

# 상수관로의 경제적 교체시기를 산정하기 위한 통계적 방법론

## A Statistical Methodology to Estimate the Economical Replacement Time of Water Pipes

박 수 완\*

Park, Suwan

### Abstract

This paper proposes methodologies for analyzing the accuracy of the proportional hazards model in predicting consecutive break times of water mains and estimating the time interval for economical water main replacement. By using the survival functions that are based on the proportional hazards models a criterion for the prediction of the consecutive pipe breaks is determined so that the prediction errors are minimized. The criterion to predict pipe break times are determined as the survival probability of 0.70 and only the models for the third through the seventh break are analyzed to be reliable for predicting break times for the case study pipes. Subsequently, the criterion and the estimated lower and upper bound survival functions of consecutive breaks are used in predicting the lower and upper bounds of the 95% confidence interval of future break times of an example water main. Two General Pipe Break Prediction Models(GPBMs) are estimated for an example pipe using the two series of recorded and predicted lower and upper bound break times. The threshold break rate is coupled with the two GPBMs and solved for time to obtain the economical replacement time interval.

**keywords** : Break prediction model, Economical replacement, Pipe break, Prediction error, Proportional hazards model, Survival function, Water main

### 요 지

본 논문에서는 상수관로의 파손자료를 이용하여 관로의 위험률을 산정하기 위해 사용되는 비례위험모형의 관로의 순차적 파손시간 예측정확도를 분석하고 이를 이용하여 관로의 경제적 교체 시간구간을 산정할 수 있는 방법론을 제시하였다. 비례위험모형에 기초한 생존함수를 이용하여 연구대상 관로들의 순차적 파손시간을 예측하고 이들을 기록된 파손시간과의 차이를 분석하였다. 이를 통하여 비례위험모형의 파손시간 예측 오차를 최소화하는 생존확률은 0.70인 것으로 결정되었으며, 세 번째 파손으로부터 일곱 번째 파손에 대한 모형만이 관로의 파손시간을 예측하는데 적합한 것으로 분석되었다. 생존확률 0.70과 순차적 파손사건에 대한 생존함수의 하한 및 상한을 이용하여 예제로 사용된 관로에 대해 예측된 파손시간의 95% 신뢰구간의 하한 및 상한을 추정하였다. 예측된 파손시간의 95% 신뢰구간의 하한과 상한을 이용하여 관로 파손 경향모형인 General Pipe Break Prediction Models(GPBM)을 구축하고 이들을 관로의 한계파괴율과 결합하여 시간에 대한 해를 구하므로써 경제적 교체 시간구간을 산정하였다.

**핵심용어** : 관로 파손 경향모형, 경제적 교체, 관로 파손, 예측 오차, 비례위험모형, 생존함수, 상수관로

\* 교신저자, 부산대학교 공과대학 사회환경시스템공학부 부교수

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

## 1. 서론

상수관로는 인간의 생활을 풍요롭게 하는 기반시설 중 가장 중요한 시설의 하나이다. 따라서 상수관로는 시기적절한 유지관리를 통하여 최적의 상태로 유지하는 것이 매우 중요하다. 적절한 유지관리 시기를 결정하는 것은 관로에서 발생하는 파손에 대한 특성과 그러한 특성을 산정하는데 필수적으로 동반되는 불확실성에 대한 이해가 반드시 필요하다. 이러한 관로의 파손기제의 해석에 수반되는 불확실성을 이용하여 보다 효율적이며 실용적인 관로 유지관리계획을 수립하는 것이 가능하다.

상수관로의 경제적 교체시기를 결정하기 위한 방법론에 관한 연구는 관로의 파손을 예측하기 위한 지수형 모형과 관로 유지관리의 경제성 분석을 결합한 Shamir *et al.*(1979)으로부터 시작된다. Clark *et al.*(1982)은 이와 비슷한 개념을 이용하여 관로의 최적교체시기를 추정하였으며, Walski *et al.*(1982)은 교체가 필요한 관을 구별하기 위하여 임계파괴율(critical break rate) 개념을 사용하였다. Kleiner *et al.*(2001)은 상수관로의 파손 경향의 모형화와 최적 유지관리에 관한 포괄적인 검토 내용을 제공한다.

Loganathan *et al.*(2002)은 Walski *et al.*(1982)의 임계파괴율과 비슷한 한계파괴율(threshold break rate)을 개발하였다. Loganathan *et al.*(2002)의 한계파괴율은 Walski *et al.*(1982)이 유지관리 비용의 할인을 위해 연속시간할인모형(continuous time discounting scheme)을 적용하였던데 반하여 이산시간할인모형(discrete time discounting scheme)을 사용하였다. 이로써 Loganathan *et al.*(2002)은 Walski *et al.*(1982)의 임계파괴율을 구하는데 필요한 임의의 계획 기간과 관로파손예측 모형을 사용하지 않아도 관로가 교체되어야 할 파괴율을 의미하는 한계파괴율을 산정할 수 있도록 하였다. 또한 Loganathan *et al.*(2002)은 한계파괴율과 일반적인 의미의 파괴율의 정의가 같음을 증명하였고, 이를 이용하여 관로의 경제적 최적교체시기를 산정할 수 있는 방법론을 개발하였다.

Park *et al.*(2002)은 선형으로부터 지수형으로까지 변하는 관로의 파손경향을 모형화할 수 있는 일반적 관로 파손예측모형(General Pipe Break Prediction Model, GPBM)을 개발하였으며, 이를 Loganathan *et al.*(2002)의 한계파괴율과 결합하여 관로의 경제적 교체시기를 산정하였다. Dandy *et al.*(2001)은 노후된 상수관망의 관로를 효율적으로 갱생하기 위한 유전자 알고리즘을 제시하였으며, 또한 관로의 경제적 유지관리를 위한 다

른 방법론, 즉 최적화를 응용한 방법(de Schaezen *et al.*, 1998; Halhal *et al.*, 1997; Kim *et al.*, 1994; Lansey *et al.*, 1992), 경제성 분석 모형들(Male *et al.*, 1990; Ramos, 1985), 그리고 시스템적 유지관리 의사결정 모형들(Deb, 1998; Kleiner, 1998)에 관하여 검토하였다.

Park *et al.*(2007)은 상수관로의 파손자료를 이용하여 구축된 비례위험모형(Cox, 1972)으로 관로의 경제적 교체시기를 구하였다. 그러나 이러한 방법으로 추정된 관로의 경제적 교체시기는 구축된 비례위험모형을 이용하여 추정되는 관로의 예측된 파손시간에 전적으로 의지한다. 따라서 구축된 비례위험모형의 관로파손시간 예측의 정확도에 대한 분석이 반드시 필요하나, Park *et al.*(2007)은 관로의 파손시간을 예측함에 있어서 사용된 비례위험모형의 파손시간예측 정확도에 대한 분석을 실시하지 않았으며, 그 대신 임의의 생존확률을 이용하여 관로의 파손시간을 예측하였고 이에 근거하여 관로의 교체시기를 산정하였다.

본 논문은 상수관로의 파손자료를 이용하여 파손 위험률을 모형화하는데 사용되는 비례위험모형의 관로 파손시간 예측 정확도를 분석할 수 있는 방법론을 개발하였으며, 관로 교체의 경제성에 대한 개념을 바탕으로 관로의 교체시기를 산정할 수 있는 방법론을 제시한다. 한편 관로 파손시간 예측 정확도를 분석하기 위한 과정을 설명하기 위하여 박수완(2009)에서 구축된 비례위험모형을 이용하고, 파손시간 예측 정확도 분석 방법은 통계적 방법을 이용하였다. 관로의 경제적 교체 시간구간을 구하기 위한 방법론은 비례위험모형의 파손시간 예측 정확도 분석 결과와 Park and Loganathan(2002)의 General Pipe Break Prediction Model(GPBM) 그리고 Loganathan *et al.*(2002)의 한계파괴율을 이용하여 개발되었으며, 관로의 경제적 교체 시간구간을 구하는 과정과 그 예를 설명하였다.

## 2. 비례위험모형의 관로파손시간 예측 정확도 분석

### 2.1 개별 파손시간 및 누적된 개별 파손시간에 대한 예측 정확도

본 연구에서 구축된 비례위험모형을 이용하여 개별 관로의 순차적 파손시간을 예측하고 이를 실제 기록된 파손시간과 비교하여 모형의 파손시간 예측 정확도를 분석하였다. 이러한 분석은 두 가지 방법으로 행해졌는데, 첫 번째는 관로에 기록된 개별 파손시간에 대한 예측정확도(Individual Break Prediction Accuracy, IBPA), 즉 기록된 파손횟수 바로 다음으로 발생할 파손

시간(순차적 파손시간)에 대한 예측정확도에 관한 것으로서 Eq. (1)을 이용하여 분석하였다.

$$IBPA_n = R_n - P_n \quad (1)$$

여기서  $n$ 은 관로의 파손횟수를 나타내는 것으로서 1부터 7까지의 정수이며,  $R_n$ 은 기록된  $n-1$ 번째와 기록된  $n$ 번째 파손횟수 사이의 경과시간,  $P_n$ 은 기록된  $n-1$ 번째와 STG(Survival Time Group)  $n$ 의 생존함수로부터 추정되는 예측된  $n$ 번째 파손횟수 사이의 경과시간을 나타낸다. 여기서 STG는 박수완(2009)에서 사용된 관로의 파손횟수에 따라 구분된 관로군, 즉 생존시간군(Survival Time Group, STG)을 나타낸다. 한편 각 생존시간군  $n$ 은 그에 대응하는 비례위험모형 Model  $n$ 을 가진다.

예를 들면  $IBPA_3$ 는 관로의 기록된 두 번째 파손시간으로부터 기록된 세 번째 파손시간까지의 경과시간과 기록된 두 번째 파손시간으로부터 STG III의 생존함수를 이용하여 계산된 선택된 생존확률에 대응되는 시간, 즉 예측된 세 번째 파손시간까지의 경과시간의 차이를 나타내는 것으로서 Model III의 파손시간 예측 오차를 나타내며, Fig. 1의  $R_3$ 와  $P_3$ 의 산술적 차이( $R_3 - P_3$ )로 산정된다. Fig. 1에서  $X_n$ 은  $n$ 번째 기록된 파손시간을 나타내며,  $\blacklozenge_n$ 은  $n$ 번째 예측된 파손시간을 나타낸다.

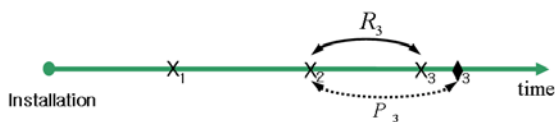


Fig. 1. Calculation of  $IBPA_3$

두 번째는 관로의 매설시점으로부터 누적된 개별 파손시간에 대한 예측정확도(Cumulative Individual Break Prediction Accuracy,  $CIBPA$ ), 즉 비례위험모형을 이용하여 기록된 파손횟수 바로 다음으로 발생할 파손시간을 포함하여 계속해서 발생할 파손시간(누적 파손시간)에 대한 예측정확도에 관한 것으로서 Eq. (2)를 이용하여 분석하였다.

$$CIBPA_n = \sum_{i=1}^n R_i - \sum_{i=1}^n P_i \quad (2)$$

예를 들어  $CIBPA_3$ 는 관로의 기록된 매설시점으로부터 기록된 세 번째 파손시간까지의 경과시간과 Model I을 이용하여 예측한 첫 번째 파손시간, Model II를 이용하여 예측한 두 번째 파손시간 및 Model III를 이용하여 예측한 세 번째 파손시간을 합산한 시간의 차이를

나타내며, Fig. 2에 보인  $R_1, R_2$ , 및  $R_3$ 의 합과  $P_1, P_2$ , 및  $P_3$ 의 합의 산술적 차이로 산정된다. 따라서  $CIBPA_3$ 는 비례위험모형을 이용하여 기록된 파손횟수가 '0'인 관로의 첫 번째, 두 번째 및 세 번째 파손시간까지를 예측하였을 경우의 세 번째 파손시간에 대한 예측 오차를 나타낸다.

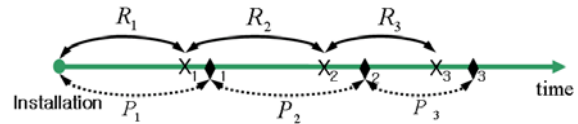


Fig. 2. Calculation of  $CIBPA_3$

## 2.2 $IBPA$ 와 $CIBPA$ 에 대한 분석

예측된 관로의 파손시간은 박수완(2009)에서 사용된 각 생존시간군(Survival Time Group, STG)에 대한 생존함수를 이용하여 추정하였으며, 이를 실제 기록된 파손시간과 비교하여  $IBPA$ 와  $CIBPA$ 를 분석하였다.  $IBPA$ 와  $CIBPA$ 는 개별관로에 대해서 산정되는 값이므로 연구대상 배수관로들의  $IBPA$ 와  $CIBPA$ 의 상대빈도 히스토그램(relative frequency histogram)을 분석하여 구축된 비례위험모형들의 파손시간 예측 정확도를 분석하였다.  $IBPA$ 와  $CIBPA$ 의 상대빈도를 분석하는 목적은 비례위험모형을 이용하여 미래의 관로파손을 비교적 정확하게 예측하는 것이 가능한지 그 타당성을 검토하는 것이다. 따라서 이러한 상대빈도는 관로에 분석하고자 하는 순차적 파손사건이 발생한다는 가정을 바탕으로 하여 산정되었으며, 따라서 절단된 파손시간을 가지는 관로는 이러한 분석에서 고려되지 않았다.

생존함수를 이용하면 임의의 생존확률에 대응하는 시간을 추정할 수 있으며, 따라서 임의의 생존확률을 선택하고 그에 대응하는 시간을 예측된 파손시간으로 정의할 수 있다. 여기서 생존확률이란 개체가 사망하지 않고 생존할 확률 혹은 개체에 파손과 같은 어떤 사건이 발생하지 않을 확률을 의미한다. 신뢰성 공학과 의료 통계학 분야에서는 개체 혹은 사람의 생존시간을 대표하는 값으로 생존확률 0.5에 대응하는 중간생존시간(median survival time)을 일반적으로 사용한다. 그러나  $IBPA$ 와  $CIBPA$ 를 분석하는 목적은 예측된 관로파손시간과 실제 기록된 관로파손시간 사이의 전반적인 오차를 최소화 시키는 것이므로 중간생존시간을 예측된 관로의 파손시간으로 설정하기 보다는 다양한 생존확률에 대응하는 시간을 산정하고, 그들과 실제 기록된 파손시간 사이의 오차가 최소가 되도록 하는 생존확률을 선정할 다음 그에 대응하는 시간을 관로의 예측된 파손시간으로 설정하는 것이 더욱 타당하다. Table 1과

Table 1. Absolute Maximum Values of the IBPAs (year)

Survival Probability	STG I	STG II	STG III	STG IV	STG V	STG VI	STG VII
0.60	35.7	42.3	8.76	3.05	4.27	2.89	2.42
0.65	35.6	38.5	6.78	3.53	3.99	2.74	2.51
0.70	35.6	34.6	6.13	4.19	3.97	3.02	2.55
0.75	35.6	30.7	6.52	4.06	4.28	3.32	2.73

Table 2. Absolute Maximum Values of the CIBPAs (year)

Survival Probability	STG I	STG II	STG III	STG IV	STG V	STG VI	STG VII
0.60	35.7	38.9	37.9	38.7	41.0	36.9	40.3
0.65	35.7	36.8	35.3	36.0	36.7	33.9	36.0
0.70	35.6	35.7	33.0	32.3	31.4	32.3	34.3
0.75	35.6	34.3	30.6	31.4	29.6	32.2	35.9

Table 2는 IBPA와 CIBPA 값 '0'을 기준으로 IBPA와 CIBPA 상대빈도 히스토그램 면적의 약 95%를 차지하게 하는 IBPA와 CIBPA의 최대 절대값을 생존확률 0.60, 0.65, 0.70 및 0.75와 각 파손횟수별로 나타낸다. 즉 Table 1과 Table 2는 파손시간에 대한 예측 오차가 전체 예측 오차의 95%가 되는 최대 오차를 각 생존시간군과 파손시간 예측에 사용된 생존확률에 대해 나타낸다. 생존확률 0.60, 0.65, 0.70 및 0.75 이외의 다른 값도 분석에 사용되었으나 다른 생존확률을 사용하였을 경우에는 Table 1과 Table 2에 보인 IBPA와 CIBPA값들보다 모두 크게 산정되었다.

Table 1로부터 세 번째 파손사건으로부터는 일반적으로 정확하게 예측하기 어려운 관로의 파손특성을 고려하면 파손시간 예측 오차가 비교적 작은 것으로 판단된다. 따라서 세 번째 파손사건으로부터는 기록된 파손사건 다음의 파손이 그 관로가 교체되기 전까지 발생한다고 가정할 때 그 발생시간은 구축된 비례위험모형을 이용하여 비교적 정확하게 예측이 가능한 것으로 분석된다. 그러나 STG I과 STG II의 IBPA는 비교적 큰 값을 나타내어 구축된 비례위험모형 Model I과 Model II를 이용하여 관로의 첫 번째 및 두 번째 파손시간을 예측하는 것은 그 정확도가 떨어질 것으로 판단된다. 또한 STG I과 STG II의 IBPA는 파손횟수가 커질수록 Table 2에서와 같이 오차가 CIBPA에 누적되어 STG III이상의 CIBPA를 증가시키는 원인이 된다. 이는 기록된 파손횟수가 '0' 또는 '1'인 관로에 발생할 미래의 파손시간을 계속해서 예측할 경우 그 예측 오차가 누적되기 때문이며, 따라서 두 번째 파손이상 7번째 파손까지 연속해서 예측하였을 경우 예측된 각 파손시간에 대한 정확도는 신뢰하기 어려울 것으로 판단된다.

### 2.3 수정된 CIBPA에 대한 분석

STG II의 기록된 두 번째 파손시간을 기준시점으로 하여 산정한 STG III 이상의 파손시간 예측 정확도를 나타내는 수정된 CIBPA(Modified CIBPA based on STG II, MCIBPAII)는 Eq. (3)을 이용하여 산정할 수 있다.

$$MCIBPA_n^{II} = \sum_{i=3}^n R_i - \sum_{i=3}^n P_i \quad (3)$$

여기서  $n$ 은 예측된 파손시간의 파손순서를 나타낸다. 예를 들어 기록된 두 번째 파손시간을 기준시점으로 하여 4번째 파손 예측시간의 정확도를 나타내는  $MCIBPA_4^{II}$ 는 Fig. 3의  $(R_3+R_4)$ 와  $(P_3+P_4)$ 의 차이를 계산하여 구할 수 있다.

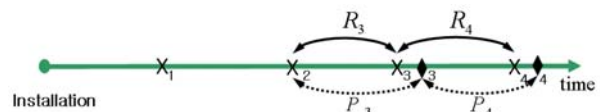


Fig. 3. Calculation of  $MCIBPA_4^{II}$

Table 3은 이러한 방법을 이용하여 STG III 이상의 생존시간군에 대해 선택된 생존확률에 따라  $MCIBPA_n^{II}$ 가 차지하는 범위를 정리한 결과이다.

Table 2와 Table 3을 비교해 보면 각 관로의 두 번째 파손시점을 기준으로 순차적 파손을 예측하였을 경우 그 예측 오차가 매설시점을 기준으로 한 경우보다 매우 작으므로, 관로의 파손시간을 연속적으로 예측하기에 적절한 모형은 Model III 이상인 것으로 사료된다.

Table 3. Absolute Maximum Values of the  $MCIBPA''_n$  (year)

Survival Probability	STG III	STG IV	STG V	STG VI	STG VII
0.60	8.75	10.8	11.5	12.9	13.7
0.65	6.7	7.7	8.5	8.8	9.4
0.70	6.1	6.8	8.3	8.1	10.4
0.75	6.5	8.6	10.7	11.0	13.0

따라서 파손횟수가 '1' 이하인 관로에 발생할 미래의 파손, 즉 첫 번째 혹은 두 번째 파손으로부터 일곱 번째 파손까지를 예측할 경우에는 예측 오차가 계속해서 누적되므로 예측된 파손시간은 신뢰하기 어려우나, 기록된 파손횟수가 '2' 이상인 관로에 발생할 미래의 파손을 예측할 경우 예측된 파손시간은 비교적 신뢰할 수 있을 것으로 판단된다. 또한 예측 오차는 순차적으로 계속해서 누적되는 것이므로 예측해야 할 파손횟수가 적을수록 예측오차도 작아질 것으로 판단된다.

또한 Table 3으로부터 일곱 번째 파손시간을 제외하면 생존확률 0.70을 사용할 경우 예측된 파손시간의 오차가 모든 STG에 대해 일관적으로 가장 작은 것으로 보인다. 따라서 본 연구에 사용된 관로의 파손시간을 예측하기 위한 생존확률로 0.70을 사용하였다.

### 3. 상수관로의 경제적 교체 시간구간의 산정

#### 3.1 경제적 교체 시간구간 산정 과정

본 논문에서 개발된 상수관로의 경제적 교체 시간구간 산정 방법론은 연구대상 지역에 대해 구축된 생존함수로부터 예측되는 개별관로의 순차적 파손시간의 95% 신뢰구간과 Park and Loganathan(2002)의 상수관로 파손을 모형(GPBM)을 이용한다. 개별관로에 대해 예측된 파손시간의 95% 신뢰구간은 위에서 구한 예측 오차가 최소가 되게 하는 생존확률 0.7에 대한 95% 하한(lower bound) 및 상한(upper bound) 생존함수의 대응 시간으로 산정한다. 여기서 개별관로의 95% 하한 및 상한 생존함수는 SAS System 의 "baseline" 명령문을 이용하여 각 파손시간에서의 기저생존확률의 하한값(lower bound)과 상한값(Upper Bound)의 추정치를 적절한 함수형으로 추정한 다음 비례위험모형에서 추정된 공변량 함수를 곱하여 구축할 수 있다.

생존확률이 0.7이 되는 시간의 95% 신뢰구간의 상한값과 하한값은 각각 예측된 순차적 파손시간에 대한 상한값과 하한값으로 사용되어 Eq. (4)와 같은 GPBM의 추가적인 관로 파손 시간자료로 사용되었다.

$$N_c(t) = WF \cdot B_{exp} e^{A_{exp}(t-t_0)} + (1 - WF) \cdot (B_{lin} + A_{lin}(t-t_0)) \quad (4)$$

여기서  $N_c(t)$ 는 시간  $t$ 에서의 누적파손횟수,  $t_0$ 는 분석을 위한 시작 시간(매설시간 또는 파손시기자료가 존재하는 최초의 시간),  $WF$ 는 가중계수(weighting factor), 그리고  $A_{exp}$ ,  $B_{exp}$ ,  $A_{lin}$ 와  $B_{lin}$ 는 곡선접합계수(curve fitting coefficients)를 나타낸다.

GPBM은 모형의 가중계수( $WF$ )를 이용하여 선형적, 지수함수적 및 선형과 지수함수의 중간적 파손경향을 모두 모형화하며, GPBM의 회귀계수와 가중계수는 최소사승법과 Park and Loganathan(2002)의 알고리즘을 이용하여 추정할 수 있다. 관로에 기록된 파손시간과 예측된 파손시간의 95% 신뢰구간의 상한값과 하한값을 사용하므로 각 관로는 두 개의 GPBM으로 파손경향이 모형화 된다.

관로의 경제적 교체 시간구간은 각 각의 GPBM에 따른 경제적 교체시기를 구한 다음 그 사이의 시간간격으로 산정된다. 관로의 경제적 교체시기는 Eq. (5)와 같이 GPBM의 시간에 대한 미분과 한계과피율 사이의 상등관계를 시간에 대해 구한 해로써 산정된다(Park and Loganathan, 2002).

$$t^* = \frac{1}{A_{exp}} \cdot \ln \left\{ \frac{Brk_{th} - (1 - WF) \cdot A_{lin}}{WF \cdot A_{exp} \cdot B_{exp} \cdot e^{-A_{exp} \cdot t_0}} \right\} \quad (5)$$

여기서  $Brk_{th}$ 는 관로의 한계과피율이며 Eq. (6)과 같다 (Loganathan *et al.*, 2002).

$$Brk_{th} = \frac{\ln \left( \frac{1+R}{1+i} \right)}{\ln \left( 1 + \frac{C}{F \cdot L} \right)} \quad (6)$$

여기서  $R$ 은 이자율,  $i$ 는 인플레이션율,  $C$ 는 파손된 관로의 보수비용,  $F$ 는 단위길이당 교체비용,  $L$ 은 관로의 길이를 나타낸다.

#### 3.2 경제적 교체 시간구간 산정의 예

위와 같은 관로의 경제적 교체 시간구간 산정 방법의 예를 들기 위하여 Table 4와 같은 관로의 파손기록과 공변량을 가지는 관로를 사용하였으며, 이 관로의

Table 4. Specifications of an Example Pipe

SR	SF	DL	L	C	Installation Time	Recorded Failure Times(year)
1	0	1	1	1	Jan. 1953	1996.0, 1997.0

한계과피율을 계산하기 위해  $R$ 은 0.045/year,  $i$ 는 0.01/year,  $C$ 는 \$3120,  $L$ 은 812 m, 그리고  $F$ 는 \$304.4/m의 값을 사용하였다. Table 4에 보인 관로의 공변량에 대한 정의와 값의 부여 방법은 박수완(2009)에 설명되어 있다.

이 관로는 기록된 파손횟수가 '2'이므로 일반적으로 비선형적인 관로의 파손경향을 모형화할 수 없다. 따라서 먼저 GPBM을 이용하여 파손경향을 모형화하기 위해서는 미래의 파손시기를 예측할 필요가 있다. 이 관로의 세 번째 파손으로부터 일곱 번째 파손시기는 구축된 비례위험모형 Model III ~ Model IV의 각 95% 하한 및 상한 기저생존함수에 각 STG의 공변량 함수를 곱하여 생존함수의 상한과 하한을 구한 후 이들의 값을 0.70으로 두고 생존함수의 시간에 대한 해로 산정한다. 여기서 생존함수의 95% 하한과 상한은 각각 임의의 시간에 해당하는 생존확률의 95% 신뢰구간의 하한값 및 상한값을 나타낸다. 따라서 생존확률의 95% 신뢰구간의 하한값은 95% 신뢰구간의 상한값 보다 작은 생존확률을 가지게 된다. 이것을 시간에 대해 해석해 보면 작은 생존확률의 값에 해당하는 시간은 큰 생존확률에 해당하는 시간보다 상대적으로 큰 값을 가진다.

각 STG의 95% 하한 및 상한 기저생존함수는 각 STG 내 관로의 기록된 파손시간에 대한 기저생존확률의 95% 하한 및 상한의 로그-로그 변환값( $\ln(-\ln S_0(t))$ ,  $LLS$ )과 파손시간의 로그 변환값의 관계를 적절한 함수형으로 추정하여 구한다. Fig. 4는 STG III의 기저생존확률의 95% 하한 및 상한 로그-로그 변환값과 파손시간의 로그 변환값의 관계를 나타낸다.

95% 하한 및 상한 기저생존함수는 Fig. 4와 같은  $LLS$  함수를 적절한 함수로 모형화하고 이를 생존함수의 형태로 변화하여 구할 수 있다. Eq. (7)과 Eq. (8)은 Fig. 4의  $LLS$ 를 선형함수로 모형화하고 이를 생존함수의 형태로 변환한 다음 STG III에 대한 공변량 함수를 곱하여 구한 STG III에 대한 95% 하한 및 상한 생존함수를 나타낸다.

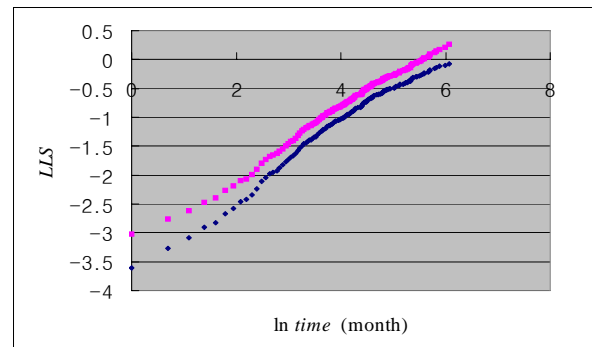


Fig. 4. The Lower and Upper Bounds of the 95% Confidence Interval of the Baseline Survival Probabilities for STG III

$$S_L(t) = \exp\left(-e^{-3.5818 \cdot t^{0.6205}} \exp(0.2565 \cdot SR - 0.0600 \cdot SF + 0.8549 \cdot L - 0.1700 \cdot C)\right) \quad (7)$$

$$S_U(t) = \exp\left(-e^{-3.1828 \cdot t^{0.5851}} \exp(0.2565 \cdot SR - 0.0600 \cdot SF + 0.8549 \cdot L - 0.1700 \cdot C)\right) \quad (8)$$

여기서  $S_L(t)$ 와  $S_U(t)$ 은 각각 STG III의 95% 하한 및 상한 생존함수를 나타낸다.

이 관로의 예측된 세 번째 파손시간의 하한 및 상한은 Eq. (7)과 Eq. (8)을 0.70과 같다고 두고 이들의 시간에 대한 해를 구하여 구한다. Eq. (9)와 Eq. (10)은 이러한 방법과 Table 4에 보인 이 관로의 특성값을 이용하여 구한 이 관로의 기록된 두 번째 파손시간으로부터 예측된 세 번째 파손시간의 하한 및 상한까지의 경과 시간을 구한 결과를 나타낸다.

여기서  $t_{3L}$ 과  $t_{3U}$ 은 각각 이 관로의 기록된 두 번째 파손시간으로부터 예측된 세 번째 파손시간의 하한 및 상한까지의 경과 시간을 나타낸다. 이와 같은 방법을 이용하여 이 관로의 세 번째 파손으로부터 일곱 번째 파손까지 예측된 파손시간의 하한과 상한은 Table 5와 같이 추정된다.

$$t_{3L} = \left( -\frac{\ln 0.70 \cdot e^{3.5818}}{e^{0.2565 \times 0.3698 - 0.0600 \times (-0.3359) + 0.8549 \times 0.2280 - 0.1700 \times 0.5562}} \right)^{1/0.6205} = 43.1 \text{ months from 2nd break} = \text{year 2000.6} \quad (9)$$

$$t_{3U} = \left( -\frac{\ln 0.70 \cdot e^{3.1828}}{e^{0.2565 \times 0.3698 - 0.0600 \times (-0.3359) + 0.8549 \times 0.2280 - 0.1700 \times 0.5562}} \right)^{1/0.5851} = 27.4 \text{ months from 2nd break} = \text{year 1999.3} \quad (10)$$

Table 5. Lower and Upper Bounds of the Predicted Break Times

Bound	3rd Break	4th Break	5th Break	6th Break	7th Break
Upper bound(year)	1999.3	2000.3	2000.9	2001.5	2001.7
Lower bound(year)	2000.6	2002.0	2003.0	2004.4	2005.0

Eq. (9)와 Eq. (10)에서 사용된 공변량은 이 관로의 공변량과 STG III 내 관로의 공변량의 평균값과의 차이를 나타낸다. 이러한 공변량이 사용된 이유는 본 연구에서 추정된 STG의 생존함수는 관로의 특성이 STG 내 관로의 평균적인 특성을 나타내도록 모형화되었기 때문이다.

Table 5와 같이 구한 관로의 예측된 파손시간의 95% 신뢰구간을 GPBM의 추가적인 자료로 사용하여 기록된 파손시간과 예측된 파손시간의 상한값 및 하한값을 이용하여 관로의 파손율을 모형화하면 각각 Eq. (11) 및 Eq. (12)와 같다.

$$GPBMU(t) = (1-1)(1.4349t - 2.8635 \times 10^{-3}) + 1(\exp(0.4748t - 947.6254)) \quad (11)$$

$$GPBML(t) = (1-0.82)(1.0490t - 2.0932 \times 10^{-3}) + 0.82(\exp(0.3368t - 672.1298)) \quad (12)$$

여기서  $GPBML(t)$ 는 예측된 파손시간의 하한과 기록된 파손시간을 이용한 GPBM이며,  $GPBMU(t)$ 는 예측된 파손시간의 상한과 기록된 파손시간을 이용한 GPBM이다. Fig. 5는 이 관로의  $GPBML(t)$ 과  $GPBMU(t)$ 를 그래프로 나타낸 것이다. Fig. 5에서 'O'는 기록된 파손시간, 그리고 'x'는 예측된 파손시간을 나타낸다. 이 관로의 경제적 교체 시간구간은 이 관로의 한계파괴율을 Eq. (6)을 이용하여 구하고, Eq. (5)에 Eq. (11) 및 Eq. (12)의 계수를 대입하여 산정할 수 있으며 경제적 교체 시간구간은 [2003.0, 2009.2]로 구해진다.

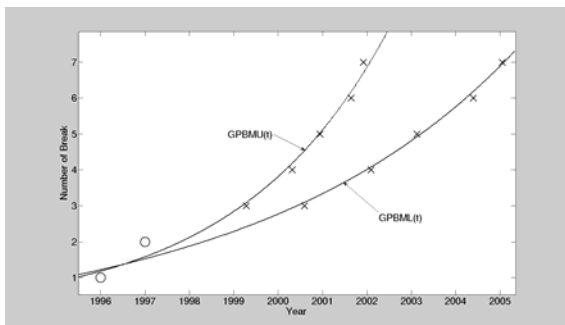


Fig. 5. Graphs of  $GPBMU(t)$  and  $GPBML(t)$

#### 4. 결론

본 연구에서는 상수관로의 파손기록을 이용하여 구축된 비례위험모형의 파손시간 예측 정확도를 분석하기 위한 방법론을 개발하였으며, 이러한 분석의 결과에 기초하여 상수관로의 경제적 교체 시간구간을 산정할 수 있는 방법론을 개발하였다.

이를 위하여 박수완(2009)에서 구축된 각 생존시간군의 생존함수를 이용하여 관로의 순차적 파손시기를 예측하였으며, 예측 오차를 가장 작게 하는 생존확률 0.70을 파손시간을 예측하기 위한 기준으로 선정하였다. 본 논문에서 도출된 내용을 정리하면 다음과 같다.

- 1) 연구대상 관로들의 기록된 파손시간과 예측한 파손시간 사이의 오차를 분석한 결과 Model I과 Model II는 관로의 미래의 파손시기를 예측하는 목적에는 적절한 모형이 아닌 것으로 판단되었다. 따라서 관로의 순차적 파손시기와 순차적 파손시기를 계속해서 예측하기 위하여 Model III 이상의 모형을 이용한 것으로 사료된다.
- 2) 관로의 경제적 교체 시간구간을 산정하기 위하여 각 생존시간군의 생존함수의 생존확률이 0.7이 되는 시간의 95% 신뢰구간을 이용하여 기록된 파손시간 다음으로 발생할 순차적 파손시간에 대한 하한 및 상한을 산정하였다.
- 3) 이러한 예측된 파손 시간구간을 관로 파손 예측모형인 GPBM의 추가적인 자료로 사용하여 관로의 파손율이 분석대상 관로의 한계파괴율에 도달하는 시간구간을 관로의 경제적 교체 시간구간으로 산정하였다.

본 연구를 통하여 개발된 방법론은 상수관로의 파손시간을 예측하는데 내재된 불확실성을 이용하며, 이를 이용하여 보다 실용적인 관로의 경제적 교체 시간구간을 산정할 수 있게 한다. 따라서 본 연구에서 개발된 관로의 경제적 교체 시간구간을 산정하기 위한 방법론은 통계학적으로 신뢰할 수 있는 관로의 경제적 교체를 위한 기간을 상수관망의 관리자에게 제공함으로써 관로의 장기적 유지관리를 위한 관로 교체 계획을 수립하는데 유용하게 사용될 수 있을 것으로 사료된다.

## 참 고 문 헌

- 박수완 (2009). "상수관로에 대한 시간중속형 공변수를 포함한 포괄적 비례위험모형." **한국수자원학회논문집**, 한국수자원학회, 제42권, 제6호, pp. 445-455.
- Clark, R.M., Stafford, C.L. & Goodrich, J.A. (1982). "Water distribution systems: A spatial and cost evaluation." *Journal of Water Resources Planning and Management-ASCE*, Vol. 108, No. 3, pp. 243-256.
- Cox, D. R. (1972). "Regression Models and Life Tables." *Journal of Royal Statistic Society*, Vol. 34(B), pp. 187-220.
- Dandy, G.C. and Engelhardt, M. (2001). "Optimal scheduling of water pipe replacement using genetic algorithms." *Journal of Water Resources Planning and Management-ASCE*, Vol. 127, No. 4, pp. 214-223.
- de Schaezen, W., Randall-Smith, M.J., Savic, D. and Walters, G.A. (1998). "A Genetic algorithm approach for rehabilitation in water supply systems." *Proc. Int. Conf. on Rehabilitation Technol. for Water Industry*, pp. 1-11.
- Deb, A.K., Hasit, Y.J., Grablutz, F.M. and Herz, R.K. (1998). *Quantifying future rehabilitation and replacement needs of water mains*. AWWA Research Foundation.
- Halhal, D., Walters, G.A., Ouzar, D. and Savic, D.A. (1997). "Water network rehabilitation with a structured messy genetic algorithm." *Journal of Water Resources Planning and Management-ASCE*, Vol. 123, No. 3, pp. 137-146.
- Kim, J.H. and Mays, L.W. (1994). "Optimal rehabilitation model for water-distribution systems." *Journal of Water Resources Planning and Management-ASCE*, Vol. 120, No. 5, pp. 674-692.
- Kleiner, Y., Adams, B.J. and Rogers, J.S. (1998). "Selection and scheduling of rehabilitation alternatives for water distribution systems." *Water Resources Research*, Vol. 34, No. 8, pp. 2053-2061.
- Kleiner, Y. and Rajani, B. (2001). "Comprehensive review of structural deterioration of water mains: statistical models." *Urban Water*, Vol. 3, pp. 131-150.
- Lansey, K.E., Basnet, C., Mays, L.W. and Woodburn, J. (1992). "Optimal maintenance scheduling for water distribution systems." *Civil Engineering Systems*, E & FN Spon, London, Vol. 9, pp. 211-256.
- Loganathan, G.V., Park, S. and Sherali, H.D. (2002). "A 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.
- Male, J.W., Walski, T.M. and Slutsky, A.H. (1990). "Analyzing water main replacement policies." *Journal of Water Resources Planning and Management-ASCE*, Vol. 116, No. 3, pp. 362-374.
- 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.
- Park, S., Kim, J.W., Agbenowosi, N. and Jun, H. (2007). "A methodology to estimate economically optimal replacement time interval of water distribution pipes." *Water Science and Technology: Water Supply*, Vol. 7, No. 5, pp. 149-155.
- Ramos, W.L. (1985). "Benefit/cost analysis procedure for determining water main replacement." *Proc. AWWA Conf. Symp.*, pp. 125-133.
- Shamir, U. and Howard, C.D.D. (1979). "An analytic approach to scheduling pipe replacement." *Journal American Water Works Association*, Vol. 71, No. 5, pp. 248-258.
- Walski, T.M. and Pelliccia, A. (1982). "Economic analysis of water main breaks." *Journal American Water Works Association*, Vol. 74, No. 3, pp. 140-147.

(논문번호:09-022/접수:2009.02.17/심사완료:2009.04.24)