

硫化水素腐食に係るコンクリートの 統計的耐用年数の算出事例

藤生和也*

1. はじめに

下水道施設は管渠、処理場（土木建築）、処理場（機械電気）の大きく三つに分類できる。前二者はコンクリートを材料として多用しているため、機械電気設備のような金属材料に比べて本来は非常に長い耐用年数を有するものであるが、下水から発生する硫化水素ガスにより強く腐食され、短寿命となることがある。（写真-1、2）



写真-1 処理場流入渠内のコンクリート壁面の腐食状況
（東京都下水道局提供）

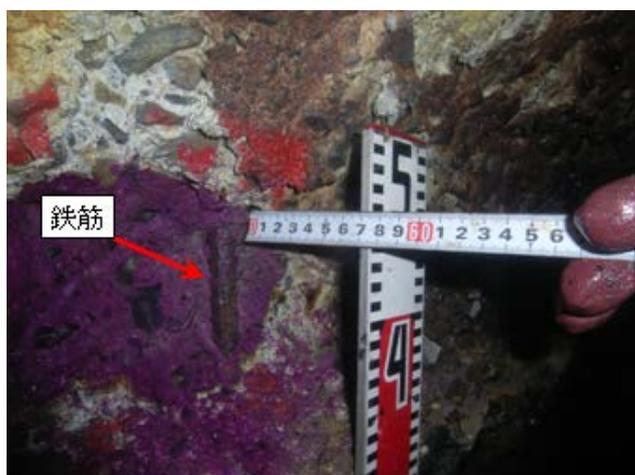


写真-2 元7cmのコンクリート被り厚さが中性化で
6mmまで減少（東京都下水道局提供）

そこで本稿は、処理場のコンクリート施設について東京都下水道局の改修データから硫化水素腐食劣化に係る耐用年数を腐食環境分類別に算出することにより、計画的改修・改築など下水道ストックマネジメントに資することを旨とする。

具体的には、多数の現場コンクリート施設の改修工事（以下、単に「改修」という。）データから統計解析により設置から改修までの年数（以下、本稿では「耐用年数」という。）の確率分布をマクロ的に算出し、その結果を用いて将来改修施設数推移を算出する。

2. 研究方法

2.1 改修履歴データの処理方法

ワイブル分布について概略を説明する。ワイブル分布は物体の脆弱破壊に対する確率を統計的に記述する際に広く用いられる。ワイブル分布には三つの関数があり、式(1)～(3)で表記される。

$$Rw(t) = e^{-\left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^m} \quad (1)$$

$$fw(t) = \frac{d(1-Rw(t))}{dt} = \frac{m}{\eta} \cdot \left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^{m-1} \cdot e^{-\left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^m} \quad (2)$$

$$\lambda w(t) = \frac{fw(t)}{Rw(t)} = \frac{m}{\eta} \cdot \left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^{m-1} \quad (3)$$

ここで、

t : 設置、供用開始時点からの経過年数

$Rw(t)$: 信頼度関数と呼ばれ、健全率や残存率の経時推移を意味する。

$fw(t)$: 確率密度関数と呼ばれ、耐用年数確率分布を意味する。

$\lambda w(t)$: ハザード関数と呼ばれ、調査時点での損壊数と残存数の比として調査データが得られやすい。

m, η, γ : ワイブル係数。本稿では時間遅れを表す γ は0と置く。

データプロットを(1)～(3)のいずれかの式で最小二乗法などにより近似し、その係数 m 、 η を定めれば、他の二つの関数が自動的に定まる。本稿では調査データのばらつきが少ない $Rw(t)$ で近似をする。

$fw(t)$ に係る t の平均、すなわち平均耐用年数とその分散の値は解析的に式(4)、(5)で算出される。

$$\mu = \eta \Gamma \left(1 + \frac{1}{m} \right) \quad (4)$$

$$\sigma^2 = \eta^2 \left[\Gamma \left(1 + \frac{2}{m} \right) - \Gamma^2 \left(1 + \frac{1}{m} \right) \right] \quad (5)$$

ここで、

μ : $fw(t)$ に係る t の平均

σ^2 : $fw(t)$ に係る t の分散

$\Gamma(\cdot)$: ガンマ関数。本稿ではMicrosoft Excelの関数GAMMALN()を数値計算に用いた。

東京都下水道局から提供を受けた区部の処理場コンクリート施設の硫化水素腐食改修履歴データ(以下、「東京都データ」という。)は、同局の保有する1,105施設について名称、設置年度、改修年度、指針¹⁾による腐食環境分類で構成されている。同指針分類を表-1に示す。

表-1 腐食環境分類¹⁾

分類	腐食環境
I類	年間平均 H ₂ S ガス濃度が 50ppm 以上で、硫酸によるコンクリート腐食が極度に見られる腐食環境。
II類	年間平均 H ₂ S ガス濃度が 10～50ppm 以上で、硫酸によるコンクリート腐食が顕著に見られる腐食環境。
III類	年間平均 H ₂ S ガス濃度が 10ppm 未満ではあるが、硫酸によるコンクリート腐食が明らかに見られる腐食環境。

また、1988年度～2004年度までの17年度分の改修データが記載されており、各年度の改修施設数は4～23、総計106施設がこの間に改修工事を経験している。

管渠耐用年数に係る著者らの研究²⁾では、2005年度に工事が行われた改築延長のみを統計解析した。しかし、東京都データは改修年度が17年度にまたがっており、年度あたり6.2件の改修施設数では少なすぎて同じ方法で統計解析する

のは不適當であるので、次のデータ処理を行った。設置年度の違いを無視し、 t ($t=1,2,\dots$) について、

- 1) 改修時施設年齢が t 歳に一致する施設数
- 2) 改修時施設年齢が t 歳以上である施設及び2006年度現在、未改修で t 歳以上の施設の合計数

をそれぞれ集計する。1)の集計値を2)の集計値で除した商を、 $\lambda w(t)$ に対応するデータ値 $\lambda(t)$ とする。例えば2006年度に未改修で20歳の施設は、1)の集計値には集計されず、2)の集計値には $t \leq 20$ のときに集計され、 $t \geq 21$ のときに集計されない。

設置時に対する施設年齢 t 歳の時の残存率のデータ値 $R(t)$ は $\lambda(t)$ を用いて次式で算出する。

$$R(t) = (1 - \lambda(1)) \cdots (1 - \lambda(t-1)) \cdot (1 - \lambda(t)) \quad (6)$$

$R(t)$ を式(1)の $Rw(t)$ で最小二乗近似し、係数 m 、 η を算出すれば、 $fw(t)$ 及びその平均、分散が式(2)、(4)、(5)で算出される。

東京都データを全体、腐食環境分類のI類、II類、III類、類外のグループに整理し、各グループごとの係数 m 、 η 、平均 μ 、標準偏差 σ の算出を試みる。

2.2 東京都データの将来改修施設数の予測

改修された施設は十分な耐久性を有し、再度改修はないと仮定し、2006年度の年齢 t_1 ($t_1=0,1,\dots$)の未改修施設数 $P(t_1)$ の分布を基礎として2006+ t_2 年度($t_2=1,2,\dots$)の改修施設数 $Q(t_2)$ を予測する。

$Q(t_2)$ は、まず $P(t_1)$ を $Rw(t_1)$ で除して近似的な設置時施設数を求め、次に $fw(t_1+t_2)$ を乗じて2006+ t_2 年度の年齢(t_1+t_2)の改修施設数を求め、さらに全年齢について総和を求める次式で算出する。

$$Q(t_2) = \sum_{t_1=0} P(t_1) \cdot \frac{fw(t_1+t_2)}{Rw(t_1)} \quad (7)$$

3. 算出結果と考察

3.1 東京都データのワイブル関数

算出結果について、例としてI類の図を図-1、2に、各グループの概要を表-2に示す。各グルー

プとも図-2のように $\lambda(t)$ のばらつきは大きい、図-1のように $R(t)$ のばらつきは小さくなる。

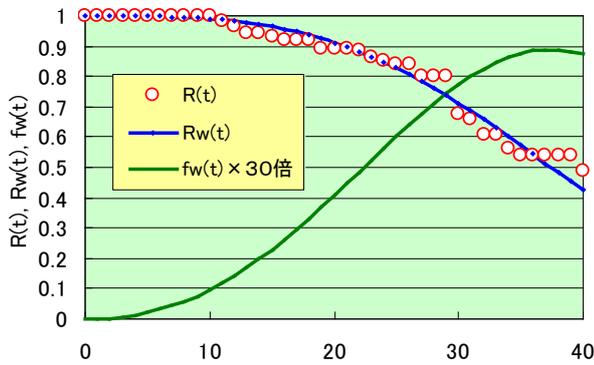


図-1 I類の $R(t)$, $R_w(t)$, $f_w(t)$ 施設年齢

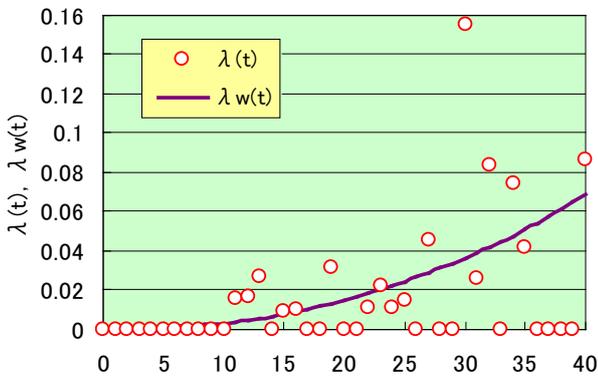


図-2 I類の $\lambda(t)$, $\lambda_w(t)$ 施設年齢

表-2 東京都データ及びその統計解析値の概要

	全体	I類	II類	III類	類外
施設数	1,105	140	377	112	476
改修施設数	106	36	63	3	4
最大施設年齢	86	45	86	45	54
改修時施設年齢の最大値	40	40	38	39	21
m	2.5	3.2	1.9	—	—
η	75	42	68	—	—
平均耐用年数 μ	67	38	60	—	—
標準偏差 σ (年)	28	13	33	—	—

腐食環境分類のIII類、類外については、改修施設総数が3、4と極めて少なく統計解析に不适当であり、改修を要する腐食はほとんどないと考えられるので、データ概要のみ表-2に掲げた。

全体、I類、II類の耐用年数の平均は67年、38年、60年、標準偏差は28年、13年、33年と算

出された。ただし、 $f_w(t)$ のピークが改修データの存在する施設年齢範囲内で出現するのはI類だけであるので他のグループでは範囲外への外挿推計精度がより低いと考えられる。

なお、III類及び類外は改修施設数が極めて少ないのでI類、II類に比べ、格段に腐食対策の必要性は小さいものと考えられる。

3.2 東京都データの改修施設数の将来予測

東京データのI類、II類の $P(t_1)$ を図-3、4に示す。また、それらの図から式(7)で算出されたI類、II類、両類合計の $Q(t_2)$ 及び改修施設数の過去実績を図-5に示す。

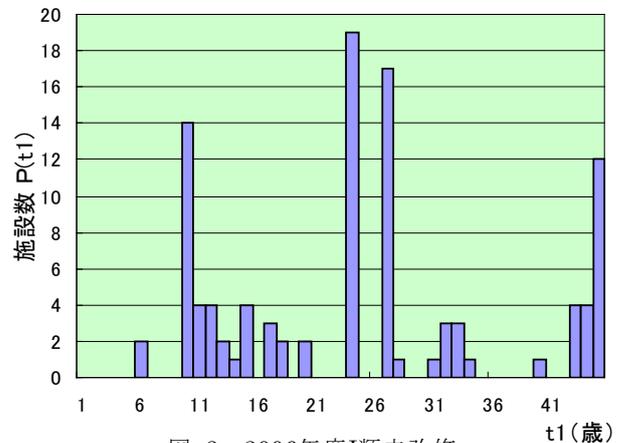


図-3 2006年度I類未改修104施設の年齢分布

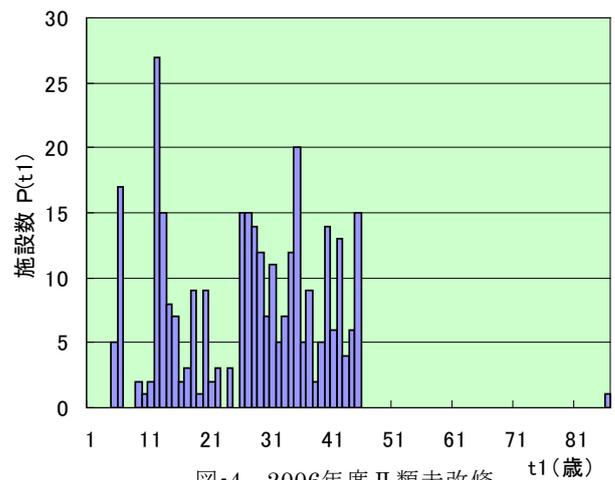


図-4 2006年度II類未改修314施設の年齢分布

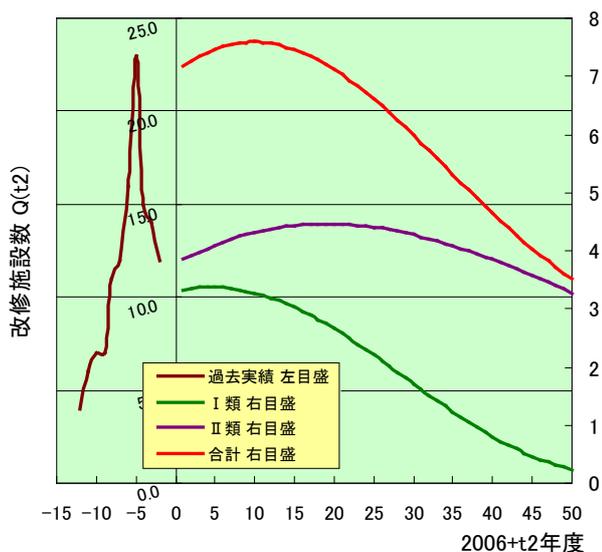


図-5 将来改修施設数予測

I類、II類、両類合計はそれぞれ4年後、19年後、10年後にピークが現れ、年あたり約3.4施設、4.5施設、7.6施設の改修が発生するが、以後、改修数は漸減して50年後には年あたり約0.2施設、3.3施設、3.5施設となる。

過去実績の値が大きく見えるが、データのある昭和63年度から平成16年度までの17年間の平均は年あたり8.4施設であり、将来ピークの7.6施設と比べやや大きい程度である。長期的に見れば腐食劣化の強い環境の施設が先行して改修となり、10年後の2016年度以降、改修施設数は漸減していくものと予想されるが、過去実績に照らし、短期集中的に予測の3倍程度の改修施設数が発生する事態も考えられる。

4. まとめ

(1) 東京都下水道局の処理場コンクリートの硫化水素腐食改修工事データをワイブル分布を用いた統計処理をすることにより、全体、腐食環境分類I類、同II類について表-2のとおり耐用年数確率分布 $f_w(t)$ の係数 m 、 η 、平均耐用年数 μ 及びその標準偏差 σ が算出された。

(2) 東京都データの将来改修施設数予測を式(7)で

行った結果、図-5のとおりとなった。10年後にピークが現れ、年あたり7.6施設の改修が発生するが、以後漸減して50年後には年あたり3.5施設となると算出された。

(3) III類及び類外は改修施設数が極めて少ないので、I類、II類に比べ、腐食対策の必要性は格段に小さいものと考えられる。

(4) 腐食環境分類別に耐用年数確率分布を算出し、将来改修施設数を予測する本稿の統計解析手法は、東京都以外の処理場コンクリート施設群にも腐食環境分類別に適用でき、データ数不足により統計解析に適さない場合であっても、東京都データからの算出値が参考になるものと考えられる。

なお、本稿は参考文献3)を原著論文としている。

謝 辞

本稿で解析した大量の処理場コンクリート腐食改修データ及び写真-1、2をご提供いただいた東京都下水道局及び同局施設管理部NS氏に厚く御礼申し上げます。

参考文献

- 1) 日本下水道事業団：下水道コンクリート構造物の腐食抑制技術及び防食技術指針、日本下水道事業団、p.12、2002
- 2) 藤生和也、宮内千里：統計的手法による下水管渠の耐用年数確率分布推定及び将来改築必要量予測、建設マネジメント研究論文集、(社)土木学会、Vol.14、pp.65-72、2007
- 3) 藤生和也：下水道現場コンクリートの硫化水素腐食に対する耐用年数、下水道協会誌、Vol.45、No.547、pp.104-113、2008

藤生和也*



国土交通省国土技術政策総合研究所
下水道研究部下水道研究官
Kazuya FUJIU