



와이블 분포함수를 이용한 하수관로 노후도 추정

Estimation of sewer deterioration by Weibull distribution function

강병준¹·유순유²·박규홍^{3*}

Byongjun Kang¹·Soonyu Yoo²·Kyoohong Park³

¹(주)엔솔파트너스, ²한국산업기술대학교 지식융합학부, ³중앙대학교 공과대학 사회기반시스템공학부

¹Environment Solution Partners Inc., ²Department of Consilience, Korea Polytechnic University,

³School of Civil and Environmental Engineering, Chung-Ang University

pp. 239-250

pp. 251-258

pp. 259-266

pp. 267-276

pp. 277-288

pp. 289-301

ABSTRACT

Sewer deterioration models are needed to forecast the remaining life expectancy of sewer networks by assessing their conditions. In this study, the serious defect (or condition state 3) occurrence probability, at which sewer rehabilitation program should be implemented, was evaluated using four probability distribution functions such as normal, lognormal, exponential, and Weibull distribution. A sample of 252 km of CCTV-inspected sewer pipe data in city Z was collected in the first place. Then the effective data (284 sewer sections of 8.15 km) with reliable information were extracted and classified into 3 groups considering the sub-catchment area, sewer material, and sewer pipe size. Anderson-Darling test was conducted to select the most fitted probability distribution of sewer defect occurrence as Weibull distribution. The shape parameters (β) and scale parameters (η) of Weibull distribution were estimated from the data set of 3 classified groups, including standard errors, 95% confidence intervals, and log-likelihood values. The plot of probability density function and cumulative distribution function were obtained using the estimated parameter values, which could be used to indicate the quantitative level of risk on occurrence of CS3. It was estimated that sewer data group 1, group 2, and group 3 has CS3 occurrence probability exceeding 50% at 13th-year, 11th-year, and 16th-year after the installation, respectively. For every data groups, the time exceeding the CS3 occurrence probability of 90% was also predicted to be 27th- to 30th-year after the installation.

Key words: Sewer pipe, Deterioration estimation model, Weibull distribution, Probability distribution function, Sewer defect

주제어: 하수관로, 노후도 추정 모델, 와이블 분포, 확률분포함수, 하수관로 결함

Received 30 June 2020, revised 24 July 2020, accepted 26 July 2020.

*Corresponding author: Kyoohong Park (E-mail: kpark@cau.ac.kr)

- 강병준(박사) / Byongjun Kang (Chief Manager / Ph.D.)
경기도 광명시 새빛공원로 67, 자이타워 A동 1107호, 14348
A-1107, 67, Saebitgongwon-ro, Gwangmyeong-si, Gyeonggi-do 14348, Republic of Korea
- 유순유(교수) / Soonyu Yoo (Professor)
경기도 시흥시 산기대학로 237, 15073
237. Sangidaehak-ro, Siheung-si, Gyeonggi-do 15073, Republic of Korea
- 박규홍(교수) / Kyoohong Park (Professor)
서울특별시 동작구 흑석로 84, 06974
84, Heukseok-ro, Dongjak-gu, Seoul 06974, Republic of Korea

This is an Open-Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/3.0>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

1. 서 론

하수관로는 대부분이 지하에 매설되어 있는 특성 때문에 육안으로 확인하기 어려워 치명적인 문제가 발생하기 전까지 관심을 갖지 않는 경향이 있다. 그동안 하수관로 유지관리는 노후화로 인해 발생하는 문제점들에 대해서만 대응하는 “사후대응형” 접근방법을 사용해 왔다. 이러한 접근방법은 불충분한 조사와 계획으로 인하여, 비효율적인 유지보수 전략과 경제적 어려움을 일으킬 수 있다 (Baur and Herz, 2002). 따라서 한정된 예산에서 효율적인 하수관로 유지관리를 위해서 문제가 발생하기 이전에 미리 문제를 해결하는 방식인 “사전예방형 관리”가 많은 관심을 받고 있다 (Ariaratnam et al., 2001; Vanier, 2001).

사전 예방형 관리의 주요한 요소 중 하나는 기반시설의 미래 거동을 예측하는 능력을 갖추는 것이다 (Lemer, 2000; Mehle et al., 2001). 이러한 작업을 수행하기 위해서는 현재 시설의 상태에서 시간의 흐름에 따라 어떻게 노후되어 기능이 상실되는지를 예측하는 것이 필요하다. 그러나 하수관로의 노후화는 다양한 요소들에 의해 복잡한 영향을 받기 때문에 관로의 문제 발생을 예측하는 것은 매우 어렵고 힘든 일이다. 이러한 문제점을 극복하고 하수관로 노후화를 예측하기 위해 여러 연구자들이 통계적 기법과 구조적 상태평가 자료를 이용하여 노후도 추정모델을 개발하였다 (Henley and Kumamoto, 1992; Johnson and Albert, 1999; Kuzin and Adams, 2005). 여기에는 Herz 분포를 이용한 코호트모델, 로지스틱 회귀모형, 마르코프체인모델, 프로빗 모델 등 다양한 모델들이 포함된다 (Rostum et al., 1999; Ariaratnam et al., 2001; Wirahadikusmah et al., 2001; Baik et al., 2006). 이러한 모델들은 데이터의 가용성으로 사용이 제한되는 경향이 있는데, 선진국에서도 장기적·체계적으로 하수관로 상태에 관한 데이터를 관리해오지 않았기에 모델의 차별적 우수성에 대해 단정하기 어려운 것으로 보인다.

신뢰성 이론은 대부분 부품이나 시스템의 고장이 발생할 때까지 수명의 길이에 대한 것을 시간 단위로 측정하여 일정한 기간 내에 파괴 및 생존 확률을 정의함으로써 수집된 자료에 적합한 분포를 추정하여 분석을 수행한다. 이 때 사용되는 확률분포함수로 Weibull 분포가 많이 사용된다. Belmonte et al. (2008)은 상수관 중 주철관의 부식 발생확률을 비모수적 방법을 이용하여 추정하였으며, Vlădeanu et al. (2015)은

주철관의 모수적 방법으로 관로 파괴(기능상실) 확률을 예측하였다. Do (2010)는 도로포장의 열화에 교통하중의 영향을 고려하여 평균수명 및 파괴 확률 예측을 수행하였다. 하수관로 노후화 연구에서는 Weibull 방법을 이용한 사례가 없었던 것으로 보인다. 그 이유로 도로, 상수도 등은 기반시설과는 달리 신뢰성 분석에 활용 가능한 하수관로의 보수 및 교체 이력자료가 불충분하고, 하수관로의 노후 발생 시점이 불분명하기 때문인 것으로 추정된다.

본 연구에서는 CCTV 조사를 통해서 정의된 하수관로 상태등급과 관측 자료의 분포 특성을 잘 표현할 수 있는 Weibull 분포의 규모와 형상의 매개변수를 추정 후, 이 Weibull 분포를 이용하여 하수관로 사용연수에 따른 보수가 필요한 관로(상태등급 3)의 발생 확률 및 발생 위험도 분석을 수행하였다. 이를 위해서 1997~1999년, 2010~2011년에 Z시에서 각각 수행된 하수관로 CCTV 표본조사의 상태등급자료와 하수도 데이터베이스 정보를 이용하였다. 또한, 하수관로의 매설 위치, 관 재질, 관경을 구분하여 서로 다른 특성의 그룹으로 분류하였으며, 각 그룹별 결함발생 확률 및 결함발생의 위험도 특성을 비교하였다.

2. 이 론

2.1 신뢰성 이론

하수관로의 기능상실확률(failure probability)은 대상 구간이 일정한 기간 내에 기준(미리 정한 서비스 수준) 이하로 떨어져 보수가 필요한 관로 상태(본 연구에서는 CS3)가 발생할 확률로 정의되며, 생존확률(survival probability)은 기능상실확률과 반대의 개념으로 하수관로의 기능이 살아남아 지속될 확률로 정의된다.

생존확률함수 $R(t)$ 는 확률밀도함수 $f(t)$ 의 여함수로 정의되며, 식 (1)과 같은 관계가 성립한다. 확률밀도함수(Probability Density Function: PDF) $f(t)$ 는 $f(t)$ 의 누적분포함수(Cumulative Distribution Function: CDF)로 정의되고 식 (3)에서와 같이 식(2)의 $F(t)$ 를 미분한 값은 확률밀도함수 $f(t)$ 가 되며, $f(t)$ 의 면적은 1이 된다 (Lancaster, 1990).

$$R(t) = 1 - F(t) = \int_t^{\infty} f(t) dt \quad (1)$$



$$F(t) = \int_0^t f(t) dt \quad (2)$$

$$f(t) = \frac{dF(t)}{dt} = \frac{dR(t)}{dt} \quad (3)$$

신뢰도함수라고도 불리는 생존확률함수는 하수관로 수명이 t 년이상이 될 가능성을 나타내는 척도로 시간이 증가하면 감소하는 특성이 있다. 한편 누적분포함수는 비신뢰도함수라고도 하며, 하수관로의 수명 t 년 이전에 파괴될 가능성을 나타내는 척도이다.

한편, 통계적 추론을 위한 방법론의 선정을 위한 기준이 되는 척도가 기능상실률함수(노후도 (deterioration) 또는 유해함수(hazard function))이다. 즉, 모수법(parametric method)을 이용하기 위해서는 기능상실률 함수의 산정이 선행되어야 하며, 대상 하수관로 가운데 t 년까지 파손 없이 사용 중인 관로 가운데 t 년에 기능상실이 발생할 비율을 나타내는 것으로 식 (4)와 같이 나타낼 수 있다.

$$\lambda_t = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T \leq t + \Delta t | T > t)}{\Delta t} \quad (4)$$

$$= \frac{1}{R(t)} \left(- \frac{d}{dt} R(t) \right) = \frac{f(t)}{R(t)}, \quad 0 \leq t \leq \infty$$

여기서 식 (4)의 양변을 t 에 대해 적분하면 다음의 관계가 성립한다.

$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{1 - F(t)} = d \log \frac{(1 - F(t))}{dt} \quad (5)$$

따라서 수명 데이터가 어떤 분포를 따르든 식 (6)이 성립한다.

$$R(t) = \exp \left[- \int_0^t \lambda(t') dt' \right] \quad (6)$$

2.2 Weibull 확률분포함수

신뢰성이론에서는 분석 대상의 수명에 대해 여러 가지 분포가 사용되고 있으며, 본 연구에서는 대표적인 Weibull 분포를 이용하였다. Weibull 분포는 분포함수의 모수값에 따라 다양한 모양을 나타낼 수 있으며, 복잡하고 이론적인 어려움이 있음에도 불구하고 수명과 관련된 수학적 모델링에 많이 이용된다 (Lancaster, 1999; Gouiroux, 2000).

Weibull 분포의 확률밀도함수는 식 (7)과 같이 나타낼 수 있으며, 생존확률함수와 기능상실함수는 각각 식 (8), (9)과 같다.

$$f(t) = \frac{\beta}{\eta} \left(\frac{t}{\eta} \right)^{\beta-1} \exp \left[- \left(\frac{t}{\eta} \right)^\beta \right] \quad (7)$$

여기서, $\frac{1}{\eta}$ 는 규모매개변수($\eta > 0$)이며, $\beta (> 0)$ 는 형상매개변수로 $\beta = 1$ 이면 기능상실률이 상수이고 $\beta > 1$ 이면 기능상실률은 t 에 대한 증가함수이며 $\beta < 1$ 이면 기능상실률은 t 에 대한 감소함수를 나타낸다.

$$R(t) = \int_t^\infty f(t) dt = \exp \left[- \left(\frac{t}{\eta_0} \right)^\beta \right] \quad (8)$$

$$\lambda(t) = \frac{\beta}{\eta} \left(\frac{t}{\eta} \right)^{\beta-1} \quad (9)$$

한편 식 (8)에서 $\beta = 1$ 이면 Weibull 분포는 지수분포가 된다. 즉, 지수분포는 Weibull 분포의 특수한 경우이며, 수명 데이터가 지수분포를 따르는 경우 기능상실률 $\lambda(t)$ 은 식 (9)에서 시간 t 와는 상관없이 $\frac{1}{\eta}$ 로 상수가 된다. 따라서 수명데이터가 Weibull 분포를 따르는 경우 식 (4)를 이용하여 평균수명과 분산은 각각 Eq. (10)과 (11)와 같다.

$$E[T] = \int_0^\infty \exp \left[- \left(\frac{t}{\eta} \right)^\beta \right] dt = \eta \Gamma \left(1 + \frac{1}{\beta} \right) \quad (10)$$

$$\sigma^2 = \eta^2 \left[\Gamma \left(1 + \frac{2}{\beta} \right) - \Gamma^2 \left(1 + \frac{1}{\beta} \right) \right] \quad (11)$$

식 (11)에서 관측된 하수관로의 수명(혹은 파손) 데이터가 어떤 수명분포를 따르는지를 파악하는 것은 모집단의 수명분포를 이용하여 모수법으로 신뢰성 척도에 대한 추론이 가능하다.

3. 연구방법

Z시 하수도대장의 정보와 1997년, 1998~1999년, 2010~2011년에 5개 배수구역의 17개 배수분구에서 각각 관로 내 CCTV 조사를 수행하여 구조적 결함자료

pp. 239-250

pp. 251-258

pp. 259-266

pp. 267-276

pp. 277-288

pp. 289-301

Table 1. Characteristics of data groups used in this study

Group	Characteristics	No. of Sewer line Segments (km)
G1	Unclassified	217 (6.1 km)
G2	Drainage area: PP Material: Rigid pipes Pipe diameter ≤ 450 mm	25 (0.6 km)
G3	Drainage area : AY Materials: Rigid pipes Pipe diameter ≥ 600 mm	42 (1.5 km)

(총 8,212 관로구간, 약 250.95 km)를 수집하였다. 이 중 하수도대장 관리번호와 조사된 관로번호가 일치하는 관로만을 추출하였으며, 이후 관로 매설 정보가 유효한 관로와 합류식 관로만을 별도로 추출하여 Table 1의 G1과 같이 217 관로구간(6.1 km)의 데이터 그룹을 준비하였다. 이렇게 분류한 데이터를 다시 매설 지역과 관경으로 분류하여 Table 1과 같이 3개의 그룹으로 분류하였다. G1은 217 하수관로 구간(맨홀부터 맨홀까지)의 데이터를 별도의 구분없이 모두 포함하였으며, G2는 PP배수분구에 매설된 450 mm 이하의 강성관로 데이터 그룹, G3는 AY 배수분구의 600 mm 이상 강성관로 데이터그룹으로 구분하여 분류하였다.

Z시의 하수관로는 구조적, 운영적, 수리적 결함을

Table 2와 같이 14개 결함 항목으로 구성하여 평가해 왔다. CCTV를 이용한 관로 내부조사 결과를 이용해서 관독자가 평가하며, 각각의 결함 항목은 a, b, c 등급으로 구분된다.

상태등급은 조사 결과를 바탕으로 식 (12)를 이용하여 Table 3과 같이 관로의 상태등급(Condition state; CS)을 결정한다.

$$Condition\ state = \frac{\sum(a, b, c)}{LS} \quad (12)$$

여기서, LS는 하수관로 구간(맨홀부터 맨홀까지)의 연장이며, $\sum(a, b, c)$ 는 Table 3에 나타난 각결함 등급의 합이다 (MOE, 2011).

관로 상태등급은 Table 3과 같이 3등급 체계로 구성 되어 있으며, 가장 양호한 상태등급 CS1은 결함 항목의 a등급 비율이 60% 이하이거나 결함 항목의 b등급 비율이 60% 이상일 때 부여하며, CS2는 b등급 비율이 40% 이하 또는 c등급이 20% 이하일 때 부여하고, CS3등급은 결함항목의 b등급 비율이 40% 이상 또는 c등급이 20% 이상일 때 부여한다. 본 연구에서는 관로의 정비 및 교체와 같은 이력자료가 전무한 상태에서 관로의 상태등급 중 주요 보수대상인 CS3만을 분석에 이용하였다.

Table 2. Sewer defect and condition judgment criteria used by Z city

Defect	Description (% loss of area)		
	a	b	c
Lateral, protruding	> 65%	< 65%	Protrude slightly
Lateral, sealing faulty	-	Failure	Failure slightly
Joint, Displaced	> 30%	< 30%	Displaced slightly
Infiltration	-	More than low	Low
Exfiltration	-	Exfiltration	Not
Corrosion	Reinforcing exposed	Aggregate exposed	Corrosion slightly
Crack & broken	Broken	Crack	Crack slightly
Deviated line	-	> 10°	< 10°
Dipped pipe	> 65%	< 65%	Dipped slightly
Permanent obstruction	Permanent	-	-
Grease	-	Low	Not
Mortar	-	Low	Not
Debris or silt	> 50 %	< 50%	Low (Debris or silt)
Others	-	More than low	Low



Table 3. Condition state determined based on defect ratio observed by CCTV inspection

Condition State	Grade by defect ratio		
	a	b	c
1	< 60%	0%	0%
2	> 60%	< 40%	< 20%
3	-	> 40%	> 20%

4. 연구 결과

4.1 하수관로 조사결과 데이터의 특성

G1 데이터그룹의 관측 기간은 35년, G2는 31년, G3는 30년이며, 관로 매설 이후 사용연한에 따른 CS3의 발생 확률밀도함수와 누적분포함수를 식(2)와 식(3)을 이용하여 Fig. 1과 같이 나타낼 수 있다. Fig. 1(a)의 확률밀도곡선은 모든 그룹의 CS3가 3~7년 사이에 집중적으로 발생하였으며, 결함발생분포곡선이 왼쪽으로 기운 형태를 보이고 있다. (b)의 누적확률분포곡선을 살펴보면 G1은 3년 동안 CS3 발생이 없다가 그 후 지속적으로 증가하는 반면, G2는 3~4년에 급속하게 증가하여 완만한 증가를 나타내다가 신설 후 21~24년에 증가가 두드러지는 것으로 나타났다. G3는 초기 4년간의 관측 정보가 없어서 4년 이후부터 30년까지 자료를 이용하였으며, 관로 설치 17년 이후 급속하게 결함이 증가하는 것으로 나타났다.

4.2 Weibull 분포의 적합성 및 매개변수 추정

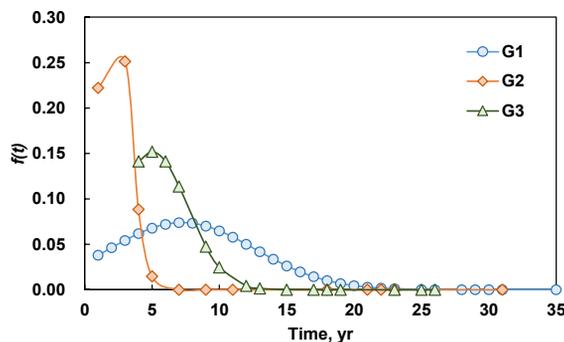
Fig. 1 (a)와 같이 CS3 발생 분포가 정규분포를 따르고 있지 않는 것으로 나타났다. 따라서 이를 잘 설명

할 수 있는 적합한 분포 추정이 필요하여 정규, 로그 정규, 지수, Weibull 분포를 이용하여 평가하였으며, 분포의 적합성을 판단하기 위해 Anderson Darling(AD) 통계량을 이용하였다. AD 통계량이 작을수록 분포의 적합성이 높다고 할 수 있다 (Do, 2010). 그 결과, Table 4와 같이 Weibull 분포가 가장 작은 AD 값을 나타내고 있어 가장 적절한 것으로 평가되었다.

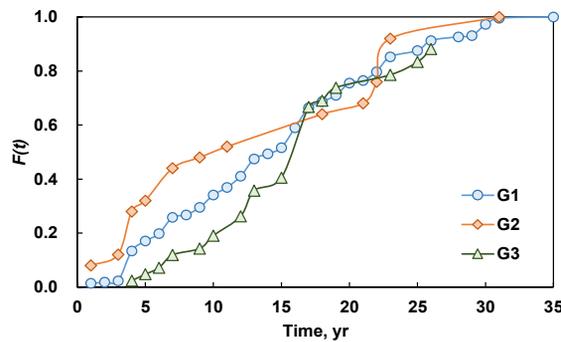
Table 4. Anderson-Darling statistics to select suitable probability distribution for data groups

Distribution	Data group G1	Data group G2	Data group G3
Weibull	1.889	1.442	1.001
Lognormal	5.047	1.503	1.248
Exponential	17.107	1.593	6.762
Normal	2.267	1.632	1.167

모수법으로 적정 주요 결함발생분포의 매개변수를 산정하기 위해서 최우도법(MLE; maximum likelihood estimation)를 이용하였다. Table 5에 G1, G2, G3의 각각의 관측자료를 기반으로 추정된 형상매개변수와 규모매개변수값과 검정을 위한 표준오차(S.E: standard error), 95% 신뢰구간과 MLE 지표인 Log-likelihood의 결과를 나타내었다. 관로 속성 정보를 따로 구분하지 않은 데이터그룹인 G1의 $\beta = 1.893$, $\eta = 16.705$, PP 배수분구의 450 mm 이하의 강성관 데이터그룹인 G2는 $\beta = 2.574$, $\eta = 14.784$, AY 배수분구의 600 mm 이상의 강성관 그룹인 G3는 $\beta = 2.574$, $\eta = 19.251$ 로 추정되었다. β 와 η 의 표준오차는 데이터그룹 G1이 가장 낮았으며, G2의 η 는 표준오차가 2.302, G3의 β 는



(a) Probability density function



(b) Cumulative distribution function

Fig. 1. Probability density and cumulative distribution of CS3 occurrence by using age of pipes.

pp. 239-250

pp. 251-258

pp. 259-266

pp. 267-276

pp. 277-288

pp. 289-301

Table 5. Parameter estimation of Weibull distribution

Data group	Parameter	Estimation	Standard error	95% confidence interval		Log-likelihood	AD-statistic
				Lower	Upper		
G1	Shape(β)	1.893	0.104	1.700	2.109	-751.006	1.889
	Scale(η)	16.705	0.629	15.516	17.985		
G2	Shape(β)	1.349	0.224	0.974	1.869	-88.806	1.442
	Scale(η)	14.782	2.302	10.894	20.058		
G3	Shape(β)	2.574	0.313	2.029	3.266	-141.347	1.001
	Scale(η)	19.251	1.216	17.010	21.788		

표준오차가 0.313으로 높게 나타났다. 표준오차가 높게 나타난 모수의 95% 신뢰구간도 크게 나타났다. 데이터그룹 G1에 비해 G2와 G3의 표본수가 작은 것이 주요 원인일 것으로 판단된다.

4.3 결함발생의 위험도 분석

추정한 변수를 식 (8)과 식 (9)의 식을 이용하여 결함발생 PDF와 CDF를 Fig. 2와 3으로 각각 나타내었다. 이는 본 연구에 활용한 하수관로의 결함발생의 위험 정도를 정량적으로 나타내는 함수로서, 관로 신설 후 40년 동안 유지관리 없이 사용할 경우 발생하는 결함의 비율이다. Fig. 2에서 각 PDF곡선의 최댓값의 위치를 통해 G1은 12년, G2는 6년, G3는 16년에 주요 결함이 가장 많이 발생함을 확인하였다. PDF는 해당 곡선의 아래 면적의 합이 1이 되므로 관로 결함의 상대빈도의 개념으로 해석할 수 있다.

생존확률곡선으로 표현할 수 있는 Fig. 3에서 관로의 주요 결함 발생확률이 50%가 넘는 시점을 살펴보면, G1은 관로 신설 후 13년과 14년 사이, G2는 11년과 12년 사이, G3는 16년과 17년 사이임을 알 수 있다. 주요 결함(CS3)이 90%가 넘는 시점은 모든 그룹에 대해 공히 26년과 28년 사이로 추정되었다.

모의된 주요 결함발생확률의 적합성을 알아보기 위해서 Fig. 1(b)의 관측결과와 Fig. 2의 모의 결과를 잔차확률도(Residual Probability Plot: RPP)로 비교하여 Fig. 4와 같이 나타냈다. 대체적으로 선형성을 유지함을 볼 수 있으며, group별 R^2 도 G1이 0.99로 가장 높게 나타나 모의 결과가 관측값을 잘 모의하는 것으로 평가할 수 있다. G2와 G3는 G1에 비해 선형에서 조금 더 떨어져 있으나 R^2 가 각각 0.94와 0.95로 높게 나타났다.

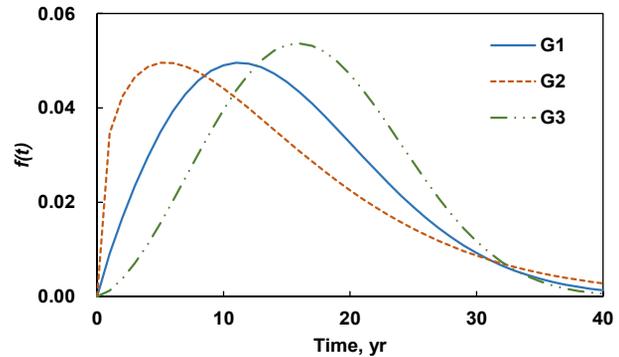


Fig. 2. PDF of CS3 occurrence of each data group.

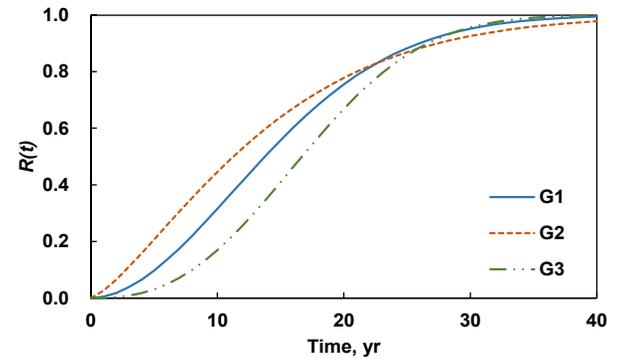


Fig. 3. CDF of CS3 occurrence of each data group.

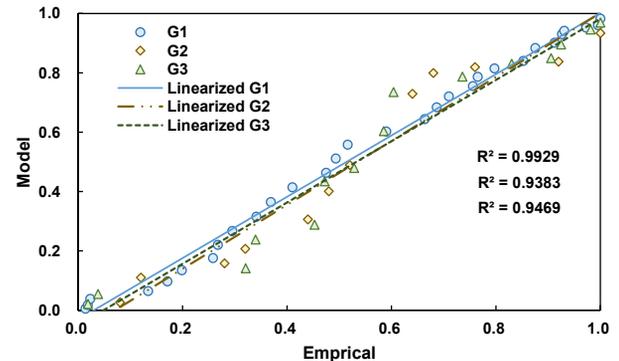


Fig. 4. Residual probability plot.

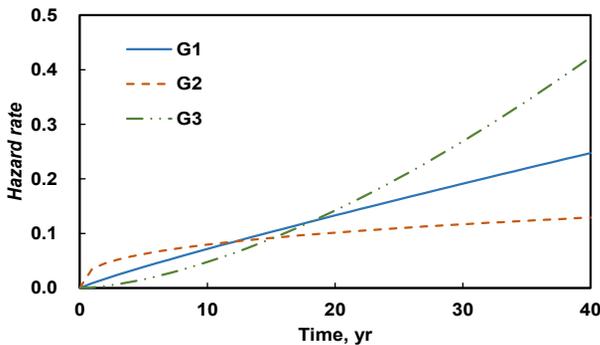


Fig. 5. Hazard function of occurrence of each data group.

Table 5에 나타난 추정변수를 식 (9)에 대입하여 Weibull 분포의 위험률 함수를 산정할 수 있으며, Fig. 5에 나타내었다. 모든 데이터그룹에 대해 추정된 shape parameter 값이 1보다 커서 시간의 증가에 따라서 함께 증가하는 형태를 보이고 있다. 그러나 G2는 G1과 G3에 비해서 증가율이 크지 않은 것으로 나타났다. G1은 일정한 비율로 증가 형태를 보이고 있으며, G3는 16년 이후 증가율이 급속하게 상승하는 것으로 나타났다. 위험도 함수는 단위시간당 단위 결함 발생률로 해석할 수 있다. 예를 들어 G1의 경우, $t=10$ 년에 해당하는 하수관로 결함 발생률이 0.072인데, 관로 매설 이후 10년까지 결함이 발생하지 않은 관의 경우 다음 1년 동안 결함이 발생할 확률이 약 7.2%란 의미로 해석할 수 있다.

5. 결 론

본 연구에서 Z시의 하수관로 표본조사 자료 상태등급 자료를 이용하여 보수기준에 도달한 관로 발생 확률을 Weibull 분포를 이용하여 도출하였다. 또한, 관로 속성 정보 및 노후화에 영향을 미치는 다양한 요인들을 이용하여 구성된 세 그룹을 비교, 분석하여 하수관로 노후화에 영향을 미치는 조건을 추정할 수 있었다. 결함발생 관측자료와 모의결과 비교 시 적합성이 세 개의 그룹 모두 약 95% 이상 높게 나타났다. 이 결과는 분석에 사용한 그룹별 데이터의 결함발생률 Weibull 분포가 잘 설명하고 있다고 할 수 있다. 따라서 매년 발생하는 하수관로 조사 정보를 본 연구 결과에 반영하여 정확성을 향상시킬 필요성이 있다. 관로 정비 및 교체 정보를 활용하여 본 연구방법과 동일하게 분석할 경우 관로의 내용연수 및 잔존 내용연

수 추정에 활용 가능할 것으로 판단된다. 또한, 본 연구 결과를 활용하여 정비가 예상되는 지역의 무작위 검사를 통한 정비 대상을 판별하는 현재 관행보다 효과적으로 정비 대상 관로 선별과 정비 시점을 선정하여 전략적으로 대응할 수 있을 것으로 판단된다. 그러나 본 연구에서 고려되지 못한 매설된 하수관로 속성 정보를 활용한 다양한 분석에 한계성을 가지고 있다. 따라서 하수관로 운영 및 유지관리 단계에서 생성된 다양한 정보를 본 연구에서 제시한 방법론을 적용할 경우 분석결과에 대한 신뢰성을 향상할 수 있을 것으로 판단된다.

사 사

이 논문은 2017년도 정부(과학기술정보통신부)의 재원으로 한국연구재단-과학기술인문사회 융합연구사업의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2017M3C1B6070095)

References

- Ariaratnam, S.T., El-Assaly, A. and Yang, Y. (2001). Assessment of infrastructure inspection needs using logistic models, *J. Infrastruct. Syst.*, 7(4), 160-165.
- Baik, H.S., Jeong, H.S., and Abraham, D.M. (2006). Estimating transition probabilities in markov chainbased deterioration models for management of wastewater systems, *J. Water Res. Plan. Manag.*, 132(1), 15-24.
- Baur, R. and Herz, R. (2002). Selective inspection planning with ageing forecast for sewer types, *Water Sci. Technol.*, 46(6-7), 389-396.
- Belmonte, H.M.S., Mulheron, M., Smith, P.A., Ham, A., Wescombe, K. and Whiter, J. (2008). Weibull-based methodology for condition assessment of cast iron water mains and its application, *Fatigue Fract. Eng. Mater. Struct.*, 31(5), 370-385.
- Do, M.S., (2010). Estimation of mean life and reliability of highway pavement based on reliability theory, *J. Civ. Eng.*, 30(5), 497-504.
- Gourieroux, C. (2000). *Econometrics of qualitative dependent variables*, Cambridge Univ., Press.
- Henley, J.E. and Kumamoto, H. (1992). *Probabilistic Risk*

- Assessment*. IEEE Press, Tokyo.
- Johnson, V.E. and Albert, J.H. (1999). *Ordinal Data Modeling*. Springer-Verlag New York.
- Kuzin, S.A. and Adams, B.J. (2005). Probabilistic approach to the estimation of urban stormwater pollution loads on receiving waters, World Water Congr., 2005, 143-156.
- Lancaster, T. (1990). *The econometrics analysis of transition data*, Cambridge Univ., Press.
- Lemer, A. (2000). Building public works infrastructure management systems for achieving high returns on public assets, Public Work. Manag. Policy, 3(3), 255-272.
- Mehle, J.J., O'Keefe, S.M. and Wrase, P.E. (2001). An examination of methods for condition rating of sewer pipelines, Center for Development of Technical Leadership, University of Minnesota.
- Ministry of Environment. (2011). *Manual of CCTV Inspection and Judgment Criteria for Sewer Rehabilitation*.
- Rostum, J., Baur, R., Saegrov, S., Horold, S., and Schilling, W. (1999). "Predictive service-life models for urban water infrastructure management", *Proceedings 8th International Conference on Urban Storm Drainage*, 594-601.
- Vanier, D.J. (2001). Why industry needs asset management tools, J. Comput. Civ. Eng., 15(1). 35-43.
- Vladeanu, G.J. and Koo, D.D. (2015). A comparison study of water pipe failure prediction models using weibull distribution and binary logistic regression, *Pipelines 2015*, 1590-1601.
- Wirahadikusumah, R., Abraham, D., and Iseley, T. (2001). Challenging issues in modeling deterioration of combined sewers, J. Infrastruct. Syst., 7(2), 77-84.