

## 상수도 주철 배수관로의 파손자료 유형에 따른 파손을 모형화와 수정된 시간척도를 이용한 최적교체시기의 산정

### Modeling of Rate-of-Occurrence-of-Failure According to the Failure Data Type of Water Distribution Cast Iron Pipes and Estimation of Optimal Replacement Time Using the Modified Time Scale

박수완\* / 전환돈\*\* / 김정욱\*\*\*

Park, Suwan / Jun, Hwan Don / Kim, Jung Wook

#### Abstract

This paper presents applications of the log-linear ROCOF(rate-of-occurrence-of-failure) and the Weibull ROCOF to model the failure rate of individual cast iron pipes in a water distribution system and provides a method of estimating the economically optimal replacement time of the pipes using the 'modified time-scale'. The performance of the two ROCOFs is examined using the maximized log-likelihood estimates of the ROCOFs for the two types of failure data: 'failure-time data' and 'failure-number data'. The optimal replacement time equations for the two models are developed by applying the 'modified time-scale' to ensure the numerical convergence of the estimated values of the model parameters. The methodology is applied to the case study water distribution cast iron pipes and it is found that the log-linear ROCOF has better modeling capability than the Weibull ROCOF when the 'failure-time data' is used. Furthermore, the 'failure-time data' is determined to be more appropriate for both ROCOFs compared to the 'failure-number data' in terms of the ROCOF modeling performances for the water mains under study, implying that recording each failure time results in better modeling of the failure rate than recording failure numbers in some time intervals.

**keywords** : water main, failure data, log-linear ROCOF, Weibull ROCOF, optimal replacement time

#### 요 지

본 논문에서는 대수-선형 파손을 모형(log-linear ROCOF)과 와이불 파손을 모형(Weibull ROCOF)을 이용하여 상수도 주철 배수관로의 파손을 모형화하고, '수정된 시간 척도'를 이용하여 최적교체시기를 산정할 수 있는 방법이 개발되었다. 두 ROCOF의 모형화를 위하여 개별 관로의 파손시간을 기록한 '파손 시간자료(failure-time data)'와 일정 시간간격 사이에서 발생하는 파손횟수를 기록한 '파손 횟수자료(failure-number data)'를 이용하였고, 최대로그우도 추정값을 이용하여 두 ROCOF의 각 파손자료 유형에 대한 모형화 수행 능력을 검증하였다. 또한 두 ROCOF를 이용한 관로의 최적교체시기 방정식은 ROCOF의 매개변수 추정에 있어서 수렴성을 보장하기 위하여 '수정된 시간

\* 부산대학교 공과대학 토목공학과 조교수

Assistant Prof., Dept. of Civil Eng., Pusan National Univ., Busan 609-735, Korea (e-mail: swanpark@pusan.ac.kr)

\*\* 고려대학교 공과대학 BK21 글로벌 리더 사업단 연구전임강사

Research Associate, BK21 Initiative for Global Leaders in Construction Engineering, Korea University, Anam-dong, Seoungbuk-ku, Seoul 136-701 (e-mail: hwandonjun@korea.ac.kr)

\*\*\* 부산대학교 대학원 토목공학과 석사과정

Graduate Student, Dept. of Civil Eng., Pusan National Univ., Busan 609-735, Korea (e-mail: wjddnrq@naver.com)

척도'를 적용하여 유도하였다. 연구대상 주철 배수 관로들의 '파손 시간자료'와 '파손 횟수자료'에 두 파손을 모형을 적용시켜 본 결과 파손 시간자료를 이용할 경우 대수-선형 ROCOF가 와이블 ROCOF 보다 적합한 모형인 것으로 나타났다. 또한 두 모형 모두 '파손 시간자료'를 이용하는 것이 '파손 횟수자료'를 이용하는 것보다 모형화 수행 능력이 높아지는 것으로 나타나서, 분석에 사용된 관로의 파손을 모형화와 최적교체시기 산정을 위해서는 일정 시간간격 동안의 관로 파손횟수를 기록하는 것보다 관로의 파손시간을 기록하는 것이 더욱 우수한 모형화 결과를 낳는 것으로 나타났다.

**핵심용어 :** 상수관로, 파손자료, 대수-선형 ROCOF, 와이블 ROCOF, 최적교체시기

## 1. 서 론

상수도 배수관로의 노후화에 따른 보수 혹은 교체와 관련된 결정을 위해서는 관로의 파손 경향에 대한 점검과 교체의 경제성에 대한 검토가 요구된다. 관로의 파손율은 관로가 처한 환경 등의 요인에 따라 그 변동 폭이 매우 크므로 관로의 파손율은 유지관리 대상 지역 관로의 매설시기, 관의 재질 및 관경과 같은 큰 범주에 대해 모형화하는 것보다 개별 관로에 대하여 모형화하는 것이 더욱 경제적이다.

관로의 파손 기제(mechanism)를 모형화하기 위해서는 개별 파손사건에 관련된 다양한 자료가 필요하며, 이러한 자료들은 관로의 노후도를 표현하는 수단이 되기도 한다. 관로의 노후도는 관로가 현재 운용되고 있는 상태 하에서 굴착을 통하여 눈으로 관찰하거나 비파괴 검사와 같은 방법을 통하여 비교적 정확하게 산정될 수 있다. 그러나 이러한 방법을 많은 관로에 대해 적용하는 것은 과도한 비용이 요구되므로 현실적으로 적용하기가 어렵다. 따라서 관로의 파손시간 혹은 파손횟수와 같은 자료를 이용함으로써 비교적 적은 비용과 시간으로 관로의 파손율을 모형화 할 수 있는 방법이 유용하게 되고, 이를 이용하여 관로의 경제적 최적교체시기를 산정할 수 있다.

신뢰성 공학에서 이러한 파손을 모형은 ROCOF(rate-of-occurrence-of-failure)로 불리고 있으며, 대표적인 ROCOF 함수형은 대수-선형(Log-linear)과 와이블(Weibull) ROCOF가 있다. 이 논문에서는 대수-선형과 와이블 ROCOF를 이용하여 상수도 배수관로의 파손율을 모형화하고 최적교체시기를 산정할 수 있는 방법론이 개발되었다. 두 모형은 개별 관로의 파손시간을 기록한 '파손 시간자료(failure-time data)'와 일정 시간간격 사이에서 발생하는 파손 횟수를 기록한 '파손 횟수자료(failure-number data)'에 대하여 각각 적용되었다. 또한 일반적으로 장대한 시간척도를 이용하는 관로의 파손을 모형화에 있어서 ROCOF를 관로 파손을 모

형화에 적용할 경우 매개변수 추정의 수치적 수렴성을 보장하기 위하여 수정된 시간척도에 따른 대수-선형과 와이블 ROCOF의 최적교체시기 산정 방정식들을 개발하였다.

한편, 배수관로는 완전한 교체를 실시하기 이전에 파손이 발생한 부분을 보수하여 계속 사용하는 것이 일반적이므로 보수가능한 시스템(repairable system)의 하나로 볼 수 있다. 와이블 ROCOF는 신뢰도 증가(reliability growth) 혹은 신뢰도 감소(reliability deterioration)를 보이는 보수가능한 시스템의 파손율의 모형화에 사용될 수 있으며, 대수-선형 ROCOF는 비교적 빠른 신뢰도 감소를 나타내는 파손율 경향을 모형화하는데 보다 적합한 모형이다. 따라서 대수-선형 ROCOF와 와이블 ROCOF는 신뢰성 공학 분야에서 보수가능한 시스템의 다양한 파손율 모형화에 적합한 모형으로써 많이 사용되어 왔다(Lee, 1980; Tsokos and Rao, 1994; Shin et al., 1996). 그러나 배수관로의 파손자료 기록 유형에 따른 대수-선형 ROCOF와 와이블 ROCOF의 모형화 수행 능력이 검증된 연구는 현재까지 수행되지 않았다. 따라서 본 논문에서는 신뢰성 공학 분야에서 보수가능한 시스템의 파손율 모형화에 적합하며 가장 널리 사용되고 있는 대수-선형 ROCOF와 와이블 ROCOF의 실제 배수관로 파손자료에 대한 적합성을 분석하기 위하여 각 파손자료 기록 유형과 그에 따른 대수-선형 ROCOF와 와이블 ROCOF의 최대로그우도 추정값을 산정하고 비교 분석하였다.

## 2. 배수관로 파손율 모형의 유형

배수관로의 파손 기록을 이용하여 관로의 파손 경향을 분석하고 예측하는데 필요한 수학적 모형에 대한 많은 연구가 진행되어 왔으며, 이들 모형을 분석 대상에 따라 분류하면 '개별관로에 대한 모형'과 '관로그룹에 대한 모형'으로 구분할 수 있다. 개별관로 모형은 주로 매설 작업 당시 하나의 관로로 동시에 매설된 관로의 파손 경향을 산정하고 노후도를 추정하는 모형이므로

이러한 방법을 배수관로 시스템 내의 모든 개별 관로에 적용할 경우 각 관로의 파손 경향 혹은 노후도에 따라 관로 교체의 우선순위배정(prioritization)이 가능하다. 관로그룹 모형의 분석 대상 관로는 여러 개의 관로가 하나의 그룹으로 형성되므로 그 길이가 매우 길어질 수 있으므로 교체 결정이 내려질 경우 많은 비용이 소요되게 된다. 이러한 대규모 관로 교체를 위해서는 재원의 조달과 집행에 있어서 장시간이 소요되는 경우가 많으므로 관로그룹 모형은 장기적인 관로교체 및 유지관리에 이용될 수 있으나 개별 관로 교체의 우선순위배정에는 다소 불리한 측면이 있다.

관로그룹 모형은 분석대상 관로들을 매설환경, 운영조건, 관로재질 등에 대한 매개변수를 이용하여 분류하거나, 관로의 잔존수명, 파손 및 파손군집 현상(break clustering phenomena) 등에 대한 확률적 해석을 위하여 관로그룹의 파손 자료에 확률 과정을 적용한다. Kleiner and Rajani(2001)에서 검토된 통계적 모형들이 관로그룹 모형에 속하며 대표적 모형으로는 Shamir and Howard(1979)와 Walski and Pelliccia(1982)의 지수함수 모형, Kettler and Goulter(1985)의 선형 모형, Herz(1996)의 관로 군(群) 생존모형, Kulkarni et al.(1986)의 Bayesian 징후(diagnostic) 모형, Goulter and Kazemi(1988)와 Goulter et al.(1993)의 파손군집 모형, Andreou et al. (1987a, b)의 비례위험모형, Mavin (1996)의 시간중속 Poisson 모형 등이 있다. 한편 관로의 파손 경향을 분석하고 예측하기 위한 국내의 연구로는 김응석 등(2002), 정원식 등(2003)의 관로의 노후 영향인자의 산정에 관한 연구, 이창용 등(2000), 김주환과 성권식(2003)의 관로 노후도 추정 및 평가방법 개선에 관한 연구 등이 있다.

개별 관로모형은 모형의 매개변수가 결정되는 방식에 따라 최소제곱 회귀분석과 최대 우도법을 이용하는 추계학적 점과정(stochastic point process)으로 나눌 수 있다. 추계학적 점과정을 이용하는 모형은 ROCOF로도 알려져 있다. 최소제곱 회귀분석을 이용한 모형의 예로 Park and Loganathan(2002)의 선형 모형과 지수형 모형의 중간적인 파손경향을 가지는 관로의 파손경향을 모형화할 수 있는 모형을 들 수 있으며, 추계학적 점과정은 Shin et al.(1996)과 같이 대부분 전자 및 기계 시스템의 파손 경향을 모형화 하는데 사용되어 왔다. 개별 관로모형에 대한 연구는 관로 그룹모형에 대한 연구에 비해 활발하지 않았는데, 이는 개별 관로 모형을 구축하기 위해서는 개별 관로의 파손 시간, 위치 등과 같은 자료의 축적이 요구되나 최근에 이르러서야 이러한 자료의 관리가 이루어지기 시작해

서 충분한 자료의 확보가 이루어지지 않은 것이 그 이유의 하나로 사료된다.

### 3. 파손자료 기록유형에 따른 ROCOF의 산정

파손 자료의 형태는 관로의 모든 파손시간이 기록된 자료와 일정 시간간격 동안에 발생한 파손횟수가 기록된 자료로 분류할 수 있으며 이러한 자료의 존재 형태에 따라 ROCOF 모형의 구축 방법이 달라진다. 이러한 파손자료 기록유형에 따른 ROCOF 산정을 위한 확률론적 배경은 다음과 같다.

배수관로의 파손은, 보수 혹은 교체에 소요되는 시간을 무시하면, 파손이라는 매우 국한된 사건들이 시간 연속체(time continuum) 위에 확률적 기체에 따라 분포되어 있다고 가정할 수 있다. 따라서 배수관로의 파손 사건은 추계학적 점과정으로 모형화 될 수 있으며, 관로의 파손율은 일반적으로 시간에 따라 증가하는 경향이 있으므로 추계학적 점과정의 하나인 비동질적 포아송 과정(nonhomogeneous Poisson process; NHPP)에 적합하다. NHPP에 의하면 시간 간격  $(t_1, t_2]$ 에서의 파손횟수는 포아송 분포를 따르며 그 평균,  $m(t)$ 는 Eq. (1)과 같다.

$$m(t) = \int_{t_1}^{t_2} v(t) dt \quad (1)$$

여기서  $v(t)$ 는 ROCOF를 나타낸다.

매개변수를 가지는 적절한 함수형을  $v(t)$ 로 선택함으로써 다양한 관로의 파손율을 모형화 할 수 있으며, 대수-선형 ROCOF와 와이블 ROCOF가 보수가능한 시스템의 파손율을 산정하는데 가장 널리 사용된다 (Crowder et al., 1991). Eqs. (2) and (3)은 각각 대수-선형 ROCOF와 와이블 ROCOF를 나타낸다.

$$v(t) = \exp(\beta_0 + \beta_1 t) \quad (2)$$

$$v(t) = \gamma \delta t^{\delta-1} \quad (3)$$

여기서  $\beta_0, \beta_1, \gamma$  및  $\delta$ 는 매개변수이다.

파손 시간자료를 이용할 경우 대수-선형 ROCOF의 매개변수  $\beta_1$ 의 최대우도 추정값(maximum likelihood estimate)은 Eq. (4)를 이용하여 구할 수 있다.

$$\sum_{i=1}^n t_i + n\beta_1^{-1} - nt_0 \{1 - \exp(-\beta_1 t_0)\}^{-1} = 0 \quad (4)$$

대수-선형 ROCOF의 매개변수  $\beta_0$ 의 최대우도 추정값은 Eq. (5)를 이용하여 구할 수 있다.

$$\hat{\beta}_0 = \ln \left\{ \frac{n\hat{\beta}_1}{\exp(\hat{\beta}_1 t_0) - 1} \right\} \quad (5)$$

파손 시간자료를 이용할 경우 와이블 ROCOF의 매개변수들의 최대우도 추정값은 Eqs. (6) and (7)을 이용하여 구할 수 있다.

$$\hat{\delta} = \frac{n}{n \ln t_0 - \sum_{i=1}^n \ln t_i} \quad (6)$$

$$\hat{\gamma} = \frac{n}{t_0^{\hat{\delta}}} \quad (7)$$

Eqs. (4) ~ (7)에서의  $t_i$ 는  $i$  번째 파손사건의 시간을 나타내며,  $t_0$ 는 관로파손에 대한 관측이 끝난 시간을 나타낸다.

파손 횟수자료를 이용한 방법은 중첩되지 않는 시간 구간  $(a_1, b_1], (a_2, b_2], \dots, (a_m, b_m]$ 의 각 시간구간 내에 기록된 파손횟수  $n_1, n_2, \dots, n_m$ 을 이용한다. 만약 시간구간이  $b_1 = a_2, b_2 = a_3, \dots, b_m = a_{m+1}$ 과 같이 서로 연속된다면 대수-선형 ROCOF의 매개변수  $\beta_1$ 의 최대우도 추정값은 Eq. (8)을 이용하여 구할 수 있다.

$$\sum_{i=1}^m n_i \left( \frac{a_{i+1} e^{\beta_1 a_{i+1}} - a_i e^{\beta_1 a_i}}{e^{\beta_1 a_{i+1}} - e^{\beta_1 a_i}} \right) - n \left( \frac{a_{m+1} e^{\beta_1 a_{m+1}} - a_1 e^{\beta_1 a_1}}{e^{\beta_1 a_{m+1}} - e^{\beta_1 a_1}} \right) = 0 \quad (8)$$

여기서  $n = n_1 + n_2 + \dots + n_m$ 이다. 한편 대수-선형 ROCOF의 매개변수  $\beta_0$ 의 최대우도 추정값은 Eq. (9)를 이용하여 구할 수 있다.

$$\hat{\beta}_0 = \ln \left( \frac{n\hat{\beta}_1}{e^{\hat{\beta}_1 a_{m+1}} - e^{\hat{\beta}_1 a_1}} \right) \quad (9)$$

또한 파손 횟수자료를 이용할 경우 와이블 ROCOF의 매개변수  $\delta$ 의 최대우도 추정값은 Eq. (10)을 이용하여 구할 수 있다.

$$\sum_{i=1}^m \left[ n_i \left( \frac{b_i^{\delta} \ln b_i - a_i^{\delta} \ln a_i}{b_i^{\delta} - a_i^{\delta}} \right) \right] - \frac{\sum_{i=1}^m n_i}{a_{m+1}^{\delta} - a_1^{\delta}} (a_{m+1}^{\delta} \ln a_{m+1} - a_1^{\delta} \ln a_1) = 0 \quad (10)$$

그리고 와이블 ROCOF의 매개변수  $\gamma$ 의 최대우도 추정값은 Eq. (11)를 이용하여 구할 수 있다.

$$\hat{\gamma} = \frac{\sum_{i=1}^m n_i}{a_{m+1}^{\hat{\delta}} - a_1^{\hat{\delta}}} \quad (11)$$

상수(constant) ROCOF에 대한 검증방법으로 대수-선형 ROCOF에 대해서는 라플라스 검증법이 쓰이며, 와이블 ROCOF에 대해서는 V-검증법이 많이 사용된다. 더욱 상세한 매개변수 추정 과정과 검증방법은 Crowder et al.(1991)이 설명하고 있다.

#### 4. 수정된 시간척도를 이용한 최적교체시기의 산정

배수관로의 사용연한은 일반적으로 수십 년에 이르므로 관로의 파손시간이 매설 후 경과 일수나 월수로 기록될 경우 파손 시간은 장대한 시간척도(time-scale)를 가지게 된다. 이러한 경우 ROCOF의 매개변수 추정 과정에서의 수치적 수렴을 보장하기 위해서는 이러한 시간척도를 수정할 필요가 있다. 따라서 본 논문에서는 관로 파손시간을 '수정된 시간척도(modified time-scale)'로 변환시키고 ROCOF의 매개변수를 추정 후 수정된 시간척도 하의 관로 최적교체시기를 산정할 수 있는 방법을 개발하였으며, 원래의 시간척도(original time-scale)와 수정된 시간척도의 관계를 이용하여 원래의 시간척도 하의 관로 최적교체시기를 산정하는 방정식을 다음과 같이 개발하였다.

먼저, Loganathan et al.(2002)에 의하면 관로의 누적 보수비용의 현재값과 교체비용의 현재값의 합이 최소화될 때의 파손율을 나타내는 한계파손율(Threshold Break Rate)은 Eq. (12)와 같다.

$$Brk_{th} = \frac{\ln \left( \frac{1+R}{1+i} \right)}{\ln \left( 1 + \frac{C}{F} \right)} \quad (12)$$

여기서  $R$ 은 연간 이자율(1/year),  $i$ 는 연간 인플레이션율(1/year),  $C$ 는 보수비용,  $F$ 는 교체비용을 나타낸다. 또한 Loganathan et al.(2002)은 한계파손율과 파손율 함수 사이에는 Eq. (13)과 같은 상등관계가 존재함을 보였으며 이를 이용하여 경제적으로 최적인 관로의 교체시기를 산정할 수 있음을 보였다.

$$v(t) = Brk_{th} \quad (13)$$

따라서 관로의 파손 시간을 적절한 ROCOF로 모형화한 후 Eq. (13)의 시간  $t$ 에 대한 해를 구하면 분석 대상 관로의 경제적 최적교체시기를 산정할 수 있다. 이러한 방법론을 대수-선형 ROCOF와 와이블 ROCOF에 적용할 경우 Eqs. (14) and (15)와 같은 방정식을 얻을 수 있다.

$$\exp(\beta_0 + \beta_1 t) = Brk_{th} \quad (14)$$

$$\gamma \delta^{\delta-1} = Brk_{th} \quad (15)$$

따라서 대수-선형 ROCOF에 대한 최적교체시기는 Eq. (16)과 같고 와이블 ROCOF를 이용하였을 경우의 최적교체시기는 Eq. (17)과 같다.

$$t = \frac{1}{\beta_1} (\ln Brk_{th} - \beta_0) \quad (16)$$

$$t = \left( \frac{Brk_{th}}{\gamma \delta} \right)^{\frac{1}{\delta-1}} \quad (17)$$

수정된 시간척도는 각 파손시간을  $t_0$  즉, 가장 최근에 기록된 파손시간으로 나누어줌으로써 구할 수 있다. 따라서  $n$ 번째 파손시간은 수정된 시간 척도 하에서는  $t_n/t_0$ 이 된다. ROCOF의 경험적 추정값(empirical estimate)은 연속되는 두 파손사건 사이의 시간의 역수가 된다는 사실을 이용하면 수정된 시간척도를 이용한 ROCOF와 원래의 시간척도를 이용한 ROCOF 사이에는 Eq. (18)과 같은 비례 관계가 성립한다.

$$v(t_n) : v(t'_n) = \frac{1}{\Delta t_n} : \frac{1}{\Delta t'_n} \quad (18)$$

여기서  $t_n$ 과  $t'_n$ 은 각각 원래의 시간 척도와 수정된 시간척도의  $n$ 번째 파손 시간이며,  $v(t_n)$ 과  $v(t'_n)$ 은 각각  $t_n$ 과  $t'_n$ 에서의 ROCOF의 경험적 추정값을 나타낸다. 또한  $\Delta t_n$ 은 Eq. (19)와 같이 정의되며,  $\Delta t'_n$ 은 수정된 시간척도의 정의를 이용하면 Eq. (20)과 같다.

$$\Delta t_n = t_n - t_{n-1} \quad (19)$$

$$\Delta t'_n = \frac{\Delta t_n}{t_0} \quad (20)$$

따라서 수정된 시간척도 하에서의 ROCOF는 Eq. (21)과 같이 나타낼 수 있다.

$$v(t'_n) = t_0 \cdot v(t_n) \quad (21)$$

여기서 Loganathan et al.(2002)의 한계파손율과 파손율 함수의 상등관계를 이용하고 수정된 시간척도 하의 대수-선형 ROCOF를 이용하면 Eq. (21)은 Eq. (22)가 된다.

$$\exp(\beta'_0 + \beta'_1 t') = t_0 \cdot Brk_{th} \quad (22)$$

여기서  $\beta'_0$ 와  $\beta'_1$ 은 수정된 시간척도 하에서 추정될 때 개변수이다. Eq. (22)를 이용하면 수정된 시간척도 하의 관로의 최적교체시기는 Eq. (23)과 같이 구해진다.

$$t' = \frac{1}{\beta'_1} \{ \ln(t_0 \cdot Brk_{th}) - \beta'_0 \} \quad (23)$$

여기서  $t' = t/t_0$ 인 관계를 이용하면, 원래 시간척도에서의 최적교체시기는 Eq. (24)와 같이 구해진다.

$$t = \frac{t_0}{\beta'_1} \{ \ln(t_0 \cdot Brk_{th}) - \beta'_0 \} \quad (24)$$

와이블 ROCOF가 이용될 경우 Eq. (21)은 Eq. (25)와 같이 나타난다.

$$\gamma' \delta' t'^{\delta'-1} = t_0 \cdot Brk_{th} \quad (25)$$

이 경우 수정된 시간척도와 원래 시간척도 하에서의 최적교체시기는 Eqs. (26) and (27)을 이용하여 구할 수 있다.

$$t' = \left( \frac{t_0 \cdot Brk_{th}}{\gamma' \delta'} \right)^{\frac{1}{\delta'-1}} \quad (26)$$

$$t = t_0 \left( \frac{t_0 \cdot Brk_{th}}{\gamma' \delta'} \right)^{\frac{1}{\delta'-1}} \quad (27)$$

## 5. 분석대상 배수관로의 개요

본 논문에서 개발된 수정된 시간척도를 이용한 ROCOF 모형화와 관로의 최적교체시기 결정 방법론은 미국 중북부의 한 도시 지역의 배수관로들에 적용되었

다. 연구대상 지역의 관로파손 데이터베이스에는 1965년 1월부터 1998년 12월까지 각 관로의 재질, 매설시기, 환경, 길이 등에 대한 자료와 각 관로의 파손사건에 대한 시간과 위치에 대한 자료가 기록되어있으며 관로의 매설시점은 1903년부터 1974년까지이다. 관로파손 데이터베이스의 배수관로는 주철관(cast iron pipe) 및 덕타일 주철관(ductile cast iron pipe)이 각각 75% 및 20%로 대부분을 차지하며, 그 외 아연도금·콘크리트·석면시멘트·플라스틱 관 등으로 구성된다. 주철관은 제작 및 연결 부위의 방식에 따라 고정 연결방식인 Spun-Rigid 주철관, 유연한 연결방식인 Spun-Flex 주철관 및 Pit 주철관으로 구분된다. 배수관로의 관경은 6 또는 8 inch(약 152 mm 또는 203 mm) 관로가 약 79%로 연구대상 지역 배수관로의 대부분을 차지한다.

Table 1. Categorization of the analyzed pipes by type and diameter

Type	Diameter (inch)	Number of Pipes	Length(m)
Spun-rigid cast iron	≤6	41	38,965
	8	4	7,136
	12	17	99,270
	≥16	2	10,818
Spun-flex cast iron	≤6	9	11,740
	8	1	1,526
	12	3	4,185
	≥16	2	8,611
Pit cast iron	≤6	8	13,510
	8	1	13,092
	12	3	48,988
	≥16	1	3,582

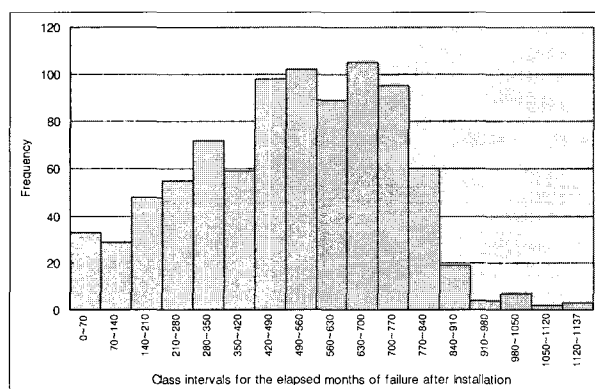


Fig. 1. Frequency histogram of the failure times

본 연구에서 개발된 방법론이 적용된 관로파손 데이터베이스는 9,369개 관로의 파손 시간자료를 포함하고

있으며, 관로에 발생한 파손 횟수는 1부터 28까지 다양하게 분포되어 있다. ROCOF를 이용한 관로의 파손경향 모형화와 최적교체시기를 구하기 위해서는 적절한 파손사건에 대한 자료의 수가 필요하다. 따라서 의미 있는 해석을 위하여 파손횟수가 5 이상인 92개의 관로에 대해서만 분석을 수행하였다. Table 1은 분석대상 92개 관로의 재질과 환경에 따른 개수와 길이를 나타내며, Fig. 1은 분석대상 관로의 매설 후 파손이 발생하기까지 경과된 시간의 빈도를 70개월 간격으로 표시한 것이다.

## 6. 연구대상 관로 파손자료를 이용한 ROCOF 모형화와 최적교체시기의 산정

분석대상으로 선정된 92개의 주철 배수관로들에 대해 각 관로의 파손 시간자료와 연속되는 시간구간 내에서 발생한 파손 횟수자료를 파손을 모형화에 이용하여 ROCOF의 매개변수를 추정하였으며, 이하 ‘관로’라 함은 주철 배수관로를 의미한다. 이러한 모형화 과정에서 모형 매개변수의 안정적인 수렴을 위하여 관측된 시간자료를 수정된 시간척도 하에서의 파손시간으로 환산하였다. 구축된 대수-선형 ROCOF와 와이블 ROCOF로부터 수정된 시간척도하의 최적교체시기는 Eqs. (23) and (26)을 이용하여 산정될 수 있으며, 이를 시간척도가 수정되기 전인 원래 시간척도에 있어서의 최적교체시기로 환산하기 위하여 Eqs. (24) and (27)을 이용하였다.

이러한 과정을 수행하기 위한 컴퓨터 프로그램으로 MATLAB을 사용하였으며, 파손 시간자료를 이용한 대수-선형 ROCOF와 와이블 ROCOF의 매개변수 추정은 MATLAB의 ‘fzero’ 함수를 이용하여 각 ROCOF의 우도함수를 최대화함으로써 비교적 손쉽게 추정할 수 있다. 그러나, 파손 횟수자료를 이용한 ROCOF 모형화는 관로의 매설시간으로부터 최근 관측시간까지의 경과시간을 다수의 시간간격으로 분할한 다음, 각 시간간격 내에서 발생한 파손횟수를 이용하여 ROCOF의 매개변수를 추정하는 방법이다. 즉, ROCOF의 매개변수 추정에 사용되는 Esq. (8) ~ (11)으로부터 알 수 있듯이 ROCOF의 매개변수는 각 시간간격의 시작시간과 끝시간 및 각 시간간격 내의 파손횟수에 관계된다. 따라서 파손 횟수자료를 이용한 ROCOF 모형화는 파손 시간자료를 이용한 ROCOF와는 달리, 시간간격의 정의에 따라 ROCOF의 매개변수 추정값이 달라진다.

시간간격의 정의에 따라 변화되는 ROCOF 매개변수들 중 파손 횟수자료에 가장 적합한 매개변수를 추정하기 위하여 각 관로에 대해 ‘기본 시간간격’을 정의하고

기본 시간간격의 변화에 따른 파손 횟수자료를 생성하였다. 여기서 다양한 시간간격을 구하기 위하여 '기본 시간간격'에 정수 배수를 취하였다. 이러한 방식으로 생성된 다양한 파손 횟수자료에 따른 ROCOF의 매개변수를 추정하고 서로 비교하여 모형의 우도함수를 최대화시키는 매개변수 추정값을 대수-선형 ROCOF와 와이블 ROCOF의 최종 매개변수 추정값으로 결정하였다. 또한 파손 횟수자료의 생성과정에서 발생하는 수치적 문제(log 0)를 극복하기 위하여 첫 번째 시간간격 ( $a_1, b_1$ )의 시작시간  $a_1$ 은 '1'로 가정하였다. 파손 횟수자료를 이용할 경우의 상세한 모형화 과정은 Fig. 2와 같다.

파손 횟수자료를 이용한 ROCOF 모형화의 예를 대수-선형 ROCOF를 이용하여 다음과 같이 제시하고자 한다. 파손 횟수자료를 이용한 와이블 ROCOF의 매개변수도 기본적으로 다음과 같은 대수-선형 ROCOF 모형화 방법을 이용하여 추정될 수 있다. 파손 횟수자료를 이용한 대수-선형 ROCOF 모형화의 예에 이용된 관로의 자료는 Table 2와 같다.

기본 시간간격은, Eq. (28)과 같이, 이 관로의 매설시

간(1971년 12월)으로부터 최근 관측시간 (1998년 12월)까지 경과된 개월 수의 5%로 정의하였다.

$$(1998-1971) \times 12 \times 0.05 = 16.2 \text{ months} \quad (28)$$

Table 2. Specifications and Related Data of Example Water Main

Category	Specification/Data
Water Main Identification Code	71-1437-1971-CI-6
Length (m)	413.3
Replacement Cost Per Unit Length (US \$)	110
Repair Cost (US \$/repair)	2,300
Interest Rate (%)	5
Inflation Rate (%)	3
Recorded Failure Times (Elapsed months from installation)	52, 140, 154, 214, 223, 297, 306, 311, 322

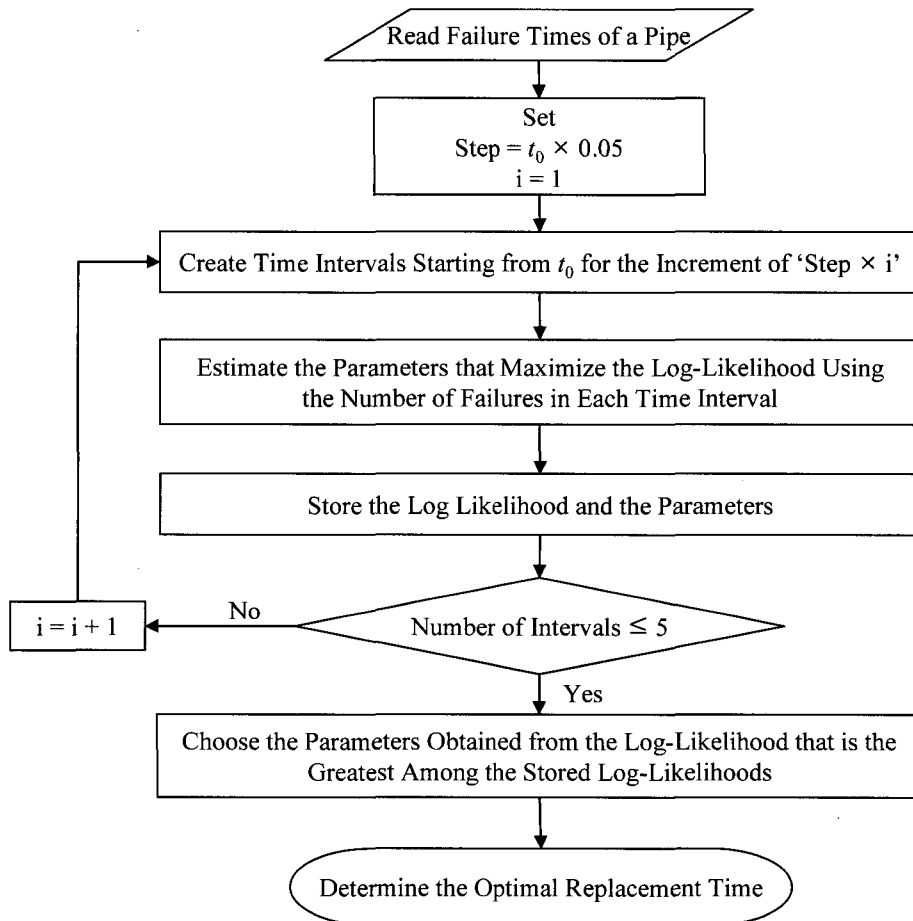


Fig. 2. Algorithms for the Failure-Number Based Method

여기서 기본 시간간격을 이 관로의 매설시간으로부터 최근 관측시간까지 경과된 개월 수의 5%로 정한 것은 적절한 시간간격의 수를 얻기 위해 임의적으로 설정한 값이며, 실제 모형화에서 기본 시간간격을 정수값으로 정의하기 위해 16 보다 큰 정수값인 17 개월을 기본 시간간격으로 사용하였다. 다음으로 이 관로의 파손 관측 시간을 1998년 12월부터 시작하여 기본 시간간격 17 개월을 가지는 시간구간들을 생성시키고 각 시간구간 안에서의 파손횟수를 계산하였다. 이렇게 해서 하나의 시간구간 집합을 만들고, 시간구간 집합 내의 시간구간의 수를 변화시키기 위하여 시간구간의 수가 5가 될 때까지 기본 시간간격에 2부터 시작하여 1 만큼 증가하는 정수를 곱하여 총 4개의 시간구간 집합을 생성하였다. 그 결과 각 시간구간 집합의 시간구간의 수는 19, 10, 7, 5로 산출되었으며, 시간구간의 수가 19 인 시간구간은 (1 - 18], (18 - 35], (35 - 52], (52 - 69], (69 - 86], (86 - 103], (103 - 120], (120 - 137], (137 - 154], (154 - 171], (171 - 188], (188 - 205], (205 - 222], (222 - 239], (239 - 256], (256 - 273], (273 - 290] 및 (290 - 307]으로 계산되었다. 여기서 시간구간 내의 숫자는 각 시간구간이 시작되는 시간과 끝나는 시간을 매설시간으로부터의 경과 개월 수로 나타낸 것이

다. 이러한 시간구간 내에서 발생한 파손회수는 각 시간구간에 대해 0, 0, 1, 0, 0, 0, 0, 0, 2, 0, 0, 0, 1, 1, 0, 0, 0, 2 및 2로 계산되었다. Table 3은 시간구간의 수가 10, 7, 5인 각 시간구간 집합의 시간구간이 끝나는 시점 (ending month)과 각 시간구간 내에서 발생한 파손횟수를 나타낸다.

Table 3과 같이 각 시간구간 내에서의 파손횟수를 계산한 다음 Eqs. (8) and (9)를 이용하여 대수-선형 ROCOF의 매개변수를 추정하였다. Table 4는 각 시간구간 집합에 대해 추정된 대수-선형 ROCOF의 매개변수와 최대 로그-우도(maximum log-likelihood) 추정값을 보여준다.

Table 4에 의하면 5개의 시간구간을 가지는 시간구간 집합의 최대 로그-우도 추정값이 가장 큰 값을 가지는 것으로 나타나며, 따라서 이 관로의 파손 횟수자료를 대수-선형 ROCOF 모형화에 이용할 경우 매개변수의 최종 추정값으로  $\beta_0$ 는 0.8846으로  $\beta_1$ 는 2.2289로 결정하였다. 다음 Eq. (24)를 이용하여 이 관로의 최적 교체시기를 매설 후 약 62년 뒤인 2033년으로 산정하였다. Fig. 3은 예제에 쓰인 관로의 각 파손사건 사이의 경험적 파손율('x' 표시)과 추정된 대수-선형 ROCOF의 그래프를 보여준다.

Table 3. Number of Failures in Each Time Interval

Time Interval		1st	2nd	3rd	4th	5th	6th	7th	8th	9th	10th
10 Time Intervals Set	Ending month	18	52	86	120	154	188	222	256	290	324
	Number of failures	0	1	0	0	2	0	1	1	0	4
7 Time Intervals Set	Ending month	18	69	120	171	222	273	324	N/A	N/A	N/A
	Number of failures	0	1	0	2	1	1	4	N/A	N/A	N/A
5 Time Intervals Set	Ending month	52	120	188	256	324	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A
	Number of failures	1	0	2	2	4	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A

Table 4. Estimates of the Parameters and the Maximum Log-Likelihood

Set of Time Intervals	Parameter Estimates		Log-Likelihood
	$\beta_0$	$\beta_1$	
19 Intervals	0.7135	2.4802	-15.8197
10 Intervals	0.7908	2.3674	-11.5457
7 Intervals	0.7931	2.3640	-7.9297
5 Intervals	0.8846	2.2289	-6.5286



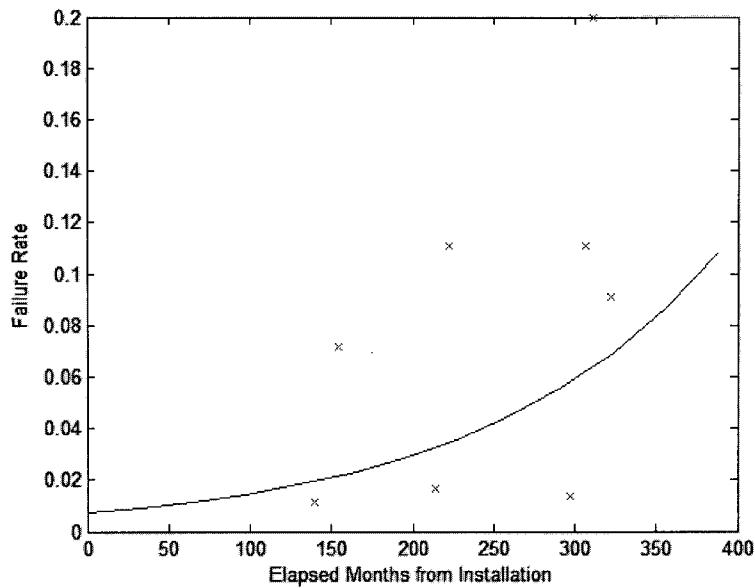


Fig. 3. Empirical Failure Rates and the Log-Linear ROCOF Plots

Table 5. Results of the ROCOF Modeling

Pipe Failure Data Type	ROCOF	Number of Pipes Better Modeled	Differences between the MLEs of the ROCOFs for the Pipes Better Modeled	
			Mean	Standard Deviation
Failure-Time Based	Log-Linear	88	3,529	3,099
	Weibull	4	708.8	984.9
Failure-Number Based	Log-Linear	17	0.84	1.39
	Weibull	75	0.39	0.36

## 7. ROCOF 모형화 결과와 분석

분석에 사용된 92개의 개별 관로에 대하여 파손 시간자료와 파손 횟수자료를 대수-선형 ROCOF와 와이블 ROCOF 모형화에 사용했을 때 각 모형의 관로 파손 경향 모형화 적합도를 최대우도 추정값을 이용하여 비교하였다. 파손 시간자료를 이용할 경우 92개 관로 중 88개 관로(약 96%)의 대수-선형 ROCOF의 최대우도 추정값이 와이블 ROCOF의 최대우도 추정값보다 크게 산정되었다. 이러한 88개 관로에 대한 두 모형의 최대우도 추정값의 차이의 평균과 표준편차는 각각 약 3,529와 3,099로 계산되었다. 따라서 파손 시간자료를 이용할 경우 대수-선형 ROCOF가 와이블 ROCOF보다 관로의 파손경향 모형화에 적합한 것으로 나타났으며, 대수-선형 ROCOF를 이용한 경우 최적교체시기의 평균과 표준편차는 매설 후 약 110년과 51년으로 계산되었다.

파손 횟수자료를 이용할 경우 92개 관로 중 75개의 관로(약 82%)의 와이블 ROCOF 최대우도 추정값이 대수-선형 ROCOF보다 크게 산정되었다. 이러한 75개 관로에 대한 두 모형의 최대우도 추정값의 차이의 평균과 표준편차는 약 0.39와 0.36으로 계산되었다. 한편 나머지 17개 관로에 대한 두 모형의 최대우도 추정값의 차이의 평균과 표준편차는 약 0.84와 1.39로 계산되었다. 따라서 파손 횟수자료를 이용할 경우 비록 많은 비율(약 82%)의 관로가 와이블 ROCOF를 이용하였을 경우 최대우도 추정값이 크게 산정되었으나 와이블 ROCOF로 모형화한 경우와 대수-선형 ROCOF를 이용한 경우의 최대우도 추정값의 차이가 매우 작으므로 두 모형의 관로 파손경향 모형화 적합도에는 큰 차이가 없는 것으로 나타났다. 와이블 ROCOF를 이용할 경우 최적교체시기의 평균과 표준편차는 약 224년과 138년으로 계산되었으며, 대수-선형 ROCOF를 이용할 경우에는 약 82년과 19년으로 계산되었다. 이러한 파손자료의 유형(파손 시간자료와 파손 횟수자료)에 따른 ROCOF의 최대

우도 추정값의 차이에 대한 결과를 요약하면 Table 5와 같다. Table 5의 MLEs는 최대 로그-우도 추정값(Maximum Log-Likelihood Estimates)을 뜻한다.

파손자료의 유형에 따른 ROCOF 적합도에 대한 분석과는 다른 방법으로, 각 ROCOF를 파손 시간자료와 파손 횟수자료에 적용하여 파손자료의 유형에 따른 ROCOF의 최대우도 추정값을 산정하였다. 즉, 대수-선형 ROCOF를 파손 시간자료에 적용하였을 때의 최대우도 추정값과 파손 횟수자료에 적용하였을 경우의 최대우도 추정값 간의 차이의 평균은 3,370으로 계산되었으며, 같은 방법으로 와이블 ROCOF를 파손 시간자료에 적용하였을 때의 최대우도 추정값과 파손 횟수자료에 적용하였을 경우의 최대우도 추정값 간의 차이의 평균은 25로 계산되었다. 즉, 92개 관로의 분석결과 두 모형 모두에서 파손 시간자료를 이용하였을 경우의 최대우도 추정값이 파손 횟수자료의 최대우도 추정값보다 큰 것으로 나타났다. 따라서 분석에 이용된 관로에 대해서는 파손 시간자료를 이용할 경우가 파손 횟수자료를 이용할 경우보다 관로의 파손경향을 모형화하는데 더욱 적합한 것으로 나타났다. 파손 횟수자료가 파손 시간자료보다 모형화 수행 능력이 떨어지는 이유는 파손 횟수자료를 생성시키기 위해 부여하는 기본 시간간격이 임의적이며, 시간간격 내의 파손횟수에 대해 추정된 파손율은 그 시간간격 내의 평균 파손율 이상을 산정해 내지 못하는 한계에 근거하는 것으로 분석된다.

## 8. 결 론

분석 대상 92개 관로의 파손 시간자료와 파손 횟수자료를 이용한 대수-선형 ROCOF와 와이블 ROCOF 모형화의 결론은 다음과 같다.

- 1) 파손 시간자료를 이용할 경우 대수-선형 ROCOF가 와이블 ROCOF보다 관로의 파손율 모형화에 적합하다.
- 2) 파손 횟수자료를 이용할 경우 와이블 ROCOF와 대수-선형 ROCOF의 관로 파손율 모형화 적합도는 큰 차이가 없다.
- 3) 와이블 ROCOF와 대수-선형 ROCOF 모두 파손 횟수자료보다 파손 시간자료를 이용할 경우가 더 좋은 파손율 모형화 결과를 나타낸다.

그러므로 위의 모든 결론을 분석하면 관로 파손사건을 기록하고 유지 관리하는데 있어서 일정기간 동안 발생하는 관로의 파손횟수를 기록하는 것 보다는 파손시간을 기록하므로써 비교적 정확한 관로의 파손율을 산정할 수 있으며, 파손 시간자료를 이용할 경우 와이블

ROCOF에 비해 대수-선형 ROCOF가 관로의 파손율 산정에 더욱 적합한 모형이라고 판단된다.

주철 배수관로의 파손특성은 관로의 특성과 매설 환경에 따라 다양하게 변할 수 있으므로 본 연구에서 도출된 결론은 다른 배수관망에 속하는 주철 배수관로의 파손특성과는 다를 수 있다. 그러나 본 연구를 통해 개발된 방법론은 배수관로의 위치와 제원에 관계없이 사용될 수 있고, 이러한 방법론을 이용하여 분석 대상이 되는 배수관망에서 다수의 파손 횟수를 가지는 관로의 파손율 모형화와 최적교체시기 산정에 이용될 수 있다. 따라서 이러한 방법론을 통하여 배수관망의 관리자는 배수관로의 파손특성을 보다 잘 이해할 수 있을 것이며 효율적인 유지관리 계획을 수립할 수 있을 것으로 기대된다.

본 논문에서 산정된 주철관로의 경제적 최적교체시기는 '서울시 우수율 업무지침'과 '지방 공기업법'과 같이 우리나라에서 권장되고 있는 주철관에 대한 내구연한인 30년과 많은 차이가 난다. 우리나라의 주철관에 대한 내구연한이 산정된 근거가 밝혀져 있지 않으므로 본 논문에서 산정된 주철관로의 경제적 최적교체시기와 우리나라에서 권장되고 있는 주철관에 대한 내구연한을 직접 비교하기는 어려우나, 우리나라에서 권장되고 있는 주철관에 대한 내구연한이 관로의 파손율과 관로교체에 있어서의 경제성에 대한 합리적인 분석에 의하여 산정된 것이라면 본 논문에서 산정된 주철관로의 경제적 최적교체시기와 우리나라에서 권장되고 있는 주철관에 대한 내구연한 간의 차이는 다음과 같이 설명될 수 있을 것으로 사료된다.

본 논문에서는 관로의 파손율이 한계파손율에 도달한 시기를 관로의 경제적 최적교체시기로 산정하였다. 따라서 연구대상 관로들의 파손율이 우리나라의 주철관로에 비해 대체적으로 낮아서 각 관로의 파손율이 한계 파손율에 도달하기까지 비교적 긴 시간이 소요된 것으로 사료된다. 이러한 파손율의 차이는 관로의 파손에 영향을 미치는 관재질의 내구성과 토양의 성질, 수압 및 교통량 등의 차이에 기인할 것으로 사료된다. 또 다른 이유는 경제적 최적교체시기의 산정에 사용되는 비용과 관련된 문제인데, 배수관로의 경제적 최적교체시기의 정확한 산정을 위해서는 관로의 파손에 따른 보수 및 교체비용 뿐만 아니라 관로의 파손으로 인해 야기되는 침수, 교통 혼잡 및 누수로 인한 손실 등과 같은 간접적인 비용도 고려되어야 한다. 이러한 간접비용은 관로 교체의 지표가 되는 한계파괴율(Eq.(12))의 보수비용에 포함될 수 있으며, 그러한 경우 관로의 경제적 최적

교체시기는 간접비용이 고려되지 않았을 경우보다 훨씬 앞당겨지게 된다. 그러나 본 논문에서는 이러한 관로 파손으로 인한 간접비용은 관로 교체시기 산정에 고려되지 않았으므로 관로파손으로 인해 발생될 수 있는 간접비용을 보수 및 교체비용과 함께 고려하여 한계과파율을 산정하고 그에 따른 관로의 경제적 최적교체시기를 산정할 경우 좀 더 정확한 관로의 경제적 최적교체시기를 결정할 수 있을 것으로 사료된다.

또한 본 논문에서 제안된 ROCOF 모형화를 이용한 배수관로의 최적교체시기 산정 방법론을 국내에 적용하기 위해서는 먼저 과거에 다양한 형식으로 기록된 관로 파손자료를 표준화된 체계에 따라 데이터베이스화해야 할 것으로 사료된다. 이러한 관로파손 데이터베이스에는 관로의 제원 및 연결방식에 따라 구분된 개별관로에 대한 파손시간 및 위치자료를 포함하여야 하며 관로의 매설환경 및 수압 등에 대한 자료도 포함하여서 향후 관로의 파손에 영향을 미치는 여러 가지 요소에 대한 평가에 사용될 수 있도록 관로파손 데이터베이스를 구축하는 것이 바람직하다. 이러한 방식으로 구축된 관로 파손 데이터베이스를 기 구축된 UIS 및 GIS 시스템과 연계할 경우 배수관로의 효율적인 유지관리에 크게 기여할 수 있을 것으로 사료된다.

## 참 고 문 헌

- 김응석, 김중훈, 이현동 (2002). "상수관로의 노후도 영향인자 및 가중치 산정에 관한 연구." **상하수도 학회지**, 대한상하수도학회, 제16권, 제6호, pp. 686-699.
- 김주환, 성권식 (2003). "상수관 노후도 평가방법 개선 방안 연구." **수처리기술**, 한국수처리기술연구회, 제 11권, 제2호, pp. 63-73.
- 이창용, 신현석, 김중훈, 김응석 (2000). "확률적 신경망을 이용한 상수도관 노후도 추정에 관한 연구." **대한토목학회 논문집**, 대한토목학회, 제20권, 제2호, pp. 197-210.
- 정원식, 이현동, 김이태, 유명진 (2003). "상수도관의 노후도에 대한 환경영향인자의 상관성 분석." **상하수도학회지**, 대한상하수도학회, 제17권, 제2호, pp. 242-249.
- Andreou, S. A., Marks, D. H. and Clark, R. M. (1987a). "A new methodology for modeling break failure patterns in deteriorating water distribution systems: Theory." *Advances in Water Resources*, Vol. 10, pp. 2-10.
- Andreou, S. A., Marks, D. H. and Clark, R. M. (1987b). "A new methodology for modeling break failure patterns in deteriorating water distribution systems: Applications." *Advances in Water Resources*, Vol. 10, pp. 11-20.
- Crowder, M. J., Kimber, A. C., Smith, R. L. and Sweeting, T. J. (1991). *Statistical Analysis of Reliability Data*. Chapman and Hall, London, pp. 164-174.
- Goulter, I. C., Davidson, J., and Jacobs, P. (1993). "Predicting water main breakage rate." *Journal of Water Resources Planning and Management*, ASCE, Vol. 119, No. 4, pp. 419-436.
- Goulter, I. C. and Kazemi, A. (1988). "Spatial and temporal groupings of water main pipe breakage in Winnipeg." *Canadian Journal of Civil Engineering*, Vol. 15, No. 1, pp. 91-97.
- Herz, R. K. (1996). "Ageing process and rehabilitation needs of drinking water distribution networks." *Journal of Water S&T - Aqua*, Vol. 45, No. 5, pp. 221-231.
- Kettler, A. J. and Goulter, I. C. (1985). "An analysis of pipe breakage in urban water distribution networks." *Canadian Journal of Civil Engineering*, Vol. 12, pp. 286-293.
- Kleiner, Y. and Rajani, B. (2001). "Comprehensive review of structural deterioration of water mains: statistical models." *Urban Water*, Vol. 3, pp. 131-150.
- Kulkarni, R. B., Golabi, K., and Chuang, J. (1986). *Analytical techniques for selection of repair or replace options for cast iron gas piping systems - Phase I*. as Research Institute, PB87 114112, Chicago, IL, USA.
- Lee, L. (1980). "Testing adequacy of the Weibull and log linear rate models for a Poisson process." *Technometrics*, Vol. 22, No. 2, pp. 195-199.
- Loganathan, G. V., Park, S., and Sherali, H. D. (2002). "Threshold break rate for pipeline replacement in water distribution systems." *Journal of Water Resources Planning and Management*, ASCE, Vol. 128, No. 4, pp. 271-279.

- Mavin, K. (1996). *Predicting the Failure Performance of Individual Water Main*. Research Report No. 114, Urban Water Research Association of Australia, Melbourne, Australia.
- Park, S. and Loganathan, G. V. (2002). "Optimal Pipe Replacement Analysis with a New Pipe Break Prediction Model." *Journal of the Korean Society of Water and Wastewater*, Vol. 16, No. 6, pp. 710-716.
- Shamir, U. and Howard, C. D. D. (1979). "An analytic approach to scheduling pipe replacement." *Journal of American Water Works Association*, Vol. 71, No. 5, pp. 248-258.
- Shin, I., Lim, T. J., and Lie, C. H. (1996). "Estimating parameters of intensity function and maintenance effect for repairable unit." *Reliability Engineering and System Safety*, Vol. 54, pp. 1-10.
- Tsokos, C. P. and Rao, A. N. V. (1994). "Estimation of failure intensity for the Weibull process." *Reliability Engineering and System Safety*, Vol. 45, pp. 271-275.
- Walski, T. M. and Pelliccia, A. (1982). "Economic analysis of water main breaks." *Journal of American Water Works Association*, Vol. 74, No. 3, pp. 140-147.
- (논문번호:06-62/접수:2006.05.29/심사완료:2006.12.14)