



상수관로의 잔존수명 평가를 위한 통계적 방법론

A Statistical Methodology for Evaluating the Residual Life of Water Mains

박수완¹ · 최창록² · 김정현³ · 배철호³

Park, Suwan¹ · Choi, Chang Log² · Kim, Jeong Hyun³ · Bae, Cheol Ho³

1 부산대학교 사회환경시스템공학부, 2 부산대학교 대학원 사회환경시스템공학과, 3 K-water 연구원 상하수도 연구소

(2009년 2월17일 접수 ; 2009년 6월8일 수정; 2009년 6월 10일 채택)

Abstract

This paper provides a method for evaluating a residual life of water mains using a proportional hazard model(PHM). The survival time of individual pipe is defined as the elapsed time since installation until a break rate of individual pipe exceeds the Threshold Break Rate. A break rate of an individual pipe is estimated by using the General Pipe Break Model(GPBM). In order to use the GPBM effectively, improvement of the GPBM is presented in this paper by utilizing additional break data that is the cumulative number of pipe break of 0 for the time of installation and adjusting a value of weighting factor(WF). The residual lives and hazard ratios of the case study pipes of which the cumulative number of pipe breaks is more than one is estimated by using the estimated survival function. It is found that the average residual lives of the steel and cast iron pipes are about 25.1 and 21 years, respectively. The hazard rate of the cast iron pipes is found to be higher than the steel pipes until 20 years since installation. However, the hazard rate of the cast iron pipes become lower than the hazard rates of the steel pipes after 20 years since installation.

Key words : residual life, proportional hazards model, GPBM, threshold break rate, survival time, water main

주제어 : 잔존수명, 비례위험모형, GPBM, 한계파손율, 생존시간, 상수관로

1. 서론

상수관로의 노후는 정수장에서 고(高)비용을 들여 생산한 정수를 급수지역까지 수송하는 동안 누수를 발생시켜 유수율을 저감시키고 수도의 수질이 저하하는 등의 경제적 손실을 발생시킨다. 2005년 기준 전국(제주도제외) 지방상수도 누수량은 8억4500만³로 누수율은 14.1%이고 누수손실액은 5,745억 원인 것으로 밝혀졌다. 또한 잦은 관로 파손 및 누수, 그리고 교체공사는 교통통제 및 단수 등의 불편을

유발하며 이로 인한 막대한 경제적 손실을 발생시키고 이러한 경제적 손실은 상수도사업부의 재정상황에 악영향을 미칠 뿐 아니라 수도요금의 인상으로 나타나 수요자에게 그 피해가 돌아오게 된다. 뿐만 아니라, 노후관은 가정에 공급되는 수도의 수질을 저하시켜 수도에 대한 국민 불신의 원인이 되고 있다.

이로 인해 정부와 지방자치단체에서는 1997년부터 2011년까지 총 사업비 3조 8319억 원이 소요되는 노후수도관 42,757km에 대한 개량사업을 수립하였다(환경부,

* Corresponding author Tel:+82-51-510-2734, E-mail: swanpark@pusan.ac.kr(Park, S.W.)

2003). 또한, 2007년부터는 유수율제고사업에 통합되어 2016년까지 경년 21년 이상 경과된 노후관 2만 3880km를 교체하는 노후수도관 개량사업을 수립하였으며, 총 사업비는 4조 7760억 원이 소요될 것으로 예상하고 있다(환경부, 2007). 한편 2007년까지 투자된 금액은 3조 5722억 원이며 교체된 노후수도관은 23,839km이다.(환경부, 2008). 이와 같이 수도관 교체사업은 막대한 비용과 기간이 소요되므로 노후관을 합리적으로 판별하여야 하며 이를 관로의 개체 계획수립에 반영하여야 한다.

상수관로의 파손율을 모형화하는 방법론적 접근은 관로에 작용하는 여러 하중(load)과 관로가 이에 대해 저항할 수 있는 구조적 성능을 산정하여 그 관로의 안전율을 예측함으로써 관로의 파손을 모형화하는 물리적 모형과 관로파손이 발생한 시간 및 위치와 관로의 내외부적 환경을 기초자료로 이용하여 관로의 파손을 예측하는 통계적 모형으로 크게 나눌 수 있다.

통계적 모형 중 비례위험모형(Cox, 1972)은 배수관로의 파손율을 위험률의 형태로 모형화할 수 있으며, 관로의 내외부에 작용하는 파손인자를 정량적으로 파악하고 시간에 따른 개별관로의 매설 후 생존확률을 산정하는데 사용되어 왔다. 비례위험모형은 파손인자의 영향을 산정하는 함수와 이러한 영향이 없는 상태의 파손경향을 표현하는 기저함수를 분리할 수 있고 파손영향인자들의 변화에 따른 상대적인 위험률을 산정하는 것이 가능하며 기저함수를 추정할 때는 임의의 통계적 분포형을 고려하지 않으므로 관로의 다양한 파손경향을 모형화하여 보다 신뢰성 있는 통계적 모형을 구축할 수 있다. 이러한 비례위험모형을 상수관로의 파손율 모형에 적용한 연구의 대표적인 사례로 Andreou et al.(1987), Constantine et al.(1993), Li et al.(1992) 및 Park(2004)이 있다.

본 연구에서는 비례위험모형으로부터 도출되는 생존함수를 이용하여 상수관로의 통계적 잔존수명을 평가하는 방법론을 개발하였다. 우선, 상수관로의 파손기록과 매설환경 및 비용자료 등을 이용하여 관로의 파손율경향과 한계파손율을 산정하였으며 이때, 파손율이 한계파손율에 도달하는 시간을 비례위험모형의 구축을 위한 생존시간으로 정의하였다. 비례위험모형은 관로의 제원과 매설환경 및 생존시간을 이용하여 구축하였으며 이를 통해 관로의 생존함수를 추정하였다. 추정된 생존함수는 생존율이 0.5인 중간생존시간을 산정하고 이를 관로의 경제적 수명으로 간주하여 상수관로의 통계적 잔존수명을 평가하였다. 그리고 본 연구에서는 관로파손에 영향을 미치는 인자 및 위험비율을 분석하였으며 기존의 관로파손 예측모형을 개선하여 파손기록이 충분하지 않은 관로에 대한 생존시간을 추정할 수 있는 방법도

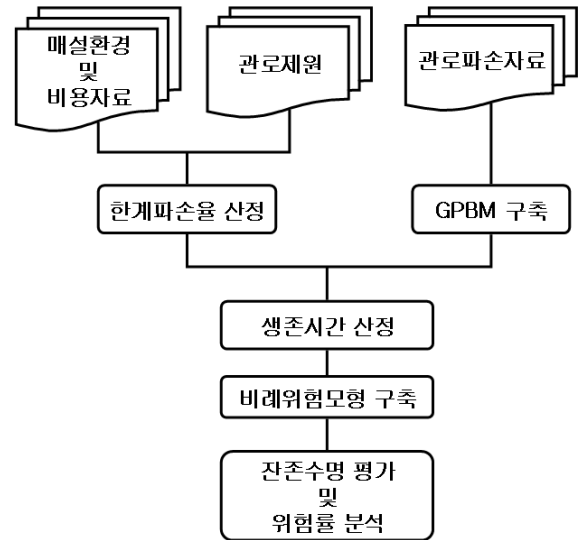


Fig. 1. 잔존수명 평가 방법론

개발하였다.

2. 잔존수명 평가를 위한 비례위험모형 구축 과정

본 연구에서 사용된 관로는 한국수자원공사 광역상수관로(이하 광역상수관로) 데이터베이스 내에 있는 관로들로서 광역상수관로는 1963년 이후 매설된 총 7308개의 개별관로로 구성되어있으며 총 관로연장은 4468km에 이른다. 개별관로란 연속된 관로상에서 내외부적 특성이 동일한 관로를 의미하며 본 연구에서는 관경과 관중, 수중(원수, 정수), 매설일자 및 도로유형을 기준으로 구별된 관로로 정의된다. 이러한 개별관로를 관중에 따라 분류하면 강관 및 주철관(CIP와 DCIP)이 각각 3910개(53.5%) 및 3044개(41.6%)로 대부분을 차지하고 있고 기타 관종은 PC, PCC, 흡관 및 GRP 등으로 354개(4.9%)로 구성되어 있다. 광역상수관로 중 파손사건이 1회 이상 기록된 강관과 주철관은 각 285개와 130개이고 기타 관종은 90개로 구성되어 있으며, 총 연장은 406km이다. 파손이 1회 이상 발생한 관로의 관경은 500mm이하가 101개, 500~1,500mm가 242개, 1,500mm이상은 72개로 구성되어 있고, 매설시점의 경우 1980년 이전관로가 184개, 1980~2000년에 매설된 관로는 198개이며 2000년 이후 매설된 관로는 33개이다.

본 연구에서 제안된 방법론은 파손사건과 보수 및 교체비용이 기록된 관로에만 적용이 가능하다. 파손사건이 없거나 비용에 관한 자료가 없는 개별관로는 생존시간을 산정할 수 없기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 파손사건이 1회 이상 기록되었고 보수 및 교체비용이 산정된 강관과 주철관 415개 개별관로에 대해 비례위험모형을 구축하여 잔존수명을

평가하였다. 본 논문에서 사용된 잔존수명은 현재시점으로부터 개별관로가 경제적 수명에 도달할 때까지 남은 기간을 의미한다.

2.1 생존시간의 산정

상수관로의 잔존수명을 비례위험모형을 이용하여 평가하기 위해서는 개별관로에 대한 생존시간의 정의는 필수적이다. 생존시간이란, 일반적으로 개체에 대해 관측이 시작된 시간으로부터 개체의 사망, 고장 혹은 개체 생존여부에 대한 관측이 종료된 시간까지의 경과시간으로 정의된다. 따라서 본 연구에서는 관로 파손예측 모형인 General Pipe Break Prediction Model(GPBM)(Park and Loganathan, 2002)과 관로의 한계파손율(Loganathan et al., 2002)간의 관계를 이용한 경제적 교체시점(Park and Loganathan, 2002)을 개별관로의 생존시간으로 산정하여 비례위험모형에 적용하였다. GPBM과 한계파손율 간의 관계는 Eq. (1)과 같다.

$$\frac{\ln\left(\frac{1+R}{1+i}\right)}{\ln\left(1+\frac{C}{F \cdot L}\right)} = \frac{d}{dt} \left[WF \cdot B_{exp} e^{A_{exp}(t-t_0)} + (1-WF) \cdot (B_{lin} + A_{lin}(t-t_0)) \right] \quad (1)$$

Eq. (1)의 좌변은 관로의 한계파손율, 그리고 우변은 GPBM의 파손율을 나타낸다. Eq.(1)의 R 은 이자율, i 는 인플레이션율, C 는 파손된 관로의 보수비용, F 는 단위길이당 교체비용, L 은 관로의 길이를 나타낸다. 본 연구에서 이자율(R)은 0.045/year, 인플레이션율(i)은 0.035/year을 적용하였다. 그리고 WF 는 가중계수(weighting factor), 그리고 A_{exp} , B_{exp} , A_{lin} , B_{lin} 는 곡선적합계수(curve fitting

coefficients)를 나타내고 $t-t_0$ 는 매설 후 경과시간으로 Eq. (1)을 $t^*(=t-t_0)$ 에 대해 정리하면 그 시간이 개별관로의 경제적 최적교체시간이 된다.

본 연구에서는 한계파손율을 산정하기 위해 강관과 주철관의 환경에 따른 보수 및 교체비용을 산정하였다. 한편 관로의 파손은 보수공사비 뿐 아니라 누수비용과 교통 혼잡비용, 사회적 불편 초래비용 등을 발생시키므로 본 연구에서는 미국의 Phoenix에서 연구된 누수비용 자료를 이용하여 관로의 보수비용에 추가하였다(Randall, 1999).

예를 들어 Table 1과 같은 제원을 가지는 개별관로의 한계파손율을 산정하기 위해 이자율(R)은 0.045/year, 인플레이션율(i)은 0.035/year을 적용하였으며, 교체비용(F)은 1,378,275원/m, 보수비용(C)은 보수공사비(12,290,605원/event)와 누수비용(18.58원/mm/m)의 합을 사용한 결과 한계파손율은 0.462 건/년(break/year)으로 산정되었다.

그리고 ID 144 개별관로의 실제 파손기록이 Table 2와 같을 때 GPBM의 곡선적합계수(A_{exp} , B_{exp} , A_{lin} , B_{lin})는 최소자승법을 이용하여 산정할 수 있다. 하지만 곡선적합계수를 산정하기 위해서는 파손시간이 다른 파손사건이 2회 이상 발생하여야 하지만 연구대상관로 중 약 75%는 파손사건이 1회 밖에 기록되지 않았다. 따라서 본 연구에서는 관로 매설시점에서 누적 파손횟수는 '0'인 사실을 인지하여 파손시간이 '0'일 때, 누적파손횟수를 '10⁻⁵(≒ 0)'으로 한 자료를 모든 개별관로에 추가하여 수정된 파손기록을 Table 2와 같이 생성하였다. 이로써 최소 파손사건이 1회인 415개 모든 개별관로에 대해 GPBM을 구축하였다. '10⁻⁵(≒ 0)'은 GPBM이 지수함수형을 가질 때 지수함수는 원점을 지나지 않으므로 '0'에 가까운 수를 사용한 것이다.

이와 같이 산정된 경제적 최적교체시간은 개별관로의 매설 후 관찰시간과 비교하여 생존시간과 중도절단 여부를

Table 1. 한계파손율 산정 예시 (ID 144)

매설일자(년/월)	관종	관경(mm)	길이(m)	보수비용(원)	교체비용(원)	한계파손율(건/년)
1991 / 1	강관	1,100	1,474	42,417,186	2,031,577,350	0.462

Table 2. ID 144 개별관로의 누적파손횟수와 파손시간

실제 기록된 파손기록	누적파손횟수 (건)	X	2	3	4	5	6	7
	파손시간 (개월)	X	130	131	153	161	162	179
수정된 파손기록	누적파손횟수 (건)	10 ⁻⁵ (≒ 0)	2	3	4	5	6	7
	파손시간 (개월)	0	130	131	153	161	162	179

결정한다. 만약, 개별관로의 경제적 최적교체시간이 마지막 관찰시간까지 발생하지 않은 경우 개별관로의 생존시간은 마지막 관찰시간이 되고 그 사건은 중도절단된 사건(censored event)이 된다. ID 144 개별관로는 매설 후 현재(2007년 12월 기준)까지 관찰시간이 17년이므로 생존시간은 Table 3에 계산된 경제적 최적교체시간인 13.5년이 되며, 이 시간이 현재까지의 관찰시간인 17년 보다 작으므로 절단되지 않은 사건(non-censored event)으로 정의된다.

위의 예제는 WF의 값이 '0'이 아니므로 GPBM이 곡선적합(Curve Fitting)이 되어 한계파손율과의 교점이 발생하는 경우이다. 그러나 개별관로의 파손시간이 다른 파손횟수가 2회이거나 파손율이 일정하여 WF가 '0'이 되면 GPBM은 선형함수가 되고, GPBM의 시간에 대한 미분형인 개별관로의 파손율은 일정한 상수를 가지므로 한계파손율에 도달하는 최적교체시간을 산정할 수 없게 된다. 즉, 이러한 개별관로는 생존시간이 무한대(∞)로 산정되어 비례위험모형 구축에 사용할 수 없다.

그러나 관로의 파손율은 시간이 경과함에 따라 일반적으로 증가하는 경향을 보이므로, 비록 현재까지의 관로의 파손경향이 선형함수일지라도 그 관로의 미래의 파손경향은 비선형적으로 바뀔 수 있다. 따라서 본 연구에서는 이러한 관로의 일반적인 파손경향을 GPBM에 반영하기 위해 WF를 '0'이 아닌 매우 작은 ' 10^{-9} '의 값을 사용하였다. 이와 같은 방법을 통해 관측시간까지 발생한 경험적 파손경향이 선형함수인 관로를 비선형으로 적합(fitting)시켜 모든 개별관로에 대해 생존시간의 산정이 가능하게 하였으며 이는 보다

높은 신뢰성을 가진 비례위험모형의 구축을 가능하게 한다.

이와 같이 파손시간이 '0'일 때 누적파손횟수가 '0'인 파손기록을 추가하고 WF의 범위를 ' $0 < WF \leq 1$ '로 조정하는 방법은 일반적으로 상수관로의 파손기록 자료가 부족한 국내 상황에서 GPBM 및 비례위험모형을 구축할 때 유용하게 사용될 수 있을 것으로 사료된다.

2.2 모형의 공변수와 회귀계수의 산정

415개 개별관로에 대해 산정된 생존시간과 Table 4에 보인 공변수를 이용하여 비례위험모형을 구축하였다.

적절한 모형의 선정방법은 SAS 통계패키지의 명령문을 통한 순차적 방법이 있지만 이러한 순차적 방법에서는 공변수의 계급원칙(hierarchical principle)이 위배될 때가 있다. 따라서 본 연구에서는 최종적인 비례위험모형을 구축하기 위하여, 먼저 모든 공변수에 대한 단일변수분석(univariate analysis)을 실시하고 유의한 공변수를 중심으로 발생 가능한 모든 공변수의 조합을 통해 형성된 모형의 유의성을 검토하였다. 모형 간 통계적 유의성 검토는 log-likelihood ratio statistic ($-2\text{Log } PL$) 및 Akaike Information Criterion(AIC)으로 검사하는 Collet(2003)의 공변수 선택 방법을 수행하였으며, 이 때, 관종과 관경 그리고 길이의 공변수로 구성된 모형이 가장 통계적 유의성이 높은 모형으로 채택되었다.

비례위험모형에서 채택하고 있는 가장 중요한 가정은 공변수의 위험률에 대한 비례성 가정(Proportionality Assumption)이다. 따라서 각 공변수에 대한 비례성 가정을 검토하여 비례성 가정을 위배하는 공변수는 시간종속변수

Table 3. ID 144 개별관로의 GPBM 결과 및 경제적 최적교체시간

A_{exp}	B_{exp}	A_{lin}	B_{lin}	WF	한계 파손율	경제적 최적교체시간(t^*)
1.86	3.7×10^{-11}	0.67	-3.44	0.032	0.462	13.5년

Table 4. 비례위험모형에 고려된 공변수와 공변량

공변수	정의	변수 종류	공변량
type	관종	이분변수	강관(SP) => type = 0 주철관류(CIP & DCIP) => type = 1
dia	관경	연속변수	dia1 = ln(dia)
length	길이	연속변수	length1 = ln(length)
water	수종	이분변수	원수 및 침전수 => water = 1 정수 => water = 0
road	도로유형	이분변수	2차선도로 및 고속도로 => road = 1 보도 또는 노지 및 이면도로 => road = 0

로 취급하여야 한다. 일반적으로 비례성 가정을 검토하는 방법으로 생존률 2중 로그 곡선이 널리 이용되고 있으나 이러한 방법은 시각에 의존하기 때문에 주관적인 결정이라는 단점이 있다(박재빈, 2007). 따라서 본 연구에서는 Klein and Moeschberger(2003)의 Schoenfeld 잔차(residuals)를 이용한 표준화된 스코어 잔차(Standardized Score residuals)를 검토하여 비례성 가정을 검토하는 스코어 프

로세스(Score process)를 추가적으로 수행하였다.

Fig. 2 ~ Fig. 4는 채택된 공변수인 관중(Type), 관경(Diameter) 그리고 길이(Length)의 비례성 가정 검토를 위한 표준화된 스코어 잔차이고 Fig. 5 ~ Fig. 7은 $\log(-\log S(t))$ vs. $\log(t)$ 그래프를 나타낸다.

시간에 따른 표준화된 스코어 잔차(Standardized Score

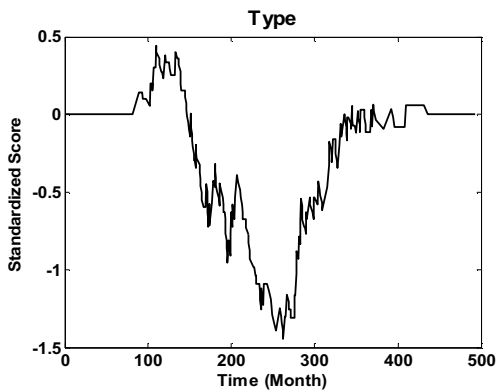


Fig. 2. 관중에 대한 표준화된 스코어 잔차

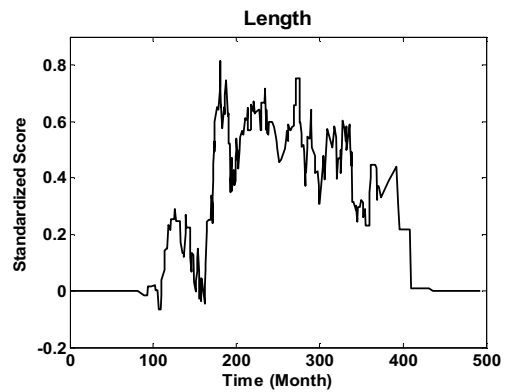


Fig. 3. 길이에 대한 표준화된 스코어 잔차

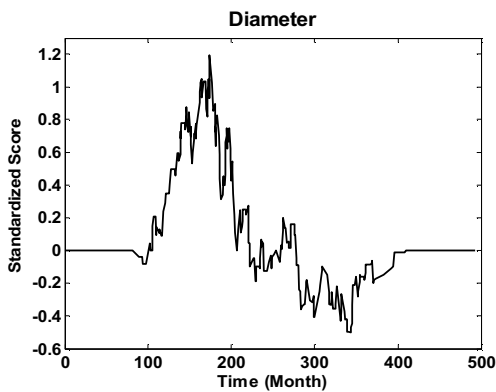


Fig. 4. 관경에 대한 표준화된 스코어 잔차

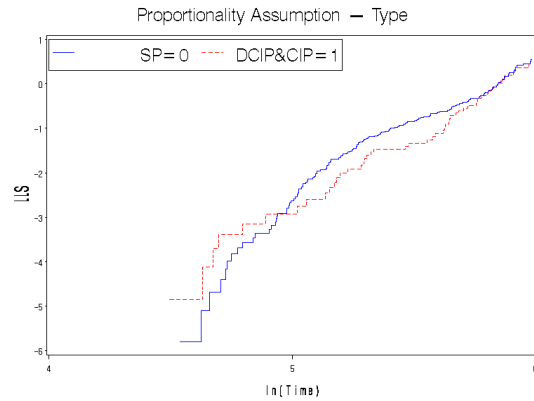


Fig. 5. 관중에 대한 LLS vs. ln (time)

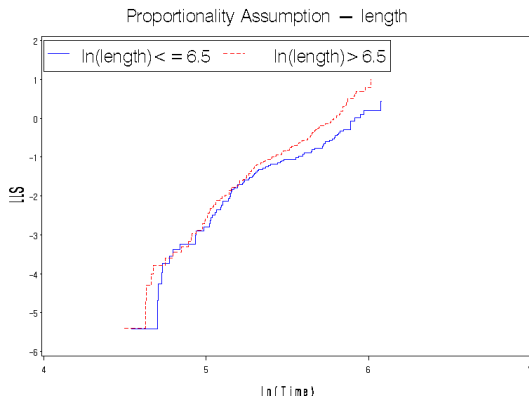


Fig. 6. 길이에 대한 LLS vs. ln (time)

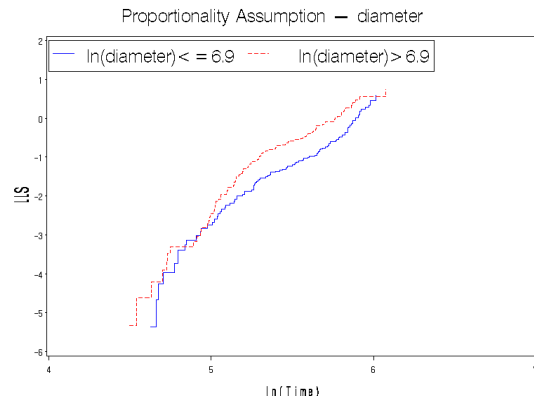


Fig. 7. 관경에 대한 LLS vs. ln (time)

Table 6. 최종 선택된 공변수의 회귀계수와 위험률의 신뢰구간

Covariate	Parameter	p-value (Pr <Ch-square)	Hazard ratio	95% Hazard ratio confidence limits	
				Lower limit	Upper limit
type(관종)	3.15205	<.0001	23.384	7.230	75.635
length(길이)	-0.19184	0.0003	0.825	0.745	0.915
dia(관경)	-0.82687	<.0001	0.437	0.327	0.586
type×Time	-0.01357	<.0001	0.987	0.982	0.991

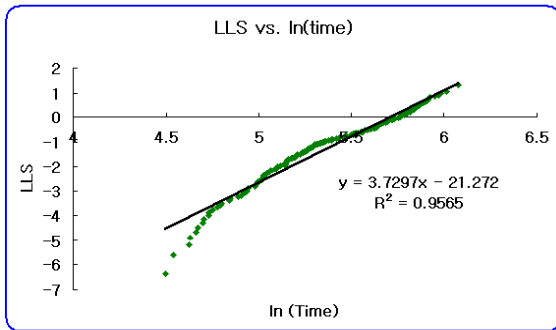


Fig. 8. LLS vs. ln(time) 그래프

residuals)의 변화는 Brownian Bridge에 근사하고, Brownian Bridge의 값이 ± 1.35 를 초과할 확률은 0.05로 산정된다(Therneau et al., 1990). 따라서 비례위험모형 공변수의 비례성 위반 판정기준은 Brownian Bridge 즉, 표준화된 스코어 잔차의 최대값이 ± 1.35 를 초과할 경우이며 $\log(-\log S(t))$ vs. $\log(t)$ 그래프는 곡선이 시각상 서로 평행상태를 나타내면 비례성 가정을 만족하는 반면 평행상태를 나타내지 않는 경우 비례성 가정을 만족시키지 않는 것으로 판단한다(송혜향, 2007).

관종은 표준화된 스코어 잔차의 최대 절대값이 1.44이고 $\log(-\log S(t))$ vs. $\log(t)$ 그래프도 교차하고 있으므로 비례성 가정을 위반한 공변수로 판단되었다. 따라서 관종을 시간종속형 변수로 취급하여 확장 비례위험모형을 구축하였으며 이전 모형과 비교할 때 확장 비례위험모형의 우도비는 97.7354, AIC는 2002.968로 모형의 유의성이 크게 증가하는 것으로 나타났다. 한편, 관경과 길이는 비례성 가정을 만족하는 공변수로 판단할 수 있다. Table 5는 이러한 기준에 따라 최종 선택된 공변수를 고려하여 비례위험모형을 구축한 후 그 회귀계수를 구한 결과를 나타낸다.

그리고 비례위험모형의 기저생존함수는 기록된 각 파손 시점에 대한 기저생존확률의 추정치($\hat{S}_0(t)$)의 로그-로그 변환값($\ln(-\ln \hat{S}_0(t))$)을 적절한 함수형으로 근사시켜서 구한다. Fig. 8은 $LLS(\ln(-\ln \hat{S}_0(t)))$ 를 로그 변환한 시간

$\ln(t)$ 에 대한 그래프이며 1차 함수형을 가짐을 알 수 있다. 파손시간이 Weibull 분포를 따를 경우 로그변환한 시간과 기저생존확률의 로그-로그변환값은 선형적 관계를 가지므로 오직 시간에 대한 생존함수, 즉 기저생존함수는 Eq. (2)와 같이 추정되었으며 Table 5에서 채택된 공변수 및 그 회귀계수를 이용하면 개별관로의 생존함수는 Eq. (3)과 같이 표현된다.

$$\hat{S}_0(t) = \exp(-\lambda t^\gamma) = \exp(-e^{-21.272} t^{3.7297}) \quad (2)$$

$$\hat{S}_i(t) = \exp(-e^{-21.272} t^{3.7297}) \exp(3.15205 type - 0.82687 dia - 0.19184 length - 0.01357 type \cdot Time) \quad (3)$$

추정된 비례위험모형의 적합도를 검증은 Therneau et al.(1990)이 제안한 각 모형의 이탈 잔차(deviance residual)를 산정하여 이탈 잔차의 절대값이 3을 초과할 경우를 모형의 이상치로 정의된다(Allison, 1995). 본 연구대상 관로에 대한 이탈잔차는 Fig. 9에 보이는 바와 같으며 구축된 비례위험모형은 기록된 자료에 대체적으로 적합한 것으로 판단된다.

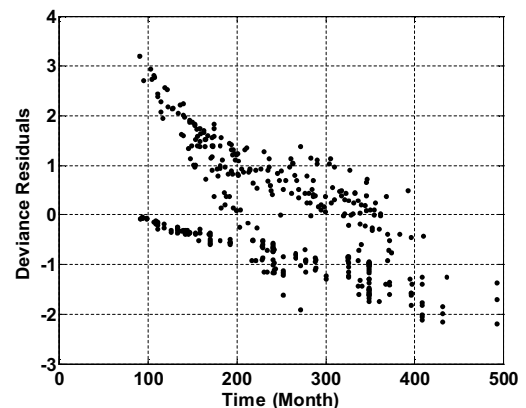


Fig. 9. 이탈잔차를 이용한 잔차분석

3. 결과 및 고찰

3.1 잔존수명 평가

잔존수명은 매설된 개별관로가 현재를 기준으로 교체가 이루어져야 할 시점까지 남은 시간을 의미한다. 따라서 본 연구에서는 개별관로의 생존함수를 활용하여 생존율이 0.5에 도달하는 중간생존시간(median survival time)을 그 개별관로가 교체되어야 할 시점 즉, 경제적 수명으로 설정하고 매설 후 그 시점에 도달하기까지 현재(2007년 12월) 남은 잔존수명을 평가하였다. Table 6은 개별관로의 경제적 수명과 잔존수명 평가 결과의 일부를 보이고 있으며 Fig. 10은 연구대상관로의 경제적 수명에 대한 분포를 나타내고 있다.

한편 이상의 파손사건이 기록된 연구대상 관로의 평균 중간생존시간은 23년 6개월이었으며 이 중 강관의 평균 중간생존시간은 약 25.1년이며, 주철관은 21년으로 추정되었다. 잔존수명 평가 결과는 415개 개별관로 중 214개 개별관로는 중간생존시간을 초과하였으며 이는 그 개별관로가 이미 현재(2007년 12월)를 기준으로 관로의 경제적 수명을 다한 것으로 볼 수 있다. 한편, 중간생존시간에 아직 도달하지 않은 나머지 201개 개별관로에 대해 평가된 잔존수명의 평

균은 7.1년이며 강관의 평균 잔존수명은 8.6년이고 주철관의 평균은 5.4년으로 산정되었다. 즉, 이러한 201개의 관로는 평균적으로 현재로부터 약 7년 이후에는 경제적 수명이 다한 상태에 도달할 것으로 예상된다.

주철관의 경우 경제적 수명이 21년으로 다소 적게 분석되었는데 이는 주철관 중 내면에 시멘트 몰타르가 된 주철관(DCIP)과 그렇지 않은 주철관(CIP)의 구분 없이 분석되어 상대적으로 파손이 잦은 CIP의 영향으로 사료된다. 또한 분석대상관로 중 주철관은 중도절단율(percent censored)이 약 60%로 다소 높았으므로 그 결과에 대한 신뢰성이 다소 낮을 것으로 사료된다.

이와 같이 통계적 모형에서 자료의 양은 모형의 신뢰성에 중대한 영향을 미친다. 하지만 국내 여건은 일반적으로 관로 파손에 대한 자료 축적이 아직 미비하여 통계적 모형에 대한 접근을 하지 못하고 있는 실정이다. 본 연구에서 사용된 상수관로 파손율에 대한 통계적 모형 중 하나인 GPBM도 기존의 방법론에서는 부족한 자료를 가진 국내 여건에 적용하는 것이 제한적이었다. 하지만 본 연구에서는 매설시점에 누적 파손사건횟수를 '0'으로 설정하고 가중계수(WF)의 범위를 $0 < WF \leq 1$ 로 사용함으로써 자료 축적이 미비한 국내에서 GPBM을 통한 통계적 접근이 가능하도록 하였다.

본 연구에서 개발된 방법론은 상수관로 중 파손사건이 1회 이상인 관로에 적용되므로 파손사건이 발생하지 않은 관로에 대한 잔존수명을 평가할 수 없지만, 한 번의 파손 또는 누수사고가 발생할 경우 그 관로의 제원과 매설환경에 관한 정보를 본 연구에서 구축된 생존함수에 적용하여 해당 관로의 잔존수명과 그 통계적 신뢰구간을 산정하는 것이 가능하다.

또한 개발된 방법론은 관로파손에 영향을 미치는 다양한 인자를 추가하여 생존함수를 구축할 수 있다. 즉, 관로의 부식 및 파괴메커니즘에 영향을 미치는 다른 인자를 추가하여 모형을 갱신하거나 연구대상관로와 다른 제원 및 매설환경을 가지는 새로운 관망에 적용하여 새로운 모형을 구축할 수 있다. 따라서 파손사건에 대한 자료와 관로제원 및 매설

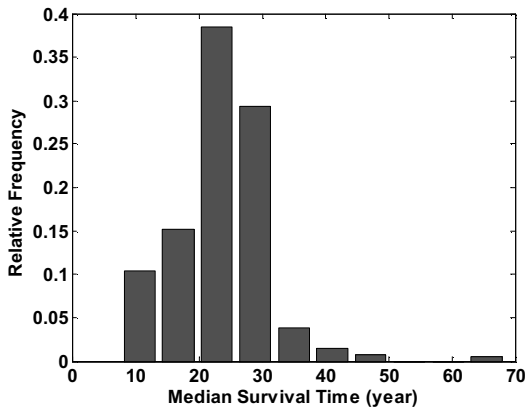


Fig. 10. 경제적 수명(중간생존시간)의 분포

Table 6. 개별관로의 경제적 수명과 잔존수명 평가 결과 예시

ID	관경 (mm)	관종	길이 (m)	수종	도로유형	경제적 수명(년)	95% 신뢰구간		잔존 수명(년)	95% 신뢰구간	
							하한	상한		하한	상한
1	1000	강관	815	원수	2차선도로	24.78	23.33	26.82	3.78	2.33	5.82
2	1000	강관	1835	원수	2차선도로	25.97	24.46	28.14	4.97	3.46	7.14
3	350	DCIP	358	원수	2차선도로	13.45	12.55	14.23	-7.55	-8.45	-6.77
4	900	강관	2071	정수	2차선도로	25.47	23.99	27.59	4.47	2.99	6.59
5	900	강관	1420	정수	2차선도로	24.93	23.47	26.98	3.93	2.47	5.98

환경에 대한 다양한 자료를 장기간에 걸쳐 축적하고 다양한 인자를 고려한다면 더욱 신뢰성이 높은 비례위험모형을 구축할 수 있을 것이며 잔존수명 평가 결과에 대한 신뢰성도 더욱 높아질 것이다.

3.2 위험률 분석

본 연구는 개별관로의 잔존수명 뿐 아니라 경제적 수명에 영향을 미치는 공변수에 대한 위험률을 분석할 수 있다. 관종(type)만의 전반적인 영향은 위험비율(hazard ratio)의 95% 신뢰구간이 '1'을 포함하지 않으므로 관종에 따른 경제적 수명에 도달하는 상대적인 위험률은 주철관(CIP 및 DCIP)이 강관(SP)에 비해 23.3배 높은 것으로 분석된다. 하지만 관종(type)은 시간종속 효과로 인해 위험비율(hazard ratio)이 시간에 따라 변화하게 되고 매설 초기 관로가 경제적 수명에 도달하는 위험률은 주철관(CIP 및 DCIP)이 높으나, 매설 후 약 19년이 경과하면 강관(SP)의 위험률이 주철관류에 비해 상대적으로 증가하는 것으로 나타난다. 따라서 연구대상 관로의 매설초기 위험률은 주철관이 강관에 비해 높으나, 약 20년 이상 매설된 관로의 경우 강관이 경제적 수명에 도달할 위험이 상대적으로 높은 것으로 분석되었다.

관경(dia)과 길이(length)도 위험비율(hazard ratio)의 95% 신뢰구간이 1을 포함하지 않으므로 유의한 영향을 미치는 공변수이다. 경제적 수명에 도달하는 위험률은 관경이 크고 길이가 길수록 감소하는 것으로 나타난다. 또한, 본 연구의 비례위험모형에서 관경과 길이는 기록된 값에 대수를 취하였으므로 관경과 길이가 작을 때는 관로가 경제적 수명에 도달하는 상대적인 위험률의 변화가 크지만 관경과 길이가 커질수록 변화의 정도는 감소함을 알 수 있다.

4. 결 론

본 연구는 연구대상 상수관로 중 1회 이상 파손기록이 있고 보수 및 교체 비용이 제공된 강관 및 주철관을 대상으로 잔존수명을 평가하였으며 그 결론은 다음과 같다.

- 1) 한번 이상의 파손사건이 기록된 연구대상 관로 중 강관의 경제적 수명의 평균은 약 25.1년이었으며, 주철관의 경제적 수명의 평균은 21년으로 추정되었다.
- 2) 현재 시점에서 경제적 수명을 초과하지 않은 강관의 잔존수명의 평균은 약 8.6년, 주철관의 평균은 5.4년으로 추정되었다.
- 3) 관종만을 고려한 경제적 수명에 도달하는 상대적인 위험률은 주철관(CIP 및 DCIP)이 강관(SP)에 비해 23.3배 높은 것으로 분석된다. 그러나 관종은 또한 시간종속형

변수로 평가되어 매설초기에는 주철관이 강관에 비해 경제적 수명에 도달하는 위험률이 높으나, 매설 후 약 20년 이상이 경과되면 강관이 주철관에 비해 경제적 수명에 도달하는 위험률이 더 높은 것으로 분석되었다.

- 4) 본 연구에서는 매설시점에 누적파손사건횟수를 '0'으로 설정하고 가중계수(WF)의 범위를 $0 < WF \leq 1$ 로 사용함으로써 자료 축적이 미비한 관로에 대해 General Pipe Break Prediction Model(GPBM)을 통한 관로의 파손경향 모형화가 가능하도록 하였다.
- 5) 본 연구에서 개발된 방법론을 통하여 상수관로의 잔존수명에 대한 신뢰구간을 추정할 수 있으며, 관로의 경제적 수명 도달시간에 연관되는 다양한 인자의 영향을 통계학적으로 평가할 수 있다. 또한 개발된 방법론은 연구대상 관로 외 다른 관로의 파손기록 및 매설환경에 대한 자료를 이용하여 해당관로의 잔존수명 및 그 통계적 신뢰구간을 산정할 수 있다.

감사의 글

본 연구는 한국수자원공사 K-water 연구개발사업의 연구비 지원으로 수행되었으며, 이에 감사를 드립니다.

참고문헌

1. 박재빈 (2007). *생존분석 이론과 실제*, pp. 181-297. 신광출판사, 서울.
2. 송혜향, 정갑도, 이원철 (2007). *생존분석*, pp. 85-146. 청문각, 서울.
3. 환경부 (2003). *물관리종합대책 실천계획*, pp. 3-6. 환경부, 서울
4. 환경부 (2007). *국가 물 수요관리 종합대책*, pp. 19-25. 환경부, 서울
5. 환경부 (2008). *2008 환경백서*, pp. 453-489. 환경부, 서울
6. Randall C. Conner. (1999). *PIPELINE SAFETY, RELIABILITY, AND REHABILITATION*, pp. 353-381. American Society of Civil Engineering, U.S.A.
7. Andreou, S. A., Marks, D. H. and Clark, R. M. (1987) "A New Methodology for Modeling Break Failure Patterns in Deteriorating Water Distribution Systems: Applications." *Advances in Water Resources*, Vol. 10, pp. 11-20.
8. Allison, P. D. (1995). *Survival Analysis using SAS: A Practical Guide*, Cary, SAS Institute, U.S.A. pp. 173-174.
9. Collet, D. (2003). *Modelling Survival Data in Medical*

- Research*, pp. 80-87 . Chapman & Hall/CRC, Boca Raton, U.S.A.
10. Constantine, A. G. and Darroch, J. N., In S. Osaki, D. N. P. Murthy. (1993). *Pipeline Reliability: Stochastic Models in Engineering, Technology and Management*, World Scientific, Singapore.
 11. Cox, D. R. (1972). "Regression Models and Life Tables." *Journal of Royal Statistic Society*, **Vol. 34**, No. 2, pp. 187-220.
 12. Klein, J. P. and Moeschberger, M. L. (2003). *Survival Analysis: Techniques for Censored and Truncated Data*. Springer-Verlag, pp. 374-379. New York,
 13. Li, D. and Haims, Y. Y. (1992). "Optimal Maintenance-related Decision Making for Deteriorating Water Distribution Systems 1. Semi-Markovian model for a water main." *Water Resources Research*, **Vol. 28**, No. 4, pp. 1053-1061.
 14. Loganathan, G. V., Park, S., and Serali, 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.
 15. Park, S. (2004). "Identifying the Hazard Characteristics of Pipes in Water Distribution Systems by using the Proportional Hazards Model: 2. Applications." *KSCE Journal of Civil Engineering*, **Vol. 8**, No. 6, pp. 669-677.
 16. 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.
 17. Therneau, T. M. and Grambsch, P. M. and Fleming, T. R. (1990). "Martingale-based residuals for survival models." *Biometrika*, **Vol. 77**, No. 1, pp. 147-160