Journal of Korean Society on Water Quality, Vol. 23, No. 1, pp.87-96 (2007)

상수도 배수관로의 특성에 따른 개별관로 정의 방법을 이용한 파손사건 사이의 비례위험모델링

박수완† · 김정욱 · 전환돈*

부산대학교 공과대학 토목공학과
*고려대학교 공과대학 BK21 글로벌 리더 사업단

The Proportional Hazards Modeling for Consecutive Pipe Failures Based on an Individual Pipe Identification Method using the Characteristics of Water Distribution Pipes

Suwan Park† · Jung Wook Kim · Hwan Don Jun*

Department of Civil Engineering, Pusan National University
**Department of Civil and Environmental Engineering, Korea University*
(Received 20 November 2006, Accepted 8 December 2006)

Abstract

In this paper a methodology of identifying individual pipes according to the internal and external characteristics of pipe is developed, and the methodology is applied to a case study water distribution pipe break database. Using the newly defined individual pipes the hazard rates of the cast iron 6 inch pipes are modeled by implementing the proportional hazards modeling approach for consecutive pipe failures. The covariates to be considered in the modeling procedures are selected by considering the general availability of the data and the practical applicability of the modeling results. The individual cast iron 6 inch pipes are categorized into seven ordered survival time groups according to the total number of breaks recorded in a pipe to construct distinct proportional hazard model (PHM) for each survival time group (STG). The modeling results show that all of the PHMs have the hazard rate forms of the Weibull distribution. In addition, the estimated baseline survivor functions show that the survival probabilities of the STGs generally decrease as the number of break increases. It is found that STG I has an increasing hazard rate whereas the other STGs have decreasing hazard rates. Regarding the first failure the hazard ratio of spun-rigid and spun-flex cast iron pipes to pit cast iron pipes is estimated as 1.8 and 6.3, respectively. For the second or more failures the relative effects of pipe material/joint type on failure were not conclusive. The degree of land development affected pipe failure for STGs I, II, and V, and the average hazard ratio was estimated as 1.8. The effects of length on failure decreased as more breaks occur and the population in a GRID affected the hazard rate of the first pipe failure.

keywords : Hazard rate, Individual pipe, Pipe failure, Proportional hazards model, Water distribution pipe

1. 서 론

상수도 배수관로의 파손율을 모델링하기 위한 방법론적 접근은 관로에 작용하는 내·외부적 하중(load)이 관로의 구조적 성능에 미치는 영향을 산정하여 관로의 파손을 예측하고자 하는 물리적 모델링 방법과 관로에 발생한 파손사건에 관한 자료, 즉 파손시간과 위치에 대한 자료와 관로의 내재된 인자 및 외부환경을 근거로 하여 관로의 파손을 예측하는 통계적 모델링 방법으로 크게 나눌 수 있다. 배수관로 파손율 산정 및 예측을 위한 물리적 모델링 방법은 관로 파손에 직접적인 영향을 주는 인자에 대한 영향을 산정할 수 있는 반면에 파손 영향인자에 대한 정확하고 세부적인 자료가 요구되므로 자료의 획득 및 수집에 많은 비용이 소요될 수 있다.

한편 통계적 모델링 방법은 관로의 파손과 관련된 직접적인 요인뿐만 아니라 여러 가지 직접적인 요인을 총괄적으로 대표할 수 있는 간접적인 요인들에 대한 영향도 산정이 가능하나 통계학적으로 의미 있는 모델링을 위해서는 오랜 시간 동안 구축되어온 관로 파손자료가 요구된다. 그러나 통계적 모델링 방법은 일정 기간 동안 구축되어온 파손자료가 존재할 경우 다양한 통계분석 기법을 통하여 관로의 파손율과 같은 통계치들을 산정할 수 있으므로 다양한 모델링이 가능하다. 배수관로의 파손모델링에 관한 물리적 및 통계적 접근 방법에 관한 보다 자세한 내용은 Rajani 등(2001)과 Kleiner 등(2001)의 배수관로의 파손모델링에 관한 전반적인 검토에 관한 연구에 수록되어 있다.

비례위험모형(Cox, 1972)은 배수관로의 파손율을 산정 및

† To whom correspondence should be addressed.
swanpark@pusan.ac.kr

예측하기 위한 통계적 모형 중 가장 진보된 모형의 하나로써, 관로의 파손과 연관된 관로의 내 · 외부적 인자의 영향을 산정하는 함수와 이러한 영향이 없는 상태의 파손경향을 표현하는 기저위험함수를 분리하여 파손에 영향을 주는 인자들 간의 상대적 효과를 산정하는 것이 가능하며, 기저위험함수의 추정 과정에 있어서 관로의 파손시간에 대한 어떠한 통계적 분포형도 고려하지 않을 수 있으므로 매우 다양한 관로 파손경향을 모델링할 수 있는 장점이 있다. 이러한 비례위험모형의 장점을 이용하여 배수관로의 파손율을 모델링한 연구의 대표적인 사례로 Andreou 등(1987), Constantine 등(1993), Li 등(1992) 및 Park(2004)이 있다.

비례위험모형은 서로 다른 특성을 가지는 개체의 상대적인 위험률(hazard rate)을 산정하기 위한 통계적 모형이므로, 이를 이용하여 배수관로의 파손위험률을 산정하기 위해서는 하나의 개체로 정의되는 '개별관로'에 관한 일관되며 명확한 정의가 필요하다. 관로는 일반적으로 여러 개의 관체가 연결되어 하나의 관로로 구성되며, 개별관로에 대한 기준이 없는 상태에서 관로를 정의할 경우 정의된 관로는 그 전 길이에 걸쳐 상이한 특성을 보유하게 될 수 있으므로, 개별관로로 정의되는 하나의 관로는 그 자체의 전 길이에 걸쳐 일정한 내 · 외부적 특성을 보유하여야 한다.

본 논문에서는 배수관로의 파손율 산정을 위한 비례위험모델링을 위하여 관로의 내 · 외부적 특성에 따라 '개별관로'를 정의하는 방법을 개발하였으며, 이와 같은 방법을 연구대상 지역의 배수관로 파손 데이터베이스에 적용하여 비례위험모델링에 적합한 '개별관로 파손데이터베이스'를 구축하였다. 개별관로 파손데이터베이스와 관로의 내 · 외부적 특성에 관한 자료를 이용하여 관로의 순차적 파손사건에 대한 비례위험모형을 구축하였으며, 관로의 순차적 파손사건에 따라 변화하는 파손인자에 대한 분석과 그 상대적 영향에 대하여 분석하였다.

2. 연구의 특성 및 개요

비례위험모형은 개체들의 생존시간과 개체의 사망 혹은 파손에 영향을 미치는 내 · 외부적 인자 혹은 특성들에 대한 자료를 이용하여 개체의 위험률과 생존확률을 산정한다. 여기서 내부적 인자는 관로의 특성을 나타내는 관로의 재질, 관경 및 연결방식, 그리고 외부적 인자는 관로매설 위치의 토양의 특성, 수압, 토지개발정도 및 교통량 등으로 볼 수 있다. 비례위험모형을 통한 분석으로부터 획득되는 내용 중의 하나는 관종별, 관경별, 혹은 매설환경에 따른 배수관로의 파손특성이므로 모델링에 사용되는 관로들은 개별관로로 정의된 관로의 전 길이에 걸쳐 일관된 내 · 외부적 특성을 보유하도록 정의되어야 한다. 따라서 본 연구에서는 MATLAB을 이용하여 연구대상 지역의 배수관로 파손 데이터베이스에서 정의된 관로들을 새로이 관로의 내 · 외부적 특성에 따른 개별관로로 정의하기 위한 알고리듬을 개발하였으며, 그 결과물인 개별관로 파손데이터베이스를 이용하여 비례위험모형을 구축하였다.

한편 상수도 배수관로는 한번 파손이 발생할 경우 전체를 교체해야 하는 일부 기계 혹은 전자 부품과 달리 보수작업을 통하여 그 사용연한이 거의 다할 때까지 계속해서 사용되는 것이 일반적이다. 따라서 생존분석(survival analysis)에서 개체의 위험률과 생존확률(survival probability)의 산정에 이용되는 비례위험모형을 배수관로에 적용하기 위해서는 개체의 생존시간(survival time)에 대한 일반적인 정의, 즉 개체의 사망 시간에 대한 새로운 해석이 필요하다. 이러한 관점에서 Park(2004)은 배수관로가 완전히 교체되기 전에 다수의 파손사건이 발생하였을 경우 파손사건 사이의 경과시간을 관로의 생존시간으로 정의하여 순차적 파손사건들에 대한 비례위험모형을 구축할 수 있는 방법론을 제시하였다. 본 논문은 이러한 Park(2004)의 방법론을 적용하여 연구대상 지역 상수도 배수관로의 파손횟수의 증가에 따른 위험률과 생존확률의 특성을 파악하고 관로파손에 영향을 미치는 인자에 대해 분석하였다.

본 연구에서 개발된 방법론은 Fig. 1과 같이 연구대상 지역의 상수관로 파손데이터베이스에 포함되어 있는 관로의 위치, 제원, 파손시기 및 위치 자료 및 관로매설지역의 급수인구 및 수압범위에 관한 자료와 토지 데이터베이스로부터 추출한 관로매설지역의 토지개발 정도에 관한 자료를 이용하여 관로의 내 · 외부적 특성의 변화를 고려한 개별관로를 정의하는 것으로부터 시작한다. 이러한 방법으로 정의되는 관로들의 생존시간과 중도절단생존시간(censored survival time) 및 각 관로의 특성자료를 이용하여 파손사건 사이의 비례위험모형이 구축된다. 구축된 비례위험모형들로부터 각 파손사건 사이의 관로의 생존함수(survival function)를 추정한다. 구축된 비례위험모형들을 분석하여 관로의 파손사건의 횟수의 증가에 따른 관로의 파손 특성과 파손 영향인자의 상대적 효과에 대한 평가가 수행된다.

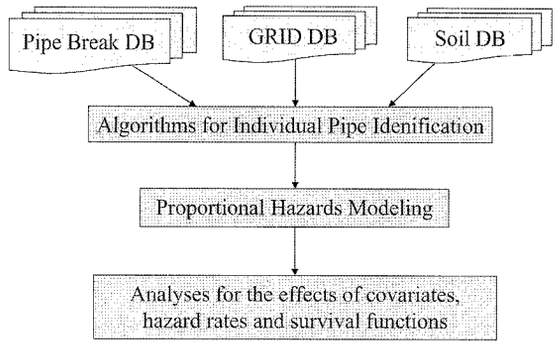

Fig. 1. Process of the proportional hazards modeling.

3. 개별관로의 정의

비례위험모형은 관로의 파손에 영향을 미치는 인자의 상대적 효과를 산정할 수 있는 통계적 모형이므로 비례위험모형을 이용한 관로의 파손특성 분석 및 위험률 산정에 가장 기초가 되는 것은 분석대상이 되는 개체, 즉 개별관로를 정의하는 일이다. 여기서 개별관로를 정의한다는 의미는 관로의 내 · 외부적 특성에 따라 관로를 정의한다는 의미이

며, 개별관로의 정의에 이용되는 관로의 내·외부적 특성이 관로파손에 영향을 미치는 인자로서 고려될 수 있다. 또한 이러한 관로파손 영향인자는 비례위험모형에서는 공변수(covariate)로 사용된다. 따라서 만약 하나의 개별관로로 정의된 관로가 그 전 길이에 걸쳐 일정한 특성 혹은 인자값을 가지지 않는다면 관로파손에 영향을 미치는 인자의 증감에 따른 상대적 효과는 정확하게 산정될 수 없게 된다. 이러한 관로의 특성에 따른 관로의 정의는 비단 비례위험모형을 이용한 관로의 파손위험률 뿐만 아니라 파손율 산정에도 이용되었는데, Shamir 등(1979), Walski 등(1982) 및 Male 등(1990)은 관로의 특성에 따라 관로군을 구분하여 개별 관로군에 대한 파손율을 산정하였다.

본 논문에서 관로의 파손 영향인자와 비례위험모형의 공변수를 선택하기 위하여 사용된 자료는 연구대상 지역의 관로파손 데이터베이스, 관로 관리용 GRID 데이터베이스 및 토지 데이터베이스이다. 관로파손 데이터베이스는 관로의 매설시기, 재질 및 연결방식, 길이 그리고 파손 시간 및 위치를 포함하는 자료로써 관로 상에서 파손사건이 발생한 위치를 관로시작 지점으로부터의 백분율로 나타내고 있다. GRID 데이터베이스는 상수관망 관리회사가 관로 관리를 위해 사용해온 데이터베이스로써 각 GRID 내의 관로의 수압과 급수인구를 조사해 놓은 자료체계이며, 하나의 GRID의 폭은 약 500 m이며 높이는 약 400 m이다. 각 GRID 내의 관내 수압은 수압유형1(8.8~12.3 kg/cm^2), 수압유형2(7.0~8.8 kg/cm^2), 수압유형3(3.5~7.0 kg/cm^2) 및 수압유형4(2.1~3.5 kg/cm^2)의 4가지 종류의 수압범위로 기록되어있다. 토지 데이터베이스는 관로가 매설된 위치에서의 토지개발정도(도시 또는 비도시지역)를 기록해 놓은 자료체계이며, 관로파손 데이터베이스와 같이 관로 상에서 토지개발정도가 바뀌는 위치를 관로시작 지점으로부터의 백분율로 나타내고 있다.

배수관로의 파손에 영향을 미치는 인자로는 관로 내 물의 물리·화학적 특징, 결절 형성(tuberculation)과 토양의 생물·물리·화학적 성질과 같은 관로 내·외부의 환경, 수압·교통하중 등과 같은 관로의 구조적 결함을 유발하는 인자들 및 관로의 재질과 제작 및 매설상태, 관로 매설지점에서의 건설 활동 등으로 볼 수 있다. 그러나 이러한 세부적인 파손영향 인자에 대한 정보를 획득하기 위해서는 많은 비용이 소요될 수 있으며, 개별관로의 정의에 토양의 세부적인 생물·물리·화학적 성질 등을 이용할 경우 정확한 토양특성 산정의 어려움으로 인해 비교적 부정확한 관로정의가 이루어질 수 있다.

예를 들어 Park(2004) 및 Andreou 등(1987)은 연구대상 지역의 각 배수관로의 매설지점에서의 토양의 물리·화학적 특성에 대한 자료를 토대로 비례위험모형을 구축하였다. 그러나 이러한 과정에서 관로 매설지점의 토양의 특성치가 취할 수 있는 값의 범위의 중간값을 선택하였고, 관로의 길이가 매우 길어서 다양한 토양종류를 통과할 경우, 통과되는 토양들의 특성의 평균치를 사용하는 등 많은 가정을 내포하고 있다. 이러한 시도는 토양의 구체적인 특성 중의 하나(예를 들어 토양의 부식성 또는 pH 등)가 관로의 파손에 어떤 영향을 주는지를 파악하고자 한 의도에서 기인한다고 할 수 있다. 그러나 많은 경우에 있어서 이러한 구체적인 인자 자체에 대한 자료 획득이 매우 어렵고, 토지조사서와 같은 이미 구축되어 있는 자료를 이용한다 하더라도 개개 인자의 산정 방법에 많은 가정을 내포하게 된다. 그러므로 개별관로의 정의에 관로의 파손에 영향을 미치는 구체적인 인자에 대한 부정확한 값을 사용하기보다는 이용가능한 자료로부터 실용적으로 획득 가능하며 인자 값의 산정에 있어서 비교적 신뢰도가 높은 인자를 선정하는 것이 합리적인 개별관로 정의 방법이라고 사료된다.

이러한 비례위험모형의 공변수 선택 과정에서 발생할 수 있는 문제점들을 고려하여 연구대상 지역의 관로파손 데이터베이스, 관로 관리용 GRID 데이터베이스 및 토지 데이터베이스를 토대로 관로가 위치한 지역의 토지개발정도(DL), 관로 재질 및 연결부위의 종류(CATEGORY) 및 관로가 위치한 GRID(GRID)를 개별관로 정의를 위한 기준으로 사용하였다. Fig. 2는 길이가 2447 m이며 관로 번호가 '6194'인 주철관 6 inch 관로를 DL, CATEGORY 및 GRID의 변화에 따라 개별관로로 정의한 과정을 나타낸다.

Fig. 2에 보인 GRID, DL 및 CATEGORY 막대 상의 숫자는 관로 시작지점으로부터 GRID, DL 및 CATEGORY의 값이 바뀌는 지점에 대한 백분율을 나타낸다. 새로이 정의되는 개별관로는 관로가 시작되는 지점으로부터 끝나는 지점까지 GRID, DL 및 CATEGORY 값의 조합이 일정하게 유지되어야 하므로, 이 예에서 사용된 관로번호 '6194'는

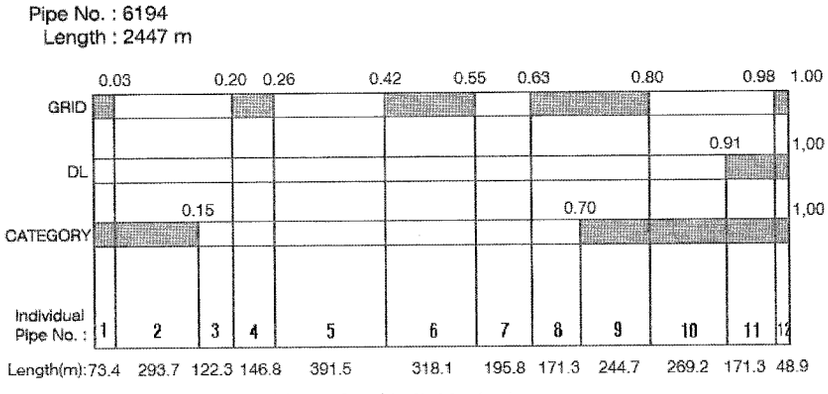

Fig. 2. Example for redefinition of an individual pipe.

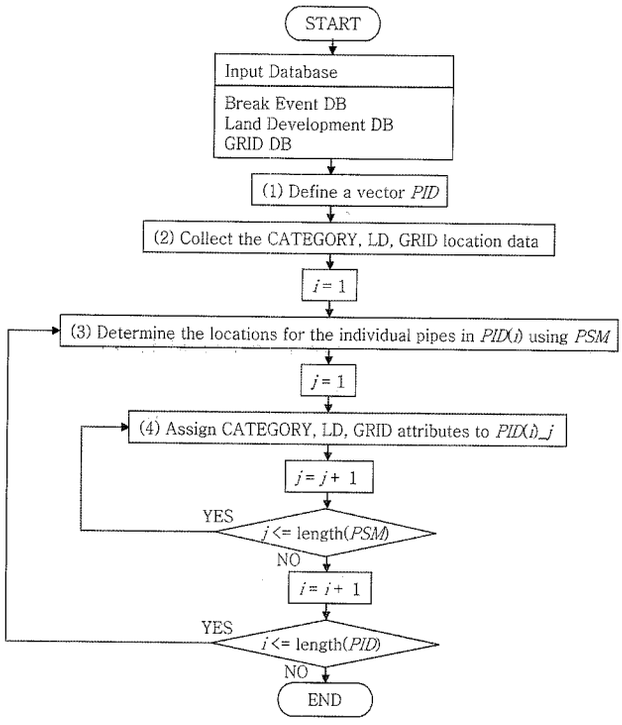

Fig. 3. Algorithm for the definition of individual pipes.

Fig. 2의 하단에 보인 바와 같이 12개 개별관로로 새로이 정의된다. 한편, Fig. 2의 하단에 '1'부터 '12'까지로 표시된 세부관로로 구분된 선상의 값들은 12개 개별관로 각각의 길이를 나타낸다. 이러한 개별관로 정의 방법을 Fig. 3과 같은 알고리듬으로 개발하여 MATLAB 프로그램을 작성하였으며, 연구대상 주철관 6 inch 관로들에 적용하여 개별관로를 정의하였다.

Fig. 3의 개별관로 정의 알고리듬 (1)은 관로파손 데이터베이스(Break Event DB), 관로 관리용 GRID 데이터베이스(GRID DB) 및 토지 데이터베이스(Land Development DB) 내의 관로의 이름을 '*PID*'라고 하는 MATLAB vector 변수에 저장한다. 알고리듬의 (2)에서는 각 *PID*의 CATEGORY(관로 제원), LD(토지개발 정도) 및 GRID가 변하는 위치를 MATLAB matrix 변수들에 저장한다. 알고리듬의 (3)에서는 CATEGORY, LD 및 GRID가 변하는 위치를 저장한 MATLAB matrix 변수들의 값을 하나의 MATLAB vector 변수 '*PSM*'에 저장한 후 크기 순으로 정렬한다. 이 과정에서 *PID*를 개별관로로 구분할 위치가 정해지며, 알고리듬의 (4)에서 개별관로로 정의되는 관로들에 대한 CATEGORY, LD 및 GRID 정보가 부여되고 다음 *PID*로 계산과정이 넘어가게 된다. 알고리듬 내의 'length()'는 MATLAB에서 정의되는 vector의 크기를 나타낸다.

4. 비례위험모형의 개요

비례위험모형은 개체 i가 t시점까지 생존했을 경우에 다음 미소시간 동안에 사망 혹은 파손될 단위시간당 확률을 나타내는 위험률 $h_i(t)$와 이에 영향을 미치는 요인들인 x_{1i}, x_{2i}, ..., x_{qi}의 관계를 식 (1)과 같이 표현한다.

$$h_i(t) = h_0(t)\exp(\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + ... + \beta_q x_{qi}) \tag{1}$$

여기서 $h_0(t)$는 생존시간에 대한 분포형이 결정되지 않은 기저위험함수(baseline hazard function)를 나타낸다. 생존시간에 영향을 미치는 인자를 나타내는 x는 흔히 공변수라고 불리며, β_i는 x_i에 관련된 회귀계수를 나타낸다. 위험함수와 생존함수의 관계는 식 (2)와 같다.

$$\begin{aligned} S_i(t) &= \exp\left(-\int_0^t h_i(\tau)d\tau\right) \\ &= \exp\left(-\int_0^t h_0(\tau)\exp(\boldsymbol{\beta}'\boldsymbol{x}_i)d\tau\right) \\ &= [S_0(t)]^{\exp(\boldsymbol{\beta}'\boldsymbol{x}_i)} \end{aligned} \tag{2}$$

여기서 $S_0(t)$는 생존시간에 대한 분포형이 결정되지 않은 기저생존함수(baseline survival function), $\boldsymbol{x}$는 공변수들의 열벡터, β'는 공변수들의 행벡터를 나타낸다. 기저위험함수는 식 (2)로부터 식 (3)을 이용하여 추정할 수 있다.

$$\hat{h_0}(t) = -\frac{d}{dt}log(\hat{S_0}(t)) \tag{3}$$

비례위험모형을 상수관로 문제에 적용시킴으로써 얻을 수 있는 큰 이점은 서로 다른 관로, 즉 서로 다른 공변량을 가지는 관로들 간의 상대적 위험률을 산정할 수 있다는 점이다. 다른 공변량은 두 관로 모두에 대해 일정하고 하나의 공변량의 값만이 단위 크기만큼 증가할 때의 상대적 위험률을 위험비율(hazard ratio)이라고 하며, 이를 이용하여 토지개발정도와 같은 공변량의 변화가 관로의 파손 위험률에 미치는 상대적 영향을 산정할 수 있게 된다. 비례위험모형에 대한 보다 자세한 특징에 대해서는 박(2006)에서 상세하게 설명되어 있다.

비례위험모형의 회귀계수의 추정은 생존시간 중 중도절단 생존시간이 존재함으로 인해서 일반적인 우도(likelihood)와는 다른 Cox(1972)에 의해 제안된 식 (4)와 같은 부분우도(partial likelihood)를 이용한다.

$$PL = \prod_{j=1}^{k}\left(\frac{\exp(\boldsymbol{\beta}'\boldsymbol{x}_j)}{\sum_{m\in R(t_j)}\exp(\boldsymbol{\beta}'\boldsymbol{x}_m)}\right) \tag{4}$$

식 (4)에서 위험집합(risk set)이라고 불리는 $R(t_j)$는 j번째 파손이 일어나기 직전까지 파손되지 않은 개체의 집합, 즉 시점 t_j에 파손이 일어날 가능성이 있는 개체들을 나타낸다. 식 (4)로 표현되는 부분우도를 최대화하는 β의 값을 산정하므로써 비례위험모형의 회귀계수 β를 추정할 수 있다.

생존함수 $S(t)$는 최대우도법(maximum likelihood method)을 추정된 회귀계수 β를 이용하여 기저생존함수 $S_0(t)$를 추정한 후 식 (2)를 이용하여 추정될 수 있다. 한편 기저생존함수는 식 (5)를 이용하여 추정된다(Kalbfleisch et al., 1973).

$$\hat{S}_0(t)=\prod_{j=1}^{t}\left(1-\frac{\exp(\hat{\beta}'x_i)}{\sum_{m\in R(t_j)}\exp(\hat{\beta}'x_m)}\right) \quad (5)$$

비례위험모형의 회귀계수 및 기저위험함수의 추정에 관한 보다 자세한 내용은 Klein 등(2003)에 수록되어있다. 한편 식 (4)로 표현되는 부분우도는 개체의 생존시간은 오직 하나만 존재한다 - 즉 어떤 개체가 사망 혹은 파손되었다면 그 개체는 재생 불가능 상태에 도달한다 - 는 가정을 내포하고 있다. Park(2004)은 일반적으로 몇 번의 파손사건이 발생한 뒤에 배수관로가 완전히 교체되는 특성과 파손사건 사이의 비례위험모형 구축시 야기되는 위험집합의 변화를 고려하여 식 (6)과 같은 파손사건 사이의 부분우도 방정식을 개발하였으며, 이를 이용하여 연속되는 파손사건에 대한 비례위험모형 구축 방법론을 개발하였다.

$$PL_n=\prod_{j=1}^{k}\left(\frac{\exp(\beta'x_j)}{\sum_{m\in R_n(t_j)}\exp(\beta'x_m)}\right) \quad (6)$$

여기서 n은 관로의 파손사건 사이의 구간을 나타내며 '1'부터 비례위험모형의 구축이 가능한 최대 파손횟수까지의 값을 가진다. 파손사건 사이의 기저위험함수는 최대우도법을 이용하여 각 파손사건 사이의 비례위험모형 회귀계수 β를 추정한 후 식 (5) 및 식 (3)을 이용하여 추정된다.

5. 비례위험모형 구축 방법론

5.1. 배수관로의 개요

연구대상 지역의 배수관로를 재질별로 구별하면 주철관(cast iron pipe) 및 덕타일 주철관(ductile cast iron pipe)이 각 각 75% 및 20%로 대부분을 차지하며, 그 외 아연도금·콘크리트·석면 시멘트·플라스틱 관 등으로 구성된다. 주철관은 또한 제작 및 연결 부위의 방식에 따라 고정연결방식인 Spun-Rigid 주철관, 유연한 연결방식인 Spun-Flex 주철관 및 Pit 주철관으로 구분된다. 한편 배수관로의 관경은 6 또는 8 inch(약 152 mm 또는 203 mm) 관로가 약 79%로 연구대상 지역 배수관로의 대부분을 차지한다.

연구대상 지역의 관로파손 데이터베이스에는 1903년 1월부터 1997년 12월까지 관로의 재질, 매설시기, 관경, 길이 등에 대한 자료와 관로의 파손사건에 대한 시간과 위치에 대한 자료가 기록되어 있으며, 본 연구에서는 연구대상 지역의 주철관 6 inch 관로를 분석대상 관로군으로 선정하였다. 연구대상 지역 관로파손 데이터베이스내의 주철관 6 inch 관로의 총 길이는 약 2,205,060 m이며, 기록된 총 파손 횟수는 6,607회이다. 연구 대상지역의 주철관 6 inch 관로를 총 파손횟수에 따른 관로의 개수 및 길이, 그리고 이들이 전체 주철관 6 inch 관로에서 차지하는 비율을 나타내면 Table 1과 같다.

5.2. 구축된 비례위험모형의 정의와 공변수 선택 방법

연구대상 지역 주철관 6 inch 배수관로 파손사건 사이의 비례위험모형을 구축하기 위하여 구축될 모델을 Table 2와 같이 생존시간의 유형에 따라 구분하고 각 생존시간군(survival time group)에 해당하는 모델을 정의하였다. 관로파손 데이터베이스로부터 최대한 구축될 수 있는 파손사건 사이의 비례위험모형의 개수는 이론적으로 9개, 즉 Model IX까지의 비례위험모형을 구축할 수 있는 것으로 나타났으나, Table 1에서 보였듯이 총 파손횟수가 6회를 초과하는 관로는 전체 관로 개수의 1%에도 근접하지 못하는 매우 적은 부분을 차지하므로, 본 연구에서는 Table 2에 보인 바와 같이 총 파손횟수 7회까지에 대한 비례위험모형을 구축

Table 1. Number and length of cast iron 6 inch pipes

Total number of breaks	Number of pipes	Length (10^5 m)	Percentage of number of pipes (%)	Percentage of length (%)
0	5313	9.5	44.72	26.46
1	4329	12.6	36.44	35.01
2	1149	5.8	9.67	16.11
3	500	3.3	4.21	9.06
4	268	2.0	2.26	5.57
5	162	1.3	1.36	3.70
6	95	0.8	0.80	2.36
More than 6	64	0.6	0.54	1.69

Table 2. Definition of the models

Survival time group and model number	Minimum total number of breaks	Survival time	Censored survival time
I	0	1st *BT* - *IT*	LOT - *IT*
II	1	2nd *BT* - 1st *BT*	LOT - 1st *BT*
III	2	3rd *BT* - 2nd *BT*	LOT - 2nd *BT*
IV	3	4th *BT* - 3rd *BT*	LOT - 3rd *BT*
V	4	5th *BT* - 4th *BT*	LOT - 4th *BT*
VI	5	6th *BT* - 5th *BT*	LOT - 5th *BT*
VII	6	7th *BT* - 6th *BT*	LOT - 6th *BT*

하였다.

Table 2에서 *BT*는 관로의 파손시간(Break Time), *IT*는 관로의 매설시기(Installation Time), LOT는 관로파손 최종관측시간(Last Observation Time)인 1997년 12월을 나타낸다.

GRID, DL 및 CATEGORY는 개별관로 정의를 위해 사용된 공변수의 종류를 나타내며, Fig. 1과 같은 방법으로 정의된 개별관로의 길이 또한 비례위험모형의 공변수로 사용되었다. 개별관로에 대해 공변량을 부여하기 위해서 토지개발정도(DL)는 도시지역(urban land) 및 비도시지역(non-urban land)으로 구분하였고, 관로재질 및 연결방식은 Spun-Rigid 주철관(SR), Spun-Flex 주철관(SF) 및 Pit 주철관으로 구분하였다. 또한 GRID에 따른 관내 수압을 공변수로 고려하기 위하여 관내 수압은 수압유형1, 수압유형2, 수압유형3(PT1, PT2, PT3) 및 수압유형4로 구분하였다.

관로의 길이(L) 및 급수인구(C) 공변수의 값은 공변량의 분포가 정규분포를 따라야 한다는 선형회귀분석의 가정을 만족시키고 통계적으로 유의한 모형의 구축을 위하여 관로의 길이 및 급수인구 공변량들의 자연로그 값들을 구한 다음 평균이하의 값과 평균 미만의 값으로 구분하여 각 개별관로에 부여하였다. 따라서 모델링에 고려된 공변수는 토지개발정도(DL), 길이(L) 및 GRID 내의 급수인구(C), 관로재질 및 연결방식(SR, SF)과 수압유형(PT1, PT2, PT3)이며 모든 공변수는 이분변수(binary variable)로 정의되었다. Table 3은 모형의 구축에 고려된 공변수의 정의와 각 관로에 부여될 수 있는 공변량을 나타낸다.

6. 비례위험모형 분석 결과

비례위험모형의 구축은 Table 2의 각 모델에 포함될 공변수의 선택과 공변수의 회귀계수를 추정한 후 기저생존함수 및 기저위험함수 추정의 순서로 진행된다. 모델에 포함될 공변수의 선택은 통계분석용 소프트웨어인 SAS System을 이용하여 각 공변수별 생존경험 분석, 비례위험 가정에 대한 검토, 최대우도 추정법에 의해 산정된 각 공변수의 회귀계수의 통계적 유의성 검토 및 -2 Log *PL* 통계치가 최소가 되는 공변수의 조합을 선택하는 Collet(2003)의 공변수 선택 방법을 통합적으로 수행하여 결정되었다. 여기서 *PL*은 식 (6)으로 표현되는 각 생존시간군에 대한 부분우도를 나타낸다.

6.1. 모형의 회귀계수 및 위험비율의 추정 결과 및 분석

비례위험모형의 공변수에 대한 회귀계수는 부분우도를 최대화시키는 회귀계수의 값을 Newton-Raphson 법과 같은 수치적 방법을 이용하여 추정할 수 있으며, 위의 공변수 선택을 위한 통합적인 방법을 이용하여 결정된 각 생존시간군에 대해 통계적으로 유의한 공변수와 SAS system을 이용하여 산정된 공변수의 회귀계수 추정값 및 위험비율은 Table 4와 같다.

Table 4는 분석대상 관로들의 순차적 파손사건 사이의 생존경험을 나타내므로, 이러한 결과를 분석하므로써 관로의 파손횟수가 증가하는 동안 파손에 영향을 미치는 인자의 변화와 그 영향을 파악할 수 있으며, 또한 추정된 공변수의 위험비율의 변화를 분석하므로써 관로의 재원 혹은 매설환경에 따른 위험률의 상대적인 변화를 파악할 수 있다. Table 4에 나타난 바와 같이 파손횟수가 증가할수록 모델에 포함되는 공변수의 개수가 대체적으로 감소되는 것을 알 수 있다. 파손횟수가 6회 및 7회가 되면 관로의 파손은 재질, 토지개발정도 및 사용인구로는 설명될 수 없으며, 관로의 길이만이 관로의 파손확률에 영향을 미치는 것으로 분석된다.

한편 관내수압에 대한 공변수(*PT*1, *PT*2, 및 *PT*3)는 관내수압의 유형에 따른 생존경험에 관한 분석과 비례위험가정에 대한 검토 및 관내수압 회귀계수의 *p*-value에서 모두 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났으며, Collett(2003)의 공변수 선택 방법에 의해서도 선택되지 않는 것으로 나타나 모든 모델에서 사용되지 않았다. 이러한 결과를 얻은 데에는 다음과 같이 두 가지 요인이 존재할 것으로 사료된다. 하나는 모델링에 사용된 관내수압 공변량이 각 관로에 대해 정확하게 측정된 값이 아닌 연구대상 지역의 각 GRID에 대해 정의된 관내수압의 평균값이기 때문인 것으로 사료되며, 또 다른 요인으로 고려될 수 있는 것은, 관내수압의 절대적인 크기가 파손에 영향을 미치기보다는 수압의 급격한 변화가 관로의 파손에 큰 영향을 줄 것으로 예상되나 본 연구에서는 그러한 자료가 사용되지 못했다는 것이다. 따라서 개별관로에 대해 측정된 수압변화에 대한 자료가 존재할 경우 수압변화가 파손에 미치는 영향을 모델링할 수 있을 것으로 사료된다.

각 공변수의 위험비율에 대한 분석은 다음과 같다. Spun-

Table 3. Values of the covariates

Covariate	Value	
	1	0
DL	Urban land	Non-urban land
L	Greater than average length	Less than average length
C	Greater than average population	Less than average population
SR	Spun Rigid	Non-Spun Rigid
SF	Spun Flex	Non-Spun Flex
PT1	Pressure type 1	Non-pressure type 1
PT2	Pressure type 2	Non-pressure type 2
PT3	Pressure type 3	Non-pressure type 3

Table 4. Estimates of the parameters and hazard ratio for final model covariates

Model	Covariate	Parameter	*p*-value (Pr < Ch-sqare)	Hazard ratio	95% Hazard ratio confidence limits	
					Lower limit	Upper limit
I	SR	0.60328	<.0001	1.828	1.548	2.159
	SF	1.83369	<.0001	6.257	5.266	7.434
	DL	0.58199	<.0001	1.790	1.619	1.978
	L	0.96287	<.0001	2.619	2.366	2.899
	C	0.21828	<.0001	1.244	1.146	1.350
II	SR	0.29303	0.0828	1.340	0.963	1.867
	SF	-0.08241	0.6391	0.921	0.653	1.299
	DL	0.28931	0.0450	1.336	1.006	1.772
	L	1.7302	<.0001	5.642	4.754	6.695
	C	0.39706	0.0520	1.487	0.996	2.220
	DL · C	-0.48724	0.0223	0.614	0.405	0.933
III	SR	0.25651	0.3334	1.292	0.769	2.173
	SF	-0.06004	0.8321	0.942	0.541	1.640
	L	0.85493	<.0001	2.351	1.934	2.859
	C	-0.16995	0.0679	0.844	0.703	1.013
IV	L	0.72912	<.0001	2.073	1.612	2.666
V	SR	-0.78578	0.0937	0.456	0.182	1.142
	SF	-0.91513	0.0661	0.400	0.151	1.063
	DL	0.61848	0.0677	1.856	0.956	3.604
	L	0.34925	0.0316	1.418	1.031	1.950
VI	L	0.44147	0.0340	1.555	1.034	2.339
VII	L	0.66856	0.0097	1.951	1.176	3.239

Rigid 주철관 여부를 나타내는 공변수 *SR*은 Model I에서 위험비율의 95% 신뢰구간이 1을 포함하지 않으며 위험비율의 추정치가 약 1.8이므로, 매설 후 같은 경과 시간에 대해 Spun-Rigid 주철관의 첫 번째 파손에 대한 위험률이 Pit 주철관에 비해 약 1.8배가 되는 것으로 나타났다. 그러나 Model II, III, V에서 *SR*의 위험비율의 신뢰구간이 '1'을 포함하므로 파손이 2회 이상인 Spun-Rigid 주철관에 대해서는 Pit 주철관에 비해 위험률이 더 높아지거나 낮아진다고 단정할 수 없는 것으로 나타났다. Spun-Flex 주철관 여부를 나타내는 공변수 SF는 Model I에서 약 6.3으로 추정되어 Spun-Flex 주철관이 Pit 주철관에 비해 첫 번째 파손 위험률이 약 6.3배 높으나, Model II, III, V에서 *SF*의 위험비율의 신뢰구간이 '1'을 포함하므로 파손이 2회 이상인 Spun-Flex 주철관에 대해서는 Pit 주철관에 비해 위험확률이 더 높아지거나 낮아진다고 단정할 수 없는 것으로 나타났다.

이러한 관로재질 및 연결방식에 따른 위험비율의 변화는 파손횟수의 증가에 따른 Spun-Rigid 주철관, Spun-Flex 주철관 및 Pit 주철관 사이의 상대적인 강도 변화에 있는 것으로 분석된다. 즉, Pit 주철관은 Spun-Rigid 주철관과 Spun-Flex 주철관에 비해 관의 두께가 두꺼우므로 파손회수가 적을 때에는 Spun-Rigid 주철관과 Spun-Flex 주철관에 비하여 강한 강도를 유지하여 파손 위험률이 낮으나, 파손횟수가 많아질수록 Pit 주철관의 강도도 감소하여 Spun-Rigid 주철관이나 Spun-Flex 주철관에 대한 상대적 파손 위험률은 큰 차이가 나지 않는 것으로 분석된다. 한편 첫 번째 파손사건에 대한 Spun-Flex 주철관의 위험률이 Pit 주철관에 비해 6배 높게 나온 것은 제공된 자료들로는 정확한 분석이 어려우나, 유연한 연결방식의 시공 상의 여러 가지 문제점 때문에 Spun-Flex 주철관에 대해 실제로 기대한 내구성을 확보하지 못했기 때문일 것으로 사료된다.

토지개발정도를 나타내는 공변수 *DL*의 위험비율은 *DL*이 포함된 모든 모델에 대하여 '1'보다 큰 값을 나타내며, 위험비율의 신뢰구간은 Model I과 Model II에서는 '1'을 포함하지 않는다. 한편, Model V에서는 위험비율의 신뢰구간의 최소값이 '0.956'으로 '1'에 매우 근접하고 위험비율의 신뢰구간의 최대값이 약 3.6으로 비교적 큰 값을 가지는 것으로 나타났다. 따라서 이러한 *DL*에 대한 위험비율의 신뢰구간을 종합적으로 분석하면 도시지역의 파손 위험률이 비도시지역에 비해 높은 것으로 판단된다. 또한 *DL*이 공변수로 사용된 모델들의 위험비율의 평균값으로 볼 때 도시지역이 비도시지역에 비해 파손 위험률이 약 1.8배 높은 것으로 나타났다.

관로의 길이를 나타내는 공변수 *L*의 위험비율은 *L*이 포함된 모든 모델에 대하여 '1'보다 큰 값을 나타내며, 위험비율의 신뢰구간도 모든 모델에서 '1'을 포함하지 않는다. 따라서 길이가 긴 관로의 위험률이 짧은 관로에 비해 높은 것으로 분석된다. *L*의 위험비율의 모델에 따른 변화를 분석해 보면 3번째 파손까지의 *L*의 위험비율의 평균값은 약 3.5로 긴 관로의 파손 위험률이 짧은 관로의 약 3배 이상이 되는 것으로 나타나고, 4번째 파손 이후의 모델들에 대

한 L의 위험비율의 평균값은 약 1.7로 나타나 전체적으로 보면 파손횟수가 증가함에 따라 L의 위험비율은 대체적으로 감소하는 경향을 보인다. 이러한 경향은 파손횟수가 많지 않을 때에는 관로가 긴만큼 파손이 일어날 물리적인 범위도 크므로 파손 위험률이 높으나 파손횟수가 많아질수록 파손 위험률에 대한 길이의 상대적인 영향이 감소한다는 것을 나타내는 것으로 사료된다.

GRID 내의 인구를 나타내는 공변수 C는 Model I에서는 위험비율의 신뢰구간이 '1'을 포함하지 않으므로 급수인구가 많은 GRID에 위치한 관로의 파손 위험률이 급수인구가 적은 GRID에 위치한 관로의 경우보다 약 1.2배 큰 것으로 나타났으나, Model II와 Model III에서는 C의 위험비율이 '1'을 포함하므로 GRID 내의 인구에 따른 상대적인 파손 위험률의 차이가 있다고 단정 지을 수는 없는 것으로 분석된다. 인구와 관로 파손 간의 상관관계는 인구집중에 수반되는 교통량의 증가가 관로 파손위험을 증가시키는 것으로 추론할 수 있으나 이에 대한 분석에 대해서는 추가적인 연구가 필요할 것으로 사료된다.

6.2. 기저생존함수 및 기저위험함수의 추정 및 분석

비례위험모델링의 이론에 의하면 기저생존함수를 이용한 생존확률의 추정량은 공변수의 영향이 없을 때 즉, 공변수의 값이 '0'일 때의 생존확률을 의미한다. 그러나 기저생존함수의 구축과정에서 공변수의 값을 '0'으로 하여 추정한 생존확률은 표본 내 관로들의 공변량의 평균값을 이용하여 추정한 생존확률과 일치한다. SAS system의 'baseline' 명령문은 이러한 공변량의 평균치를 이용하여 각 파손시점에 대한 기저생존확률의 추정치 및 그 로그-로그 변환값(LLS)을 산정한다.

기저생존함수는 각 파손시간에서의 기저생존확률의 추정치를 다항식과 같은 임의의 함수형으로 산정할 수도 있으나 관로의 파손시간이 Weibull 분포를 따를 경우 로그변환한 시간과 기저생존확률의 로그-로그변환값은 선형적 관계를 가지므로 이를 먼저 검토할 필요가 있다. 기저생존함수의 추정을 위한 과정의 예를 들기 위하여 SAS system을 이용하여 산정한 생존시간군 I에 대한 파손시간의 로그변환값과 기저생존확률 추정치의 로그-로그 변환값의 관계를 회귀식으로 표현하면 Fig. 4와 같다.

Fig. 4로부터 로그-로그 변환된 기저생존함수는 식 (7)과 같이 표현된다.

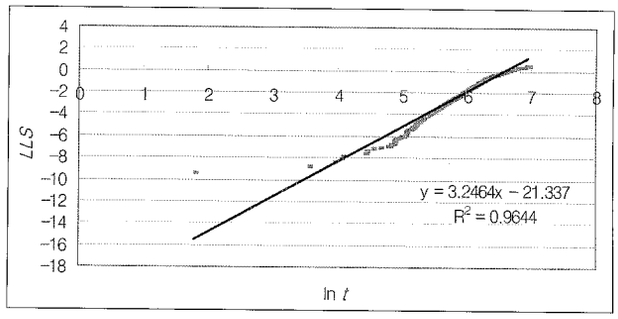

Fig. 4. Plot of the ln t and LLS for survival time group I.

$$LLS(t) = 3.2464 \ln t - 21.337 \tag{7}$$

따라서 Model I의 관로의 파손시간은 Weibull 분포를 따른다고 볼 수 있으며, 이로부터 Model I의 기저생존함수는 식 (8)과 같이 표현된다.

$$\hat{S}_0(t) = \exp(-\lambda t^{\gamma}) = \exp(-e^{-21.337} t^{3.2464}) \tag{8}$$

한편 식 (8)로부터 Model I의 기저위험함수는 식 (3)을 이용하여 식 (9)와 같이 구해진다.

$$\hat{h}_0(t) = 3.246 t^{2.2464} e^{-21.337} \tag{9}$$

따라서 Model I의 위험함수와 생존함수는 Table 4에서 구한 Model I의 공변수 및 그 회귀계수를 이용하면 식 (10) 및 식 (11)로 표현된다.

$$\hat{h}_i(t) = 3.246 t^{2.246} e^{-21.337} \exp(0.603 SR_i + 1.834 SF_i + 0.582 DL_i + 0.963 L_i + 0.218 C_i) \tag{10}$$

$$\hat{S}_i(t) = [\exp(-e^{-21.337} t^{3.246})]^{\exp(0.603 SR_i + 1.834 SF_i + 0.582 DL_i + 0.963 L_i + 0.218 C_i)} \tag{11}$$

Model I의 기저생존함수를 추정하는 위의 절차를 이용하여 모든 모델의 기저생존함수 및 기저위험함수를 추정한 결과는 Table 5와 같으며, 이들을 그래프로 나타내면 Fig. 5 및 Fig. 6과 같다. Table 5로부터 알 수 있듯이 모든 생존시간군의 생존시간은 Weibull 분포를 가지는 것으로 나타났다.

Table 5. Estimated baseline survivor and hazard functions

Model	Baseline survivor function, $\hat{S}_0(t)$	Baseline hazard function, $\hat{h}_0(t)$	Coefficient of determination
I	$\exp(e^{-21.337} t^{3.246})$	$3.246 t^{2.246} e^{-21.337}$	0.9644
II	$\exp(e^{-4.664} t^{0.686})$	$0.685 t^{-0.314} e^{-4.664}$	0.9938
III	$\exp(e^{-3.361} t^{0.600})$	$0.600 t^{-0.400} e^{-3.361}$	0.9883
IV	$\exp(e^{-2.927} t^{0.609})$	$0.609 t^{-0.391} e^{-2.917}$	0.9621
V	$\exp(e^{-2.417} t^{0.548})$	$0.548 t^{-0.452} e^{-2.417}$	0.9747
VI	$\exp(e^{-2.642} t^{0.627})$	$0.627 t^{-0.373} e^{-2.642}$	0.9819
VII	$\exp(e^{-2.072} t^{0.551})$	$0.551 t^{-0.449} e^{-2.072}$	0.9733

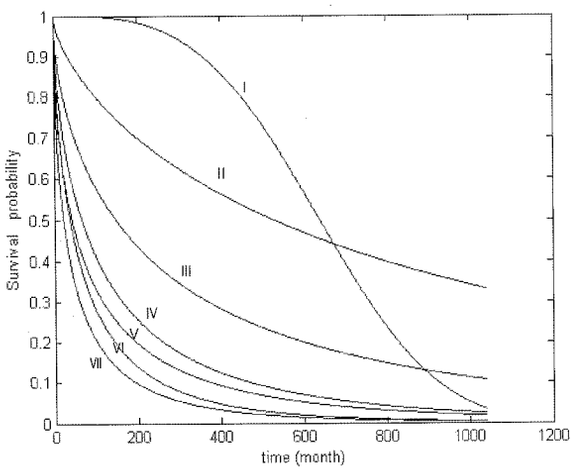

Fig. 5. Graphs of the estimated baseline survivor functions.

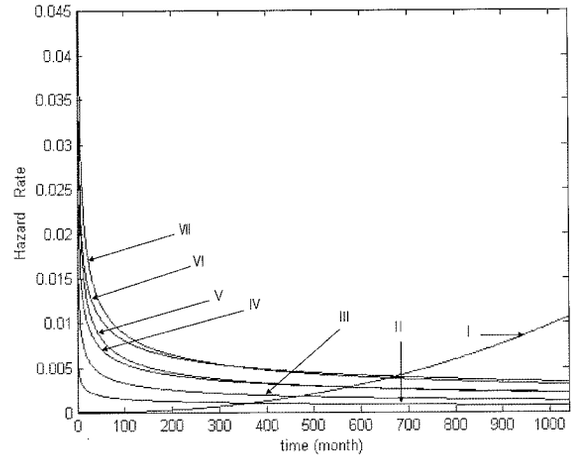

Fig. 6. Graphs of the estimated baseline hazard functions.

Fig. 5와 Fig. 6의 로마숫자는 각 기저생존함수 및 기저위험함수에 대응하는 모델의 번호를 나타낸다. Fig. 5로부터 매설 혹은 파손시간으로부터의 약 700 개월까지는 같은 경과시간에 대하여 파손횟수가 증가할수록 생존확률이 전반적으로 감소하는 것으로 분석된다. 한편 Fig. 6에 나타난 바와 같이 첫 번째 파손사건에 대한 기저위험율은 시간에 따라 증가하여 파손위험률이 증가하는 것으로 나타났으며, 다른 모든 모델은 파손위험률이 시간에 따라 감소하는 것으로 나타났다.

첫 번째 파손사건에 대해 기저위험율이 증가하는 것은 시간에 따른 관로의 노후화로 인해 관로의 파손위험률이 증가하는 것을 나타내며, 파손 횟수가 1회 이상으로 증가할 경우에는 파손 후 초기 시간에는 관로의 불완전한 보수로 인해 발생하는 부가적인 파손사건에 의해 파손위험률이 높으나 일단 일정한 시간동안 부가적인 파손이 없을 경우에는 시간에 따라 파손위험률이 감소하는 것으로 분석된다. Table 6은 Table 5의 각 생존시간군에 대해 산정된 기저위험함수와 Table 4의 각 모델에 대한 공변수의 추정된 회귀계수를 이용하여 정리한, 각 생존시간군에 대하여 구축된 비례위험모형의 결과를 나타낸다.

7. 요약 및 결론

본 논문에서는 순차적 파손사건 사이의 비례위험모델링을 위한 개별관로의 정의를 위하여 관로의 특성에 따른 관로정의 방법을 사용하였으며, 연구대상 지역의 상수도 배수관로 파손데이터베이스, 토지 데이터베이스 및 관로 관리용 GRID 데이터베이스를 이용하여 비교적 획득이 용이하며 실무적으로 의미를 가질 수 있는 비례위험모형의 공변수를 선택하였다. 비례위험모형은 연구대상 지역 배수관로 시스템의 대부분을 차지하는 주철관 6 inch 관로에 대하여 구축되었으며 7번째 파손사건까지를 모델링하여 총 7개의 생존시간군에 대한 비례위험모형을 구축하였다. 연구대상 지역의 생존시간군에 대한 비례위험모형의 구축 결과를 요약하면 다음과 같다.

1) 연구대상 지역 배수관로의 파손사건 사이의 경과 시간은 Weibull 분포를 따르는 것으로 나타났다.
2) 첫 번째 파손사건에 대한 위험률은 시간에 따라 증가하였으나 그 외 7번째 파손사건까지는 파손 위험률이 시간에 따라 감소하는 경향을 나타내었다.
3) 매설 혹은 파손시간으로부터의 약 700 개월까지는 같은 경과시간에 대하여 파손횟수가 증가할수록 생존확률이 전반적으로 감소하는 것으로 분석된다.
4) Spun-Rigid 주철관이 Pit 주철관에 비해 첫 번째 파손 위험률이 약 1.8 배 높은 것으로 산정되었으며, 두 번째 파손사건부터 일곱 번째 파손까지는 Spun-Rigid 주철관과 Pit 주철관의 상대적인 위험률의 차이가 존재한다고 보기는 어려운 것으로 분석되었다.
5) Spun-Flex 주철관은 Pit 주철관에 비해 첫 번째 파손 위

Table 6. The proportional hazards model for each survival time groups

Model	$\hat{h}_i(t)$
I	$(3.246t^{2.246}e^{-21.337})\exp(0.603SR_i+1.834SF_i+0.582DL_i+0.963L_i+0.218C_i)$
II	$(0.685t^{-0.314}e^{-4.664})\exp(0.293SR_i-0.082SF_i+0.289DL_i+1.730L_i+0.397C_i-0.487DL_iC_i)$
III	$(0.600t^{-0.400}e^{-3.361})\exp(0.257SR_i-0.060SF_i+0.855L_i-0.170C_i)$
IV	$(0.609t^{-0.391}e^{-2.917})\exp(0.729L_i)$
V	$(0.548t^{-0.452}e^{-2.417})\exp(-0.786SR_i-0.915SRi+0.618DL_i+0.349L_i)$
VI	$(0.627t^{-0.373}e^{-2.642})\exp(0.441L_i)$
VII	$(0.551t^{-0.449}e^{-2.072})\exp(0.669L_i)$

험률이 약 6.3배 높은 것으로 산정되었으나, 두 번째 파손사건부터 일곱 번째 파손까지는 Spun-Flex 주철관과 Pit 주철관의 상대적인 위험률의 차이가 존재한다고 보기는 어려운 것으로 판단된다.

6) 도시지역의 파손 위험률이 비도시지역에 비해 높은 것으로 판정되었으며, 도시지역이 비도시지역에 비해 파손 위험률이 약 1.8배 높은 것으로 나타났다.
7) 관로의 길이가 평균 길이보다 큰 관로의 위험률이 짧은 관로에 비해 높은 것으로 분석되었으며 파손횟수의 증가에 따른 관로 길이의 파손에 대한 영향은 감소하는 것으로 나타났다.
8) 첫 번째 파손에 있어서는 GRID 내의 인구가 많은 GRID에 위치한 관로의 파손 위험률이 적은 관로의 경우보다 약 1.2배 높은 것으로 나타났으나, 그 외의 파손사건에 대해서는 GRID 내의 인구에 따른 상대적인 파손 위험률의 차이가 있다고 단정지을 수는 없는 것으로 분석된다.
9) 관로 파손에 대한 수압의 영향을 산정하기 위해서는 보다 정확한 수압에 관한 자료가 필요한 것으로 사료된다.

비례위험모형을 이용한 배수관로의 파손 위험률 모델링은 모델링에 사용된 표본 관로들의 파손시간과 그에 대한 영향 인자에 대한 자료를 이용하는 통계적 방법이므로 본 논문을 통하여 구축된 비례위험모형과 그에 대한 결과는 해당 연구대상 지역의 배수관로의 파손경향 및 특성을 나타낸다. 따라서 모델링을 실시하고자 하는 연구대상 지역이 달라질 경우 구축되는 비례위험모형은 본 논문에서 구축된 비례위험모형과 다른 형태를 가질 수 있다. 그러나 연구대상 지역과 사용되는 파손영향 인자에 대한 자료가 달라지더라도 본 논문에서 제시된 관로와 파손영향 인자를 고려한 개별관로의 정의 방법과 순차적 관로파손사건에 대한 비례위험모형 구축 방법론은 다른 연구대상 지역에 대해서도 관로 파손 위험률 모델링을 위한 유용한 도구로써 사용될 수 있을 것으로 사료된다.

사 사

이 논문은 2005년 정부(교육인적자원부)의 재원으로 한국학술진흥재단의 지원을 받아 수행된 연구임(KRF-2005-003-D00403).

참고문헌

박재빈, *생존분석 이론과 실제*, 신광출판사, 서울, pp. 181-187 (2006).

Andreou, S. A., Marks, D. H. and Clark, R. M., A New Methodology for Modeling Break Failure Patterns in Deteriorating Water Distribution Systems: Applications, *Advances in Water Resources*, **10**, pp. 11-20 (1987).

Collet, D., *Modelling Survival Data in Medical Research*, Chapman & Hall/CRC, Boca Raton, U.S.A., pp. 80-87 (2003).

Constantine, A. G. and Darroch, J. N., In S. Osaki, D. N. P. Murthy (Eds.), *Pipeline Reliability: Stochastic Models in Engineering, Technology and Management*, World Scientific, Singapore (1993).

Cox, D. R., Regression Models and Life Tables, *Journal of Royal Statistic Society*, **34**(B), pp. 187-220 (1972).

Kalbfleisch, J. D. and Prentice, R. L., Marginal Likelihoods Based on Cox's Regression and Life Model, *Biometrika*, **60**, pp. 267-278 (1973).

Klein, J. P. and Moeschberger, M. L., *Survival Analysis: Techniques for Censored and Truncated Data*, Springer, New York, U.S.A., pp. 276-287 (2003).

Kleiner, Y. and Rajani, B., Comprehensive Review of Structural Deterioration of Water Mains: Statistical Models, *Urban Water*, **3**, pp. 131-150 (2001).

Li, D. and Haims, Y. Y., Optimal Maintenance-related Decision Making for Deteriorating Water Distribution Systems 1. Semi-Markovian model for a water main, *Water Resources Research*, **28**(4), pp. 1053-1061 (1992).

Male, J. W., Walski, T. M. and Slutski, A. H., Analyzing Watermain Replacement Policies, *Journal of Water Resources Planning and Management, ASCE*, **116**(3), pp. 363-374 (1990).

Park, S., Identifying the Hazard Characteristics of Pipes in Water Distribution Systems by using the Proportional Hazards Model: 1. Theory, *KSCE Journal of Civil Engineering*, **8**(6), pp. 663-668 (2004).

Rajani, B. and Kleiner, Y., Comprehensive Review of Structural Deterioration of Water Mains: Physically based Models, *Urban Water*, **3**, pp. 151-164 (2001).

Shamir, U. and Howard, C. D. D., An Analytic Approach to Scheduling Pipe Replacement, *Journal of American Water Works Association*, **71**(5), pp. 248-258 (1979).

Walski, T. M. and Pelliccia, A., Economic Analysis of Water Main Breaks, *Journal of American Water Works Association*, **74**(3), pp. 140-147 (1982).