

統計的手法による下水管渠の耐用年数及び将来改築量の推計

藤生和也*

1. はじめに

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ため、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、全国的な下水道資産量の増大とともにストックマネジメントないしアセット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。

ストック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量推計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、ストックマネジメントでは会計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る。

そこで、本稿では国土交通省が全国の地方公共団体を対象として行った2005年度改築実態調査（以下、「実態調査」という。）の結果をもとに、耐用年数確率分布を統計的に近似推計する方法を示す。また、その分布を用いて管渠の全国単位での将来改築量推計を行う。

なお、本稿の耐用年数は現場実態的なものである。実態調査結果は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、区画整理など他事業からの移設要請を受けた場合や、維持修繕実行スタンスの積極・消極度による場合や、予算事情での改築の前倒し・先送りによる場合をも含んでおり、必ずしも管材性能、敷設技術だけで改築時期が決められていないと考えられるからである。

2. 研究方法

2.1 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月に調書調査を実施し、1,554団体から回答を得た。項目は次のとおり。

- 管齡 t 別（ $t=0,1,2,\dots$ [単位：年]）の2005年度末時点での供用延長（ $P_{2005}(t)$ ）
- 管齡 t 別の2005年度実施工事での改築延長（ $Q_{2005}(t)$ ）（注：改築後は $t=0$ とする。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。）

2.2 解析方法

実態調査データから得られる $P_{2005}(t)$ 、 $Q_{2005}(t)$ を使い、2005年度における管齡 t のものについて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年度における管齡 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（ $R(t)$ ）は次式で示される。

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

ここで、 $\lambda_{2005-i}(t-i)$ ：(2005- i)年度における管齡 $(t-i)$ 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」、すなわち将来各年各齡の死亡率を現在各齡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、(2)式の λ の項を実態調査データから算出される2005年度値の λ の項で全て代用し、 $R(t)$ を次式で算出する。

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

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で過小推定側となると考えられる。

これらデータから算出されるR(t)プロット群にワイブル分布を近似する。ワイブル分布は式(4)~(6)で表され、本稿では $\gamma=0$ と置いたワイブル分布の信頼度関数Rw(t)を最小二乗法によりR(t)プロット群に近似し、係数m、 η を定める。さらに、それら係数を使って、確率密度関数と呼ばれ、寿命分布を表すfw(t)を定める。なお、 $\lambda w(t)$ はハザード関数と呼ばれ、 $\lambda_{2005}(t)$ のデータに対応する。

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

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

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

ワイブル分布は物体の脆弱破壊の確率を統計的に記述する際に広く用いられる。敷設から改築ま

での平均経過年数、すなわち平均耐用年数 μ 及び分散 σ^2 は解析的に次式で算出される。

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

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

ここで、 $\Gamma(\)$ 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Rw(t)から全国将来改築量の推計を行う。近似で得られたRw(t)を用いて全国将来改築量の推計を2005年度の200年後の2205年度まで行う。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。

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

- 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} 、 $P_{2005+i}(0)$ ($i=1,2,\dots,200$) を算出する。

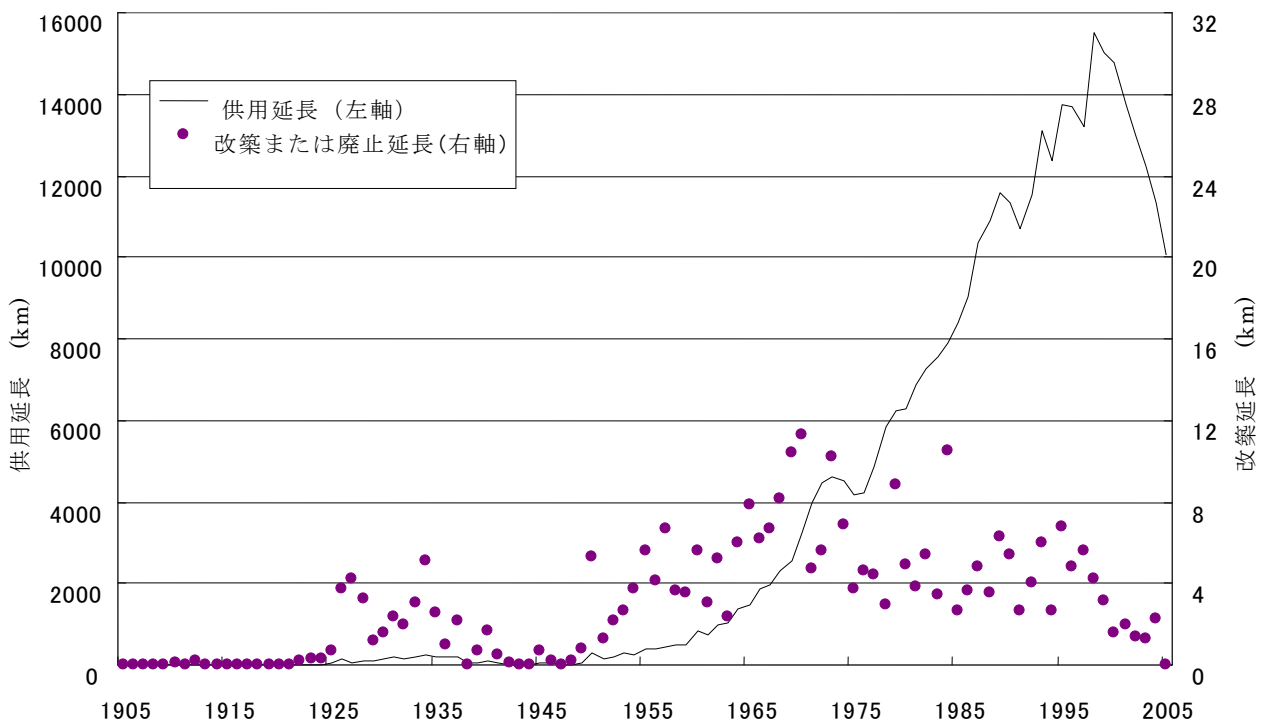


図-1 2005年度における敷設年度別の供用延長と改築延長

以上により、将来改築量 Y_{2005+i} が推計される。なお、本稿では X_{2005+i} 、 Z_{2005+i} とも見込まず、零と置いた。

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

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

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

また、実態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. 集計結果と解析考察

3.1 実態調査の集計結果

2005年度における管齢別の供用延長分布及び改築延長プロットを図-1に示す。2004年度末時点の管路延長合計は372,940kmと算出され、下水道統計に記載されている全国供用延長383,833kmの97%にあたり、実態調査の回収率は非常に高い。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年に達する前にもあ

る程度の改築が実施されていることが読み取れる。

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。

3.2 解析考察

(1) 耐用年数推計

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。近似に用いたデータのケース分け及び解析結果の近似ワイブル係数等を表-1に示す。ケース1では実態調査データをそのまま最小二乗法近似したワイブル分布を、ケース2では神田下水及び神戸外国人居留地下水のプロットの中点を通り実態調査データを最小二乗法近似したワイブル分布を算出した。

表-1 ケース設定及び近似ワイブル係数等

ケース	1	2
地域	全国	全国
使用データ範囲の最高管齢	97	97
特別に加えたデータ	—	神田下水と神戸下水の中点
係数 m	2.87	3.34
係数 η	104	99.4
平均 μ	92.8	89.2
分散 σ	35.1	29.5

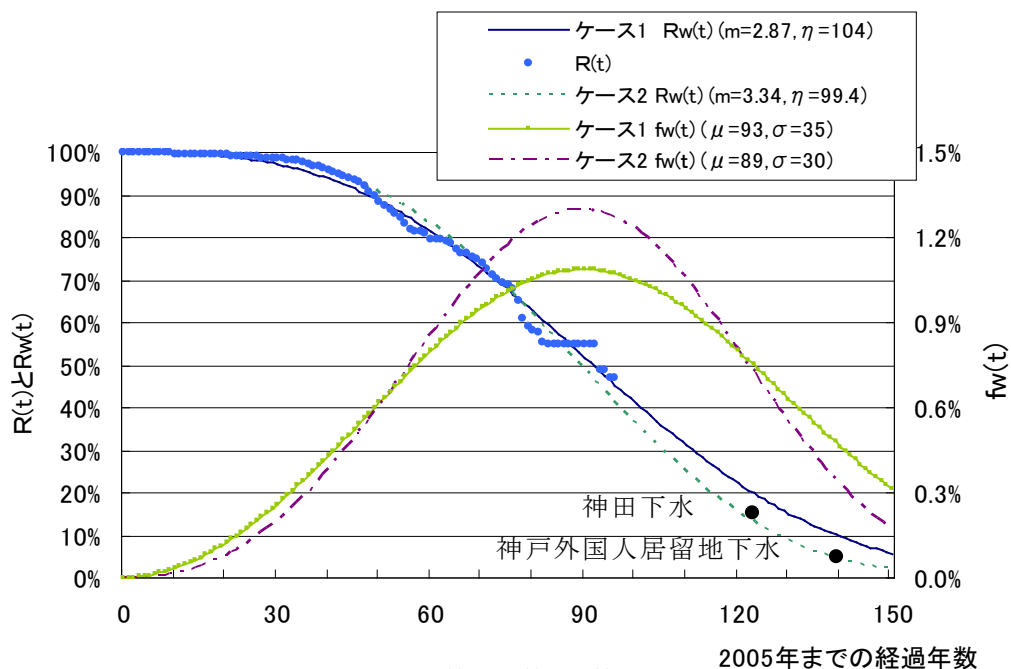


図-2 $R(t)$ 、 $Rw(t)$ 、 $fw(t)$

ケース1について管齢97年までの $R(t)$ プロット群、これに最小二乗近似して係数 m 、 η を定めた $Rw(t)$ 曲線、その係数 m 、 η を使用した $fw(t)$ 曲線を図-2に示す。 $Rw(t)$ 曲線は両下水プロットに近接しており、推計は適当であろうと考えられる。平均耐用年数は92.8年と推計された。

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中点を通る $Rw(t)$ 曲線及びその係数を使った $fw(t)$ 曲線も図-2中に示す。このケースでは平均耐用年数が89.2年と推計された。

(2) 将来改築量推計

ケース1を使った推計結果を図-3に示す。参考に毎年度の下水道統計の全国供用延長の差分より過年度敷設延長を算出したプロットを示す。

また、按分加算された $P_{2005}(t)$ を $Rw(t)$ 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

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ろうと考えられる。

推計の結果、将来改築量のピークは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、将来改築量曲線では極めてなだらかな起伏となっている。

4. おわりに

下水道施設は大別して管渠と処理場に分かれ、処理場は土木建築と機械電気に分かれる。土木建築では管渠と同様、コンクリートが多用されており、機械電気では品目が多種多様にわたり、金属が多用され、耐用年数が20年程度以下と短い。

下水道施設全体のストックマネジメント実施のためには、処理場施設の耐用年数及び将来改築量を推計できるようさらに研究を進める必要がある。

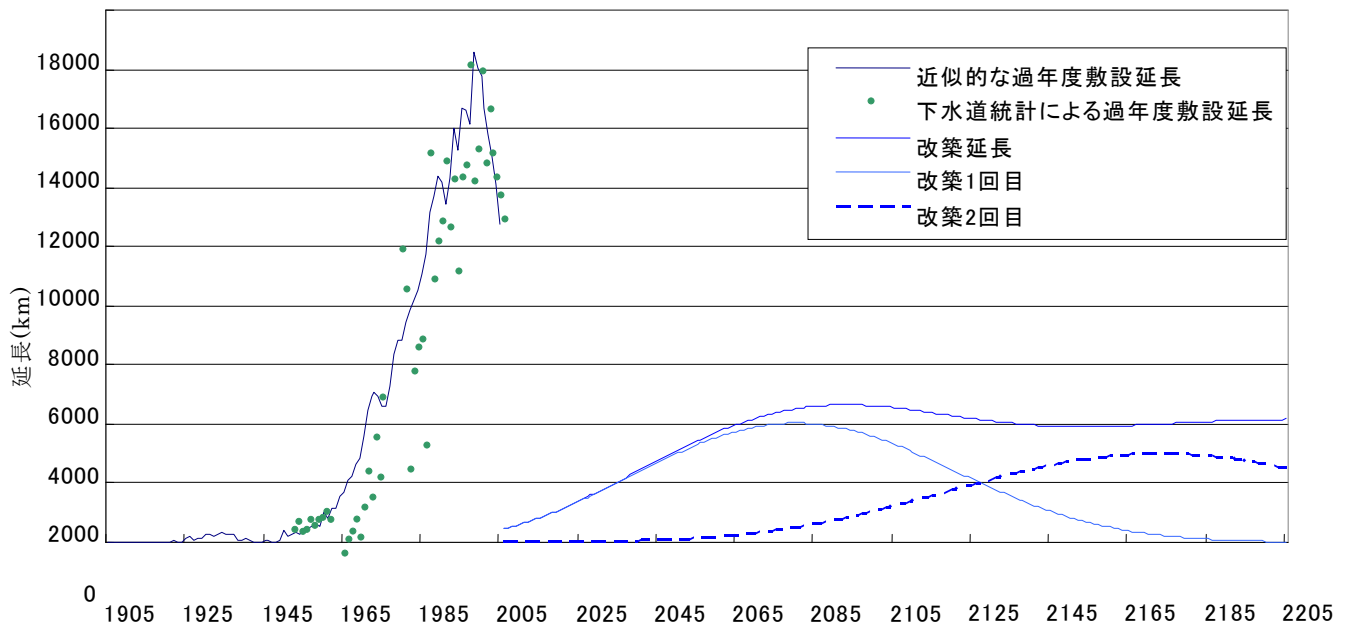


図-3 将来改築必要量の予測 (km)

西暦

参考文献

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; 関連HP <http://www.nilim.go.jp/lab/bcg/siryoutnn/tnn0404pdf/ks0404009.pdf>

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 FUJIIU