

# 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

国土交通省 藤生 和也\*<sup>1</sup>

日本下水道事業団 宮内 千里\*<sup>2</sup>

By Kazuya FUJII, Chizato MIYAUCHI

論文主旨：2005年度の管渠の改築延長及び供用延長について全国の地方公共団体を対象としたアンケート調査を行い、アセットマネジメントで重要な役割を果たす現場実態的耐用年数の確率分布などを統計的に算出した。また、これらを用いて全国単位の将来改築必要量を予測した。

本研究では統計解析手法として、管齢別の供用延長に対する改築延長の割合から導かれるデータにワイブル分布の信頼度関数を近似式として用い、耐用年数確率分布を導き出した。また、その分布を用い、2005年度における敷設年度別供用延長及び改築延長から全国の将来改築必要量を予測した。

これらの解析の結果、使用データにより平均耐用年数は83～93年、全国の将来改築必要量のピークは2093年に4,653kmと算出された。また、過年度の年間敷設延長の推移に現れる鋭いピークは予測された将来改築必要量の推移では極めてなだらかとなることが明らかとなった。

【キーワード】アセットマネジメント、耐用年数、改築予測

## 1. 序論

下水道事業など社会資本整備事業においては固定資産、とりわけ耐用年数の長いコンクリート構造物などの固定資産の割合が大きいので、その維持修繕、改築更新の適否が事業全体の効率性を大きく左右すると考えられる。そこで近年、全国的下水道資産量の増大とともにアセットマネジメントないしストックマネジメントと呼ばれる手法の導入研究が活発化している。

管渠の経済的耐用年数は、米国では、管の材質、土壌、建設施工、接続部の材質、その他の多くの要因の影響を受け、およそ75年から150年の幅を持つと言われている<sup>1)</sup>。日本では東京都で72年<sup>2)</sup>とされている。また、本論文のアンケート調査に先行して行方らが行った1999年度調査結果では、コンクリート管渠について敷設時延長に対する改修延長の割合として中間的には年間0.5～0.6パーセント程度と示されており<sup>3)</sup>、この逆数を取り二分の一を乗じれば

83～100年という数字が得られる。しかしながら、実際はどれくらいの敷設後経過年数（以下、管渠について「管齢」という。単位は年とする。）で改築または再構築（表題及び以下、両者に廃止も含めて「改築」という。）が行われているのか実態が不明であった。

アセットマネジメントにおいてライフサイクルコスト検討及び将来改築必要量予測は非常に重要な柱である。徴税上及び会計処理上の耐用年数は、減価償却資産の耐用年数等に関する省令（昭和40年大蔵省令第15号）や地方公営企業法施行規則（昭和27年9月29日総理府令第73号）に具体的数字が定められている。しかし、アセットマネジメントのそれら正確な検討予測作業には、便宜上のものではなく現場実績に即した耐用年数ないし耐用年数確率分布が強く必要とされている。

他方、下水道の資産量は1960年頃から急速に増加してきたため、それ以前に整備された敷設後経過

年数の大きい（以下、「高齢」という）資産量及びその改築データが僅少である。そのことは実際に現場で管渠が敷設されてから改築されるまでの耐用年数の確率分布の全貌を直接把握することを難しくしている。

そこで、本論文は国土交通省が行った全国の地方公共団体を対象とした 2005 年度改築実態調査結果をもとに、この確率分布を統計的に近似推定した。また、その結果を用いて管渠の全国単位での将来改築必要量を予測した。

なお、本論文で論ずる耐用年数は現場実態的なものである。つまり老朽化の場合だけでなく、下水道計画の変更の場合や、道路改良や区画整理など他事業からの要請の場合の改築データも計算に使われており、また、維持修繕実行スタンスの積極・消極度や予算事情などによる改築の前倒し・先送りの影響も包含していると考えられ、必ずしも管材性能、敷設技術だけで定まってははいない。

## 2. 研究方法

### (1) データ収集方法

下水道事業を実施している全ての地方公共団体に対して 2006 年 7～8 月にアンケート調査を実施し、1,554 団体から回答を得た。アンケート項目は次の項目である。回答欄の最大管齢は 100 年とした。

- a) 管齢別・管種別の 2005 年度末時点での供用延長 ( $P_{2005}(t)$ ) ( $t=0,1,2,\dots,100$ )
- b) 管齢別・管種別の 2005 年度工事での改築延長 ( $Q_{2005}(t)$ ) (注: 改築後は  $t=0$  になる。つまり  $P_{2005}(0)$  には  $\sum Q_{2005}(t)$  が含まれている。また  $Q_{2005}(0)=0$  とした)

ここで区別した管種は、コンクリート管(CP)、陶管 (TP)、塩化ビニール管 (VP)、更生管、その他の 5 区分とした。下水道台帳上、管種が不明な管は「その他」に区分した。CP は、ヒューム管、鉄筋コンクリート管、レジン管、現場打ちコンクリート管、コンクリートセグメントによるシールド管などからなる。ただし、内側に FRP 等別材料を使用しているものは「その他」に区分した。

### (2) 解析方法

アンケート調査結果から得られる  $P_{2005}(t)$ ,  $Q_{2005}(t)$  を使って、2005 年度における管齢  $t$  のものについて

の供用延長に対する改築延長の割合( $\lambda_{2005}(t)$ )を次式で算出する。

$$\lambda_{2005}(t) = \frac{Q_{2005}(t)}{P_{2005}(t) + Q_{2005}(t)} \quad (1)$$

2005 年度における管齢  $t$  の管渠について敷設時すなわち(2005- $t$ )年度から 2005 年度まで改築されずに供用し続ける割合 ( $R(t)$ ) は次式とおりととなる。

$$R(t) = (1 - \lambda_{2005-t}(0)) \cdot (1 - \lambda_{2005-t+1}(1)) \cdots (1 - \lambda_{2004}(t-1)) \cdot (1 - \lambda_{2005}(t)) \quad (2)$$

ここで、

$\lambda_{2005-i}(t-i)$  : (2005- $i$ )年度における管齢( $t-i$ )の管について供用延長に対する改築延長の割合

日本の人口の簡易生命表では、「死亡状況が今後変化しないと仮定」<sup>4)</sup>、すなわち将来各年各齢の死亡率を現在と同じと仮定して平均寿命などを算出する。これにならい、上式の  $\lambda$  の項を今回アンケート調査から算出される 2005 年度値の  $\lambda$  の項で全て代用し、次式で算出する。この方法では時代とともに進む管材品質や施工技術の向上による長寿命化を織り込めないのが過小推定側となると考えられる。

$$R(t) = (1 - \lambda_{2005}(0)) \cdot (1 - \lambda_{2005}(1)) \cdots (1 - \lambda_{2005}(t-1)) \cdot (1 - \lambda_{2005}(t)) \quad (3)$$

全管種合計及び各管種について、これらデータから算出される  $R(t)$ プロット群に  $\gamma=0$  と置いたワイブル分布<sup>5)</sup>の信頼度関数  $Rw(t)$ を最小二乗法により近似して、その係数  $m$ ,  $\eta$  を定める。さらに、以下の式に従って、ハザード関数と呼ばれる  $\lambda w(t)$ 、確率密度関数と呼ばれる  $f w(t)$ が求まる。

$$Rw(t) = e^{-\left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^m} \quad (4)$$

$$f w(t) = \frac{d(1-Rw(t))}{dt} = \frac{m}{\eta} \cdot \left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^{m-1} \cdot e^{-\left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^m} \quad (5)$$

$$\lambda w(t) = \frac{f w(t)}{Rw(t)} = \frac{m}{\eta} \cdot \left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^{m-1} \quad (6)$$

参考に、(4) 式で表されるワイブル信頼度関数

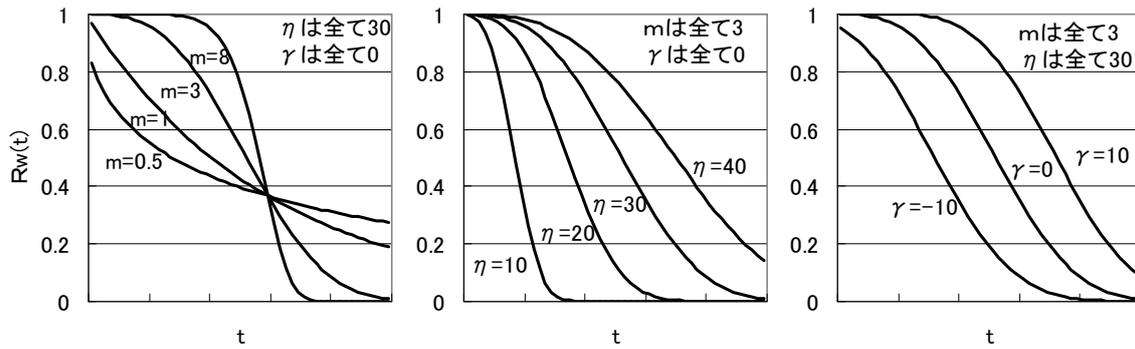


図-1 ワイブル信頼度関数の各係数の性質

の一般的性質について解説をする。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。形状パラメータ  $m$ 、尺度パラメータ  $\eta$ 、位置パラメータ  $\gamma$  の値により  $R_w(t)$  は図-1 のような曲線になる。 $\eta$  と  $\gamma$  一定のもと  $m$  を変化させると、曲線の凹凸が変化する。 $m$ 、 $\gamma$  一定のもと  $\eta$  を変化させると、曲線が左右方向に伸縮する。 $m$ 、 $\eta$  一定のもと  $\gamma$  を変化させると、曲線が左右方向へ平行移動する。 $\gamma$  は残留応力や故障の無い期間等を評価するパラメータとされるため、今回の近似では全て  $\gamma=0$  としている。平均耐用年数、すなわち敷設から改築までの平均経過年数  $\mu$  及び分散  $\sigma^2$  は次式で算出される。

$$\mu = \eta \Gamma \left( 1 + \frac{1}{m} \right) \quad (7)$$

$$\sigma^2 = \eta^2 \left[ \Gamma \left( 1 + \frac{2}{m} \right) - \Gamma^2 \left( 1 + \frac{1}{m} \right) \right] \quad (8)$$

ここで、 $\Gamma(\cdot)$  は、ガンマ関数である。算出には Microsoft Excel のガンマ関数の自然対数の値を返す GAMMALN(x) という関数を用いた。

最後に、 $P(t)$  と  $R_w(t)$  から全国の将来改築必要量予測を行う。近似で得られた全管種合計の  $R_w(t)$  を用いて全国の将来改築必要量の予測を 2005 年度の 200 年後の 2205 年度まで行う。

予測計算手順は次のとおり。

a) 近似的な過年度敷設延長  $P_{2005-t}(0)$  ( $t=1,2,\dots,100$ ) を次式により算出する。

$$P_{2005-t}(0) = P_{2005}(t) / R_w(t) \quad (9)$$

b) (10)式により 2005+i 年度における改築延長  $Y_{2005+i}$  を算出し、これを用いて(11)式により 2005+i 年度末

時点での前年度継続以外の供用延長  $P_{2005+i}(0)$  を算出する。さらにこれを用いれば、 $i$  を繰り上げた(10)式が計算可能となる。同様にして、 $i$  を 1 から 200 まで順次繰り上げながら  $Y_{2005+i}$ 、 $P_{2005+i}(0)$  を算出する。

$$Y_{2005+i} = \sum_{j=1}^{i+100} P_{2005+i-j}(0) \cdot (R_w(j-1) - R_w(j)) \quad (10)$$

$$P_{2005+i}(0) = X_{2005+i} + Y_{2005+i} - Z_{2005+i} \quad (11)$$

ここで、

$X_{2005+i}$ : 2005+i 年度における新規敷設延長

$Z_{2005+i}$ : 2005+i 年度における廃止延長

以上より、将来改築必要量  $Y_{2005+i}$  ( $i=1,2,\dots,200$ ) が予測される。

なお、本予測では  $X_{2005+i}$ 、 $Z_{2005+i}$  とも見込んでおらず、零としたが、予定値を設定することも可能である。また、アンケート調査で敷設年度が不明だった供用延長 (判明している延長に対して 6.81%) は各敷設年度の供用延長割合で按分し加算した。

### 3. 結果と考察

#### (1) アンケート調査の集計結果

2005 年度における 3 管種 (CP、TP、VP) と全管種合計の敷設年度別、すなわち管齢別の供用延長分布及び改築延長プロットを図-2 に示す。2004 年度末時点の管路延長合計は 372,940km と算出され、下水道統計<sup>6)</sup>に記載されている全国供用延長 383,833km の 97% にあたり、アンケート調査の回収率は非常に高い。

敷設年度別にみた VP の供用延長は 1970 年代より急激に伸びており、1999 年度の 11,349km をピークとして、その後、減少傾向となり、2005 年度は

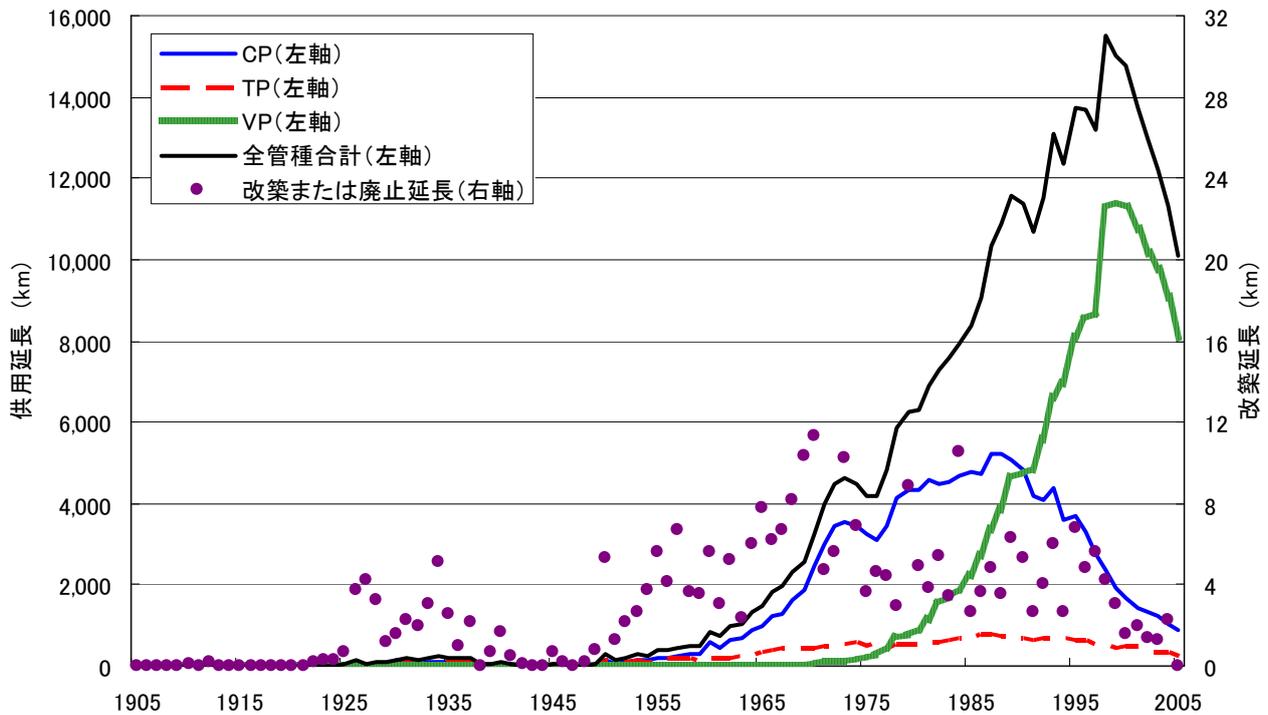


図-2 2005年度における敷設年度別の供用延長と改築延長

8,082kmであった。

敷設年度別にみたCPの供用延長は1960年代より伸びており、1987年度の5,230kmをピークとして、その後、減少傾向となり、2005年度は894kmであった。

敷設年度別にみたTPの供用延長は1960年代よりなだらかに伸び、1987年度の803kmをピークとして、その後、減少傾向となり、2005年度は259kmであった。

改築延長は、第二次世界大戦前に1934年度5kmをピークとし、戦後に1970年度11kmをピークとして以後、減少傾向となっている。管齢が会計上の耐用年数として用いられる50年に達する前にも一定の改築が実施されていることが判る。地方公共団体をヒアリングした結果、これら早めの改築の老朽化・損傷以外の理由として、道路改良、区画整理などに時期を合わせた移設や、流下能力増強のための再構築があることが判った。

## (2) 解析結果と考察

### a) 全管種合計での解析と考察

管齢98年の供用延長、改築延長のデータがないため、R(97)

までを解析対象とした。使用データにより表-1のようにケース分けした。1から4までのケース分けは、アンケート調査のデータ範囲に対し近似式の外挿となる管齢98年以上の区間に留意し、神田下水<sup>(8)</sup>と神戸外国人居留地下水<sup>(9)</sup>のデータを使用するか否かの観点から行った。ケース1ではアンケート調査データをそのまま最小二乗法近似した曲線を、ケース2では両下水のプロットの中点を通りアンケート調査データを最小二乗法近似した曲線を、ケース3、4ではそれぞれ神田下水、神戸外国人居留地下水のプロットを通りアンケート調査データを下側から包絡する曲線を算出した。

ケース5では、改築延長の確率的な発生が観測されるために供用延長が十分な長さであるか否かの観点から、改築延長にゼロが見られる管齢84年以上の

表-1 ケースごとの設定条件及び近似ワイブル関数の係数

ケース	1	2	3	4	5
使用データ範囲の最高管齢	97	97	—	—	83
特別に加えたデータ	—	右記2下水の中点	神田下水	神戸居留地下水	—
m	2.87	3.34	2.95	3.10	3.24
$\eta$	104	99.4	97.0	94.4	98.4
$\mu$	92.8	89.2	86.6	84.4	88.2
$\sigma$	35.1	29.5	32.0	29.8	29.9

データを除外し最小二乗法近似した曲線を算出した。ケースごとの係数 $m$ 、 $\eta$ は一定ばらつくものの近い範囲にあると考えられるので、以下、代表的ケースとして、地方公共団体ごとのデータの解析に応用できるケース1及び両下水のデータを使用したケース2について解析・考察を進める。

ケース1について管齢97年までの全管種合計の $R(t)$ プロット、これに最小二乗近似して係数 $m$ 、 $\eta$ を定めた $R_w(t)$ 曲線、その係数 $m$ 、 $\eta$ を使用した $fw(t)$ 曲線を図-3に示す(図-3中の神田下水等に係るプロット及びケース2の曲線については後述)。また、 $R(t)$ プロットを算出する過程で算出された $\lambda(t)$ プロット、近似式 $R_w(t)$ の係数 $m$ 、 $\eta$ を使用した $\lambda_w(t)$ 曲線を図-4に示す。

$R(t)$ に係るアンケート調査結果以外の貴重な高齢管参考データとして神田下水と神戸外国人居留地下水がある。神田下水は管齢120年で15.4%、神戸外国人居留地下水では管齢135年で4.8%が現存供用しており、いずれもレンガ製である。1880年~1887年に敷設された横浜外国

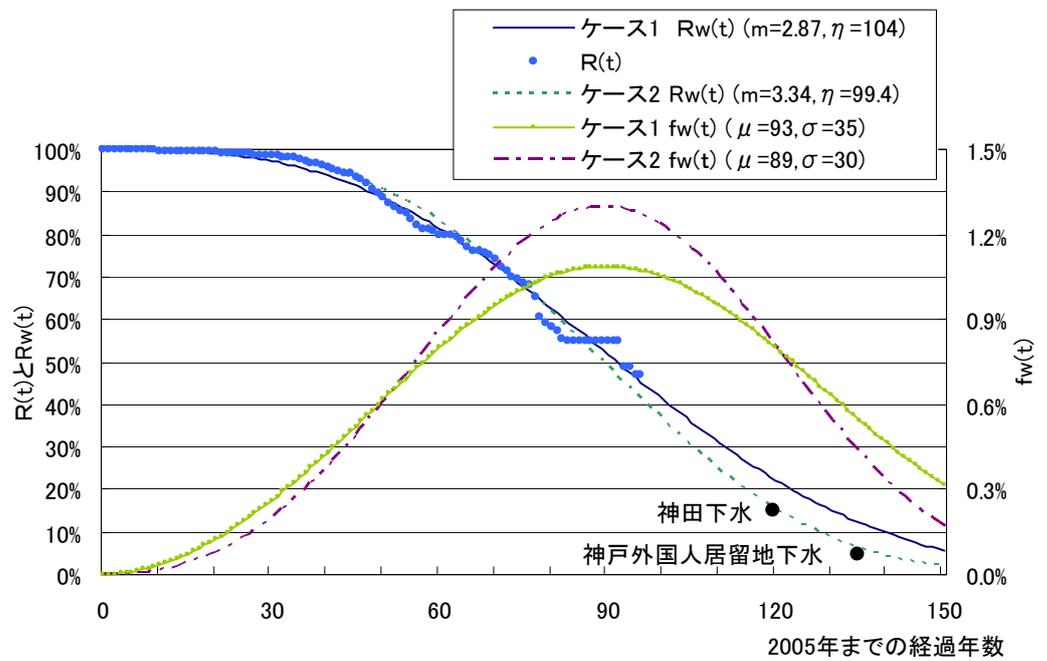


図-3 全管種合計の $R(t)$ 、 $R_w(t)$ 、 $fw(t)$

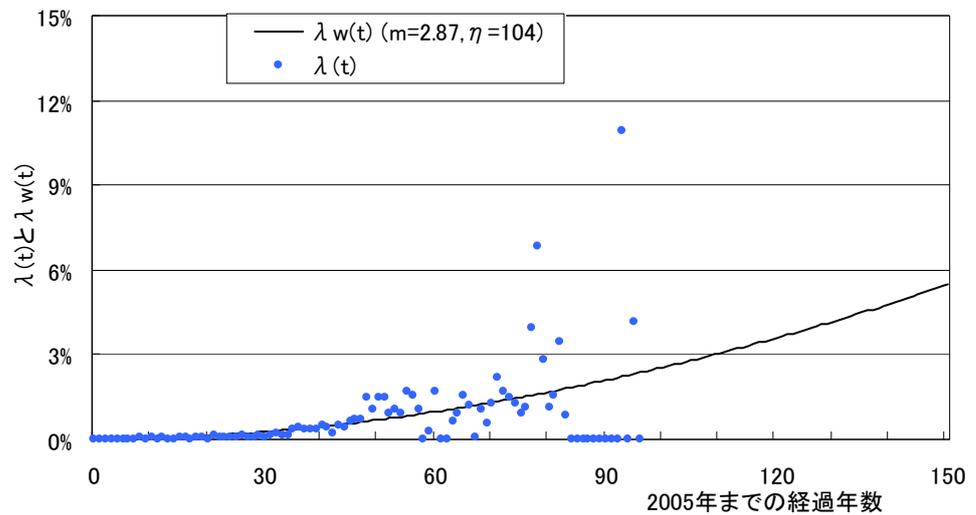


図-4 全管種合計の $\lambda(t)$ と $\lambda_w(t)$

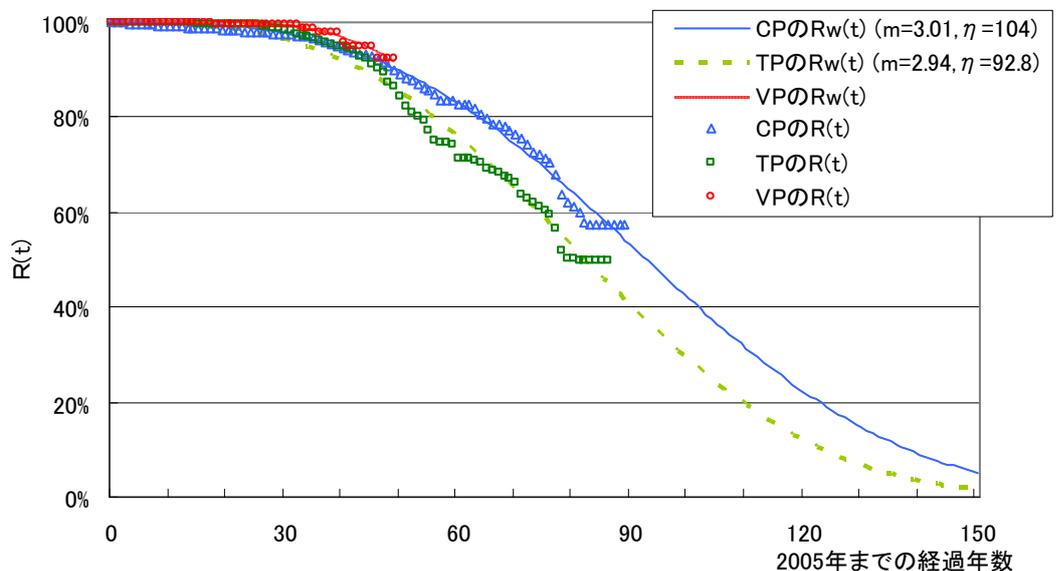


図-5 管種別の $R(t)$ と $R_w(t)$

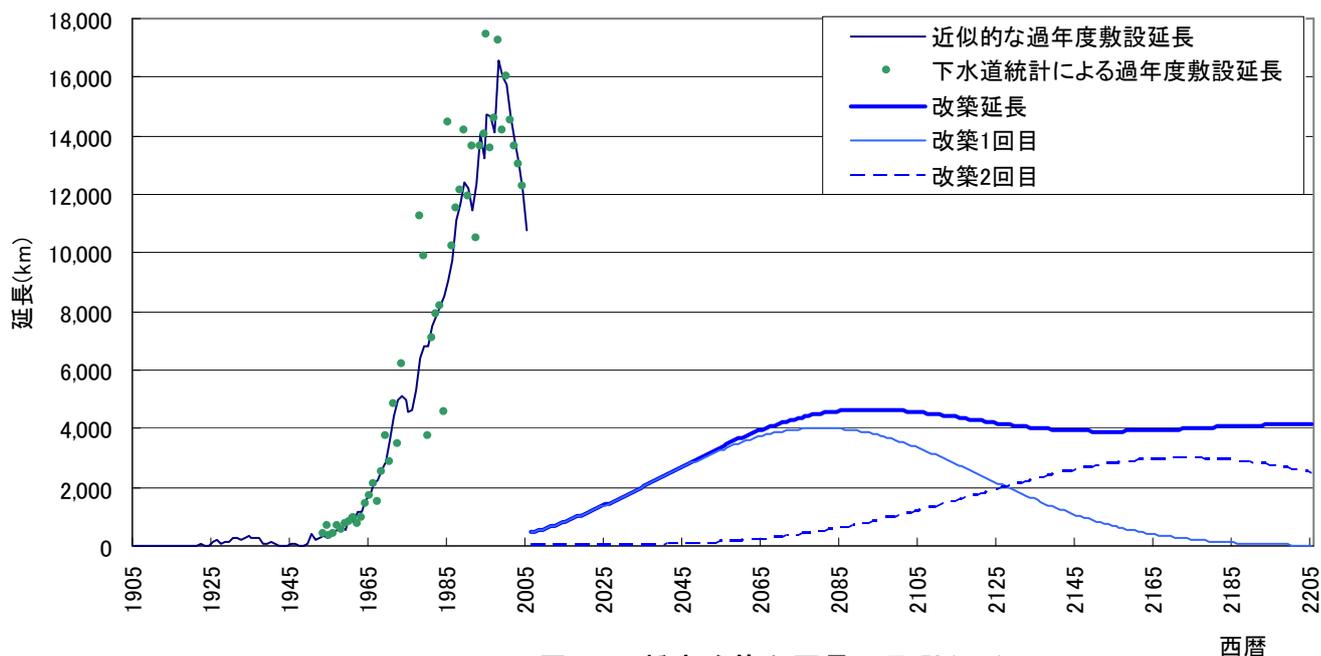


図-6 将来改築必要量の予測(km)

人居留地下水は残念ながら供用しているものが既になく、プロットできなかつた。近似曲線  $R_w(t)$  は両データより約 5% 高いだけであるので、良好な精度で耐用年数を予測できると示唆される。ケース 2 の、神田下水、神戸外国人居留地下水の両データの midpoint を通る  $R_w(t)$  及びその係数を使った  $fw(t)$  も図中に示す。

#### b) 管種別解析と考察

アンケート調査のデータ不存在のため解析可能な管齡上限は、CP89 年、TP86 年、VP49 年である。管種別の  $R(t)$  プロットと近似曲線  $R_w(t)$  を図-5 に示す。なお、VP についてはデータが CP、TP の半分程度しかなく、補外の程度が著しく信頼性が低いと考えて省略し、補間部分についてのみ示した。耐用年数は CP93 年、TP83 年と算出された。

#### c) 全国の将来改築必要量予測結果

神田下水及び神戸外国人居留地下水は、過年度敷設延長が 4km 及び 1.9km と極めて短く、またレンガ製であり、後年代に主として使用されるコンクリート製とは材質が相当異なるなど時代による技術の違いの影響を最も強く受けていると考えられる。したがって、両下水のデータは近似曲線が大きく逸脱しないかどうかの検討に用いるに止め、本節の予測にはケース 1 を採用する。

ケース 1 を使った予測結果を図-6 に示す。参考に毎年度の下水道統計<sup>10)</sup>の全国供用延長の差分よ

り過年度敷設延長を算出してプロットで示す。また、按分加算された  $P_{2005}(t)$  を  $R_w(t)$  で除して得られる近似的な過年度敷設延長も図中に折れ線で示す。このプロットのばらつきは下水道統計自体のデータの捕捉範囲や収集集計の仕方のためであると考えられるが、概ね折れ線を包み込んでおり、近似的な過年度敷設延長の算出は適当であると考えられる。予測の結果、将来改築必要量のピークは 2093 年で 4,653km となった。過去の敷設延長曲線での鋭いピークに比べ、将来改築必要量曲線では極めてなだらかな起伏となっている。

## 4. 結論

本研究では、全国地方公共団体に対してアンケート調査を行い、2005 年度における管齡ごとの供用延長及び改築延長をデータ収集した。そのデータにワイブル関数を近似させ、耐用年数確率分布を推定し、使用データにより平均耐用年数を 83~93 年と算出した。その確率分布を用い全国の将来改築必要量予測を行った結果、将来改築必要量は 2006 年度 457km から年々増加し、2066 年度以降は年間 4,000km の大台を推移することとなった。

他方、出生中位・死亡中位の全国将来推計人口<sup>11)</sup>によれば、2007 年から 2055 年にかけて総人口が 30% 減少、15 歳から 64 歳までの生産年齢人口が 45% 減少するので、この期間、下水量の減少と費用

負担力のかかなりの減少が予想される。

したがって、通常のコスト削減は勿論、下水量減少管渠の改築において断面縮小の代わりに大幅なコスト削減が得られる工法や、改築事業量の上昇を遅らせる延命修繕などの開発・積極採用が必要となることが考えられる。

なお、過去の敷設延長曲線での鋭いピークは将来改築必要量曲線ではなだらかな起伏にまで均されると判明した。管渠の年間 4,000km 台の超長期にわたる改築必要量が下水道事業の財政構造に及ぼす影響については、処理場の改築必要量とも合わせて検討する必要がある、今後の課題である。

謝辞

本研究のアンケート調査実施にあたり、地方公共団体、国土交通省下水道事業課の方々から多大なご協力を頂いた。ここに深く謝意を表します。

参考文献

1) Association of Metropolitan Sewerage Agencies :  
MANAGING PUBLIC INFRASTRUCTURE  
ASSETS、p.15  
2) 東京都下水道局：下水道構想 2001,p.13

3) 行方馨・藤生和也・森田弘昭・吉田綾子・高橋正宏：下水道管渠の布設及び改修状況に関する実態調査,下水道協会誌,518(42),pp.115 - 125,2005  
4) 厚生労働省 <http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/life/life05/00.html>  
5) 真壁 肇 (1996) : [改訂版]信頼性工学入門,財団法人日本規格協会,p.97  
6) 日本下水道協会:平成 16 年度版下水道統計要覧, p.80, 2006  
7) 日本下水道協会下水道史編さん委員会 編:日本下水道史-行財政編, pp.116-123  
8) 東京都 [http://www.gesui.metro.tokyo.jp/kanko/newst/195/n195\\_4.htm](http://www.gesui.metro.tokyo.jp/kanko/newst/195/n195_4.htm)  
9) 神戸市 <http://www.city.kobe.jp/cityoffice/30/031/cont02.html>  
10) 日本下水道協会:昭和 27~平成 16 年度版下水道統計,1952~2004  
11) 国立社会保障・人口問題研究所:日本の将来推計人口(平成 18 年 12 月推計),p.9,2006

付録 全管種合計のアンケート集計結果：敷設年度別の供用延長と改築延長（2005 年度末時点）

西暦	供用延長	改築延長	西暦	供用延長	改築延長	西暦	供用延長	改築延長	西暦	供用延長	改築延長
	(m)	(m)		(m)	(m)		(m)	(m)		(m)	(m)
2005	10,075,096	0	1979	6,253,419	8,856	1953	278,574	2,667	1927	57,499	4,214
2004	11,333,789	2,223	1978	5,848,319	2,928	1952	204,950	2,191	1926	128,904	3,720
2003	12,228,459	1,251	1977	4,843,638	4,432	1951	141,705	1,280	1925	60,182	670
2002	12,943,744	1,395	1976	4,203,449	4,653	1950	316,134	5,329	1924	17,938	279
2001	13,738,258	2,001	1975	4,172,888	3,687	1949	48,316	773	1923	7,953	287
2000	14,751,027	1,529	1974	4,490,881	6,884	1948	14,569	153	1922	20,656	172
1999	15,027,268	3,100	1973	4,621,265	10,212	1947	10,978	0	1921	487	0
1998	15,488,809	4,246	1972	4,474,513	5,618	1946	63,163	158	1920	178	0
1997	13,218,444	5,640	1971	3,999,604	4,694	1945	39,654	674	1919	1,511	0
1996	13,685,378	4,810	1970	3,227,142	11,306	1944	6,634	0	1918	144	0
1995	13,750,580	6,761	1969	2,564,828	10,367	1943	10,109	0	1917	140	0
1994	12,370,039	2,654	1968	2,326,882	8,126	1942	19,876	127	1916	84	0
1993	13,113,040	5,958	1967	1,969,815	6,696	1941	58,956	537	1915	26	0
1992	11,530,292	4,020	1966	1,842,188	6,209	1940	110,245	1,699	1914	6,677	0
1991	10,695,698	2,699	1965	1,489,829	7,823	1939	57,407	704	1913	711	0
1990	11,354,119	5,351	1964	1,350,402	5,961	1938	62,562	47	1912	1,562	191
1989	11,559,027	6,303	1963	1,019,836	2,334	1937	210,860	2,177	1911	1,529	0
1988	10,878,481	3,551	1962	995,790	5,173	1936	174,342	975	1910	2,428	105
1987	10,363,021	4,814	1961	727,697	3,034	1935	204,896	2,595	1909	892	0
1986	9,051,656	3,642	1960	848,054	5,616	1934	226,009	5,077	1908	307	0
1985	8,387,027	2,660	1959	481,983	3,558	1933	179,112	3,081	1907	0	0
1984	7,906,198	10,497	1958	511,988	3,614	1932	133,348	1,996	1906	340	0

1983	7,562,127	3,421	1957	438,829	6,710	1931	177,141	2,308	1905	0	0
1982	7,263,816	5,385	1956	397,095	4,098	1930	162,721	1,527			
1981	6,888,805	3,831	1955	379,982	5,637	1929	105,444	1,213			
1980	6,292,325	4,882	1954	243,801	3,719	1928	78,453	3,239	不明	24,426,201	117,057

## Statistical Life Data Analysis of Sewers and Prediction of Future Rehabilitation Needs

By Kazuya FUJIIU, Chizato MIYAUCHI

The number of useful life years is fundamental and essential in asset management analysis but that of sewers has not been calculated statistically by using sufficient field data because most of sewers in Japan were constructed after 1960s and therefore old ones are not so many.

In this paper, a probability distribution for sewer life is presented using Weibull distribution. Future rehabilitation needs is predicted using the probability distribution.

First, the probability distribution is calculated using the life data in FY 2005. The data was obtained by a questionnaire survey for the entire sewers in Japan. The results show that actual average sewer life varies from 83 to 93 years by the applying way to all Japan data.

Next, using the Weibull distribution of 93 years, the national rehabilitation needs is estimated to peak at 4,653 km in 2093. The rehabilitation peak is found out to be much gentler than the initial investment peak. After the peak time, the needs continue at nearly 4,000 km per year constantly.

As readers can trace the calculating process in this paper, it is minutely explained and all Japan data are attached as an appendix.

---

\* 1 国土技術政策総合研究所 下水道研究部 下水道研究官

\* 2 九州総合事務所 鹿児島事務所

(前 国土交通省 国土技術政策総合研究所 下水道研究部 下水道研究室 研究官)

**【掲載】土木学会, 建設マネジメント研究論文集, Vol.14, pp.65-72, 2007/11**