成立するとする。

$$\beta = l \cdot E[vE] \quad (25)$$

ここに l は相関関係のすべての不確実性を含むパラメータである。(24) 式の y は vE の分布で決まればその分布型が定まり, 密度を $f_Y(y)$ と書く。また (25) 式の β は l の分布型により決定できるので密度を $f_\beta(\beta)$ と書く。よって y を判定に使用する時の信頼度 R は次のようになる。

$$R = \text{Prob.}[y < \delta_c] \\ = 1 - \int_0^y \int_\beta f_{\delta_c}(\delta_c) f_\beta(\beta) d\beta d\delta_c \quad (26)$$

ここに β に関する積分は β の全範囲 (l の範囲に対応) で行う。さて R の期待値は次のようになる。

$$E[R] = \int_0^\infty R \cdot f_Y(y) dy \quad (27)$$

(27) 式の $E[R]$ は vE および l の分布が完全に決まったという条件下での値であり, (12), (18) 式のようなベイズ的意味での信頼度と異なることに注意する必要がある。

さて vE の分布は実験で得られたものを用いるが, vE の分布は複雑であり, l の分布にもよるが, (26), (27) 式の積分は困難である。そこで, ここではモンテカルロ法によるシミュレーションによって積分を実行することにした。 l の分布としては Fig. 4 などを参考にして $E[l]=0.02$, 変動係数 (以後 C.O.V. と略記) 0.5 の正規分布とおいた。ただし計算時間短縮のため階段型分布で近似し, l の範囲は $0 < l < 0.04$ とした。

まず, $\hat{vE}$ として平均値および最小値を使用する場合のおおののについてほぼ同じ $E[R]$ を与える時の信頼度 R の分布の一例をヒストグラムの形で Fig. 7 に示す。 vE の分布は WT 60 の -55°C の結果を用い, δ_c の分布の母数 α は 2.0, さらに試験本数 n は 3 である。図でわかるように信頼度の期待値がほぼ同じであっても, 分散が大きく異なる。つまり平均値を使用の方が最小値を使用する場合に比べて高い信頼度を有しており, より合理的であるといえる。これは δ_c 値の場合に最小値よりも $\hat{\beta}$ を使用した方が合理的であったことに対応してい

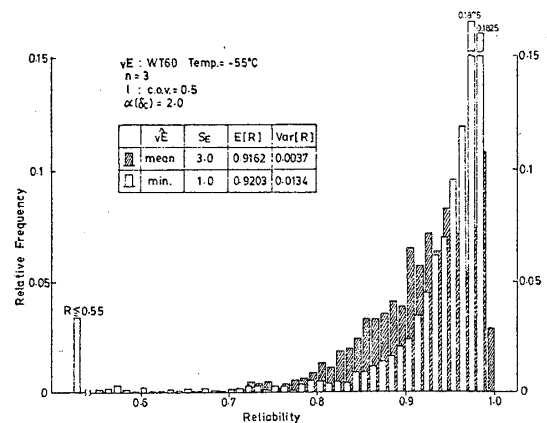


Fig. 7 Distribution of reliability from Monte-Carlo simulation

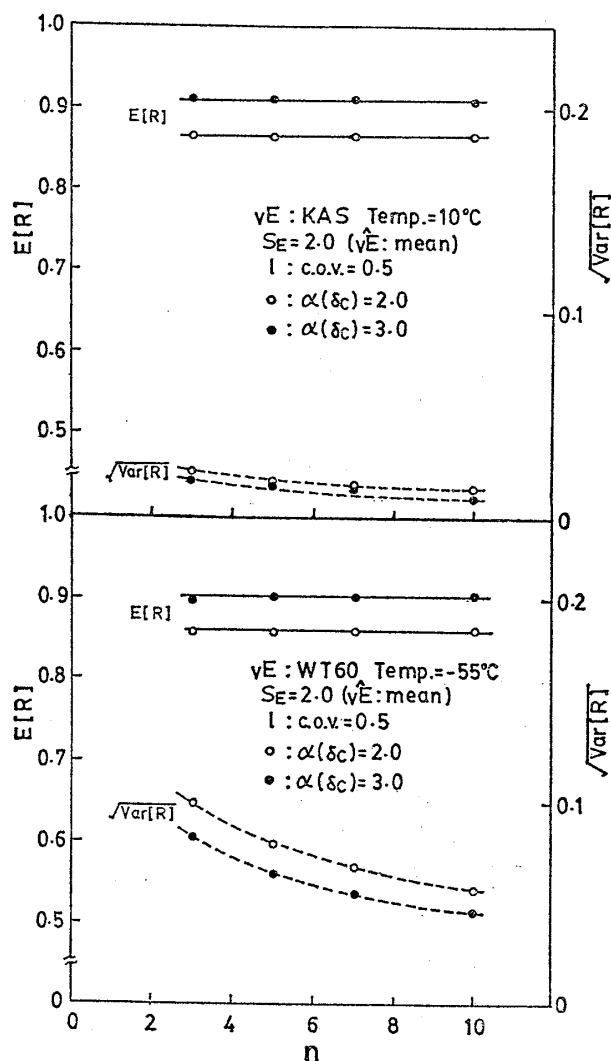


Fig.8 Influence of sample number n on $E[R]$ and $\text{Var}[R]$

る。以下 $v\hat{E}$ としては平均値の場合を考える。

次に試験本数 n の効果を調べる。Fig.8 に特定の条件下での $E[R]$, $\text{Var}[R]$ と n の関係を示す。KAS, WT60 の場合ともに $E[R]$ に関しては n の効果は小さく3本程度で充分であるといえる。しかしながら $\text{Var}[R]$ に関しては vE の分布の影響で n の効果は大きい。このことから考えると、3本の試験結果において極端に大きいあるいは小さい値が観測された場合（最大と最小の差が大きい、すなわち母集団のばらつきの度合いが大きい可能性が高い）、さらに数本試験を追加するといった方法をとるのが合理的であろう。しかし、この点の定量的な評価は小数サンプルからの母集団特性の推測を行うといった別の問題がからんでおり判断は難しい。本解析では以下 $n=3$ とする。

以上の計算は l の分布として $E[l]=0.02$, C.O.V.=0.5 の正規分布を仮定しているが、ここで l の分布の影響を調べてみる。結果の一例を Fig.9 に示す。使用した l の分布は全て $E[l]=0.02$ であるが、C.O.V は 0.5

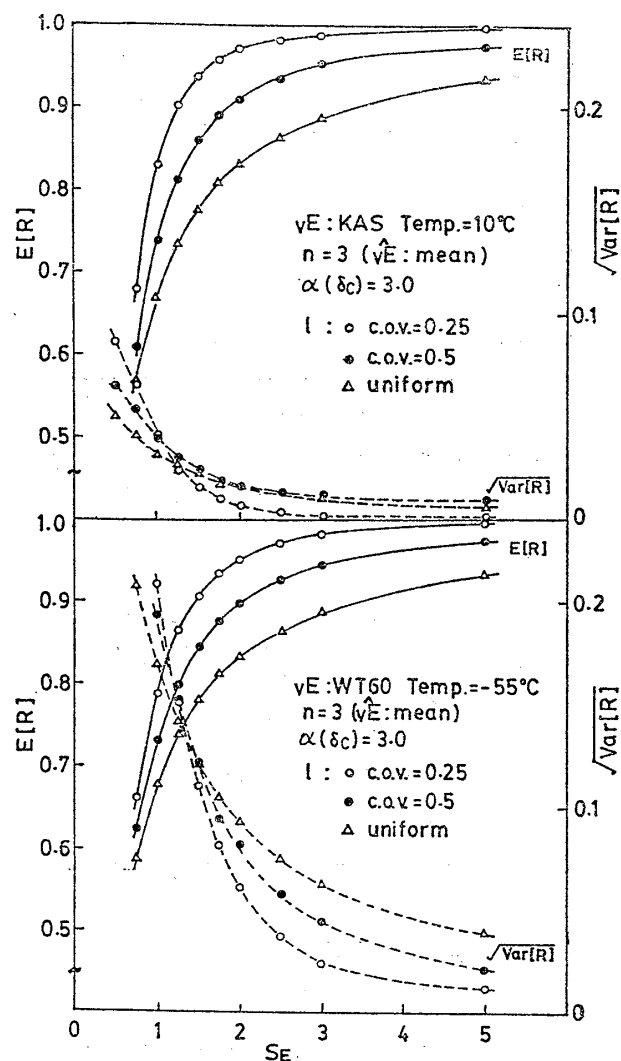


Fig.9 Influence of parameter l on $E[R]$ and $\text{Var}[R]$

の他に 0.25 の正規および $0 < l < 0.4$ で一様の計3種の分布で比較した。当然のことながら不確か度を最も小さく見た C.O.V=0.25 の場合が最も $E[R]$ は大きく $\text{Var}[R]$ は小さい。このように相関式の係数 l の不確か度をどのように考えるかということは重要な問題である。しかし現実にはデータが少なすぎて妥当な値を設定しにくい。データの蓄積が待たれる。

Fig. 10(a), (b) に計算結果をまとめて $E[R]$ と scatter factor S_E の関係を示す。いずれも $v\hat{E}$ は平均値, $n=3$, l の分布は C.O.V=0.5 である。また $E[R] - \sqrt{\text{Var}[R]}$ は分散の大きさを同時に考慮した値である。 vE の分布型は遷移温度領域の3温度の結果を使用している。図でわかるように、材料や温度すなわち vE の分布型によらず $E[R]$ と S_E の関係はほぼ一定となっている（先に述べたように n の効果も小さい）。この意味するところは重要である。すなわち、ここでの目的は「要求される信頼度を保証するために必要な (24) 式で定義される S_E の値を設定すること」であり、信頼度

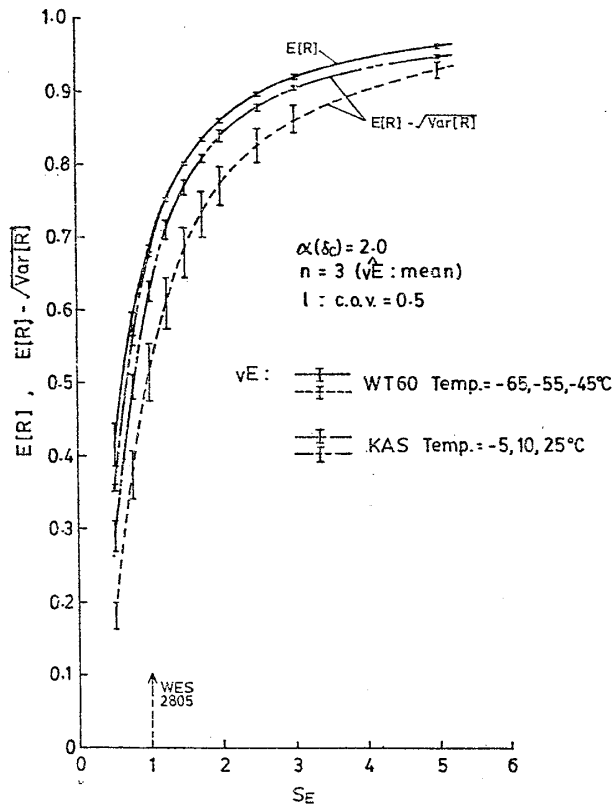


Fig. 10(a) Summary of calculation results showing $E[R] - S_E$ relationship

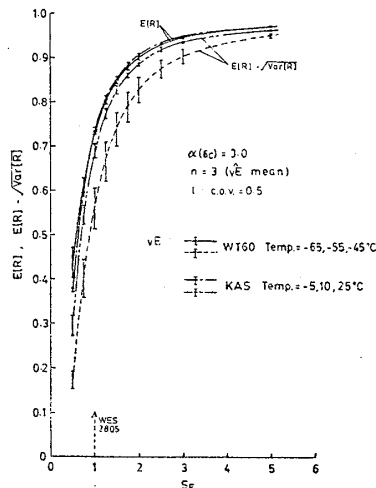


Fig. 10(b) Summary of calculation results showing $E[R] - S_E$ relationship

R の期待値は第一義的に要求される、あるいはそのレベルの目安となる値であって、この値と S_E の関係が vE のばらつき特性が大きく異なるにもかかわらず安定していることは非常に好都合である。もちろん分散まで考慮すれば vE の分布に依存するが、この場合は問題が複雑になりすぎるため、前述したように試験本数 n を増すことで分散を抑えるようにした方がよい。

さて現行の WES 2805 の規定における信頼度について考える。同規定ではシャルピー試験からの vE として

どのような値を用いるかは具体的に述べられていない。現実的には vE の遷移曲線から読みとられる場合が多いであろうことからみて、3本程度の平均値と考えてよいであろう。そうすると Fig. 10 で $S_E=1.0$ とすれば $\alpha=2.0$ で $E[R] \approx 0.68$, $\alpha=3.0$ で $E[R] \approx 0.73$ 程度であり、COD 試験を実施する場合 ($E[R]=0.75$) とほぼ同じ程度の信頼度を有していることがわかる。

6 限界 COD 値評価手順の提案

前節までの結果を総合して、信頼性工学的見地より δ_c 値評価手順を設定する。まず COD 試験を実施する場合は、対象とする温度で3本（以上）の3点曲げ試験を行い、疲労切欠の場合は Wells の式（現行規定）、機械切欠の場合は Available COD 値に換算する。(15) 式によって $\hat{\beta}$ を算定し、設定した $E[R]$ のレベルに対応する scatter factor S_c の値を Table 4 より読みとって (16) 式によりその材料の靱性値 δ_c とする。

シャルピー試験から換算する場合は $\Delta T (=112 - \sigma_{Y0} - 5\sqrt{t})^\circ\text{C}$ 高温において3本（以上）の試験を行いその平均値から、または遷移曲線より読みとって $vE(\text{kg}\cdot\text{m})$ を求め、Table 4 から設定した $E[R]$ に対応する S_E の値を得て (24) 式でその材料の靱性値 $\delta_c(\text{mm})$ を得る。

以上をまとめてフローチャートの形で Fig. 11 に示す。

最後にこの手順の問題点をまとめておく。第1に特にシャルピー値から推定する際の判断の基準となる $E[R]$ の値が厳密性に欠けることである。これは主として相関式の不確実性を表わすパラメータ l の分布型（ここでは、 $E[l]=0.02$, $\text{C.O.V.}=0.5$ の正規分布）が妥当かどうかということに起因している。この点については、多くのデータの蓄積をまいて不確実性を明確にすること、さらに精度のよい相関式を導く必要がある。この $E[R]$ は、その意味であくまで判断のひとつの目安として考えるべきものである。第2に、 δ_c 値のばらつき特性の母数 α が現在のところ材質によっていかなる値をとるかが明確でないということで、この点についてもデー

Table 4 Values scatter factor for reliability levels

$E[R]$ (%)	S_c		S_E	
	$\alpha=2.0$	$\alpha=3.0$	$\alpha=2.0$	$\alpha=3.0$
95	4.40	2.68	4.1	3.1
90	3.05	2.10	2.6	2.0
80	2.08	1.63	1.5	1.3
70	1.62	1.38	1.1	0.9
60	1.34	1.22	0.8	0.7
50	1.13	1.09	0.7	0.6

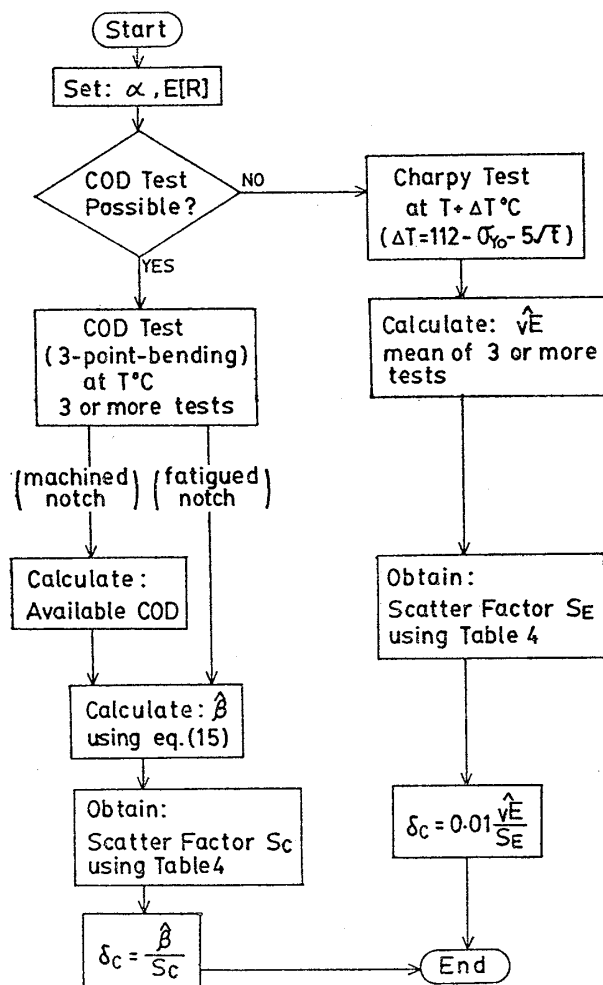


Fig.11 Procedure for the assessment of critical COD value at the temperature of $T^{\circ}\text{C}$

タの蓄積が必要であろう。しかし、品質レベルの見地からの設定として例えば溶接部では $\alpha=2$ 、母材では $\alpha=3$ とするような考え方もあろう。

このようにまだ種々の問題点が存在するにせよ、現行の規定では不明確であった手順の信頼性が、このように定量化されたことの意義は大きいと思われる。さらに scatter factor の導入によって実務的簡便さは失われず、その有用性は大きいと考えられる。今後はこの種の手法を欠陥評価システム全体に拡張し、判断の基準を破壊確率の形でとらえることによって、より合理的な基準を制定していくことが必要である。そのためには多くの不確実要因の取扱い手法の確立とその基礎となるデータの蓄積を急がなければならない。

7 結 論

本研究で得られた結論を以下に要約する。

1) 現在の欠陥評価基準における破壊靱性値評価の部分に介入する不確実要因を明らかにし、その取扱い手法

を示すとともに現行規定の信頼度を算定した。

2) シャルピー吸収エネルギー値のばらつき特性を実験により明らかにした。本実験での供試鋼においては、軟鋼は3母数 Weibull 分布、60kg 級高張力鋼は混合型7母数 Weibull 分布に従うことが明らかになった。

3) scatter factor の導入により、現在の破壊靱性値評価手順をより合理的なものに修正した。

謝 辞

本研究の一部は、秋山隆司（現国鉄）、岡本 洋（現大分県庁）の両君の学部卒業論文として行われたものである。また、本研究に対して種々の有益なご議論を賜った板垣 浩横国大教授をはじめとする日本溶接協会鉄鋼部会 WSDR 委員会の委員各位、さらに、日本造船学会溶接研究委員会第一分科会の委員各位に深く感謝の意を表する。

本論文の数値計算は、東京大学大型計算機センター HITAC M 200 H システムによった。

参 考 文 献

- 1) 日本溶接協会規格 WES 2805, “脆性破壊発生に対する溶接欠陥の許容判定基準” (1980)。
- 2) 金沢 武, 板垣 浩, 町田 進, 川本要次: 信頼性工学の概念を導入した欠陥の破壊力学的評価について, 日本造船学会論文集, 第146号 (1979). p.444.
- 3) 日本溶接協会 FTC 委員会共同研究総合報告書, “破壊靱性基準に関する研究” (1981).
- 4) 萩原行人, 征矢勇夫, 三波健市, 佐藤光雄: V シャルピー衝撃特性値からの脆性破壊発生特性の評価法, 溶接学会誌, 第45巻, 第8号 (1976) p.27.
- 5) 岡村弘之, 板垣 浩: 強度の統計的取扱い, 培風館 (1979), p.273.
- 6) 豊貞雅宏: 曲げ COD 試験片における Notch Acuity 効果の定量化に関する一提案, 日本造船学会論文集, 第143号 (1978), p.427.
- 7) 日本鉄鋼協会データシート分科会資料 FT-41-10 (1980).
- 8) 平田森三, 応和俊雄: シャルピー衝撃値の分散特性と評価基準について, 溶接学会誌, 第32巻, 第5号 (1963), p.60.
- 9) 石川 浩: 実働荷重下における機械・構造物疲労寿命の信頼性解析(Ⅳ), 材料, 第24巻, 第262号, (1975), p.109.