

포장파손과정의 지역적 불확실성에 대한 확률적 분해와 조합

한대석*

HAN Daeseok*

Stochastic Disaggregation and Aggregation of Localized Uncertainty in Pavement Deterioration Process

ABSTRACT

Precise analysis on deterioration processes of road pavements is not so simple matter due to severe uncertainty originated from a lot of explanatory variables engaged in. For those reasons, most analytical models for pavement deterioration prediction have often preferred to probabilistic approaches than deterministic models. However, the general probabilistic approaches that treat overall characteristics of population or entire sample would not be suitable for providing detail or localized information on their changing process. Considering the aspects, this paper aimed to suggest a stochastic disaggregation method to analyze the localized deterioration speeds and its variances changed by time and condition states. In addition, life expectancies and their uncertainty were estimated by probabilistic algorithm using the disaggregated stochastic process. For an empirical study, pavement inspection data (crack) accumulated from 2003 to 2010 from Korean national highway network was applied. This study can contribute to securing reliability of life cycle cost analysis, which is one of the primary analyses in road asset management, with much advanced deterioration forecasting functions. In addition, it would be meaningful trials as fundamental research for preventive maintenance strategy that demands essential understanding on changing process of the deterioration speed of pavement.

Key words : Road pavement management, Pavement deterioration speed, Stochastic disaggregation process, Localized uncertainty, Life expectancy, Crack

초 록

도로포장의 파손과정에는 다양하고 복잡한 원인에서 비롯되는 불확실성이 포함되어 있어 정확한 해석이 쉽지 않다. 이로 인해 최근에는 결정론적 모형보다는 확률이론이 보다 많이 활용되고 있으나, 파손의 전체적 특성만을 설명하는 일반적인 분석방안으로는 포장파손특성의 변화과정에 대해 구체적인 정보를 제공하기 어렵다. 이에 본 연구에서는 포장파손과정을 상태와 시간기준으로 분해함으로써 지역적으로 이질성을 띄는 포장파손속도와 그 분산에 대해 구체적으로 파악하고자 하였다. 또한, 분해된 확률과정을 다시 조합하는 과정을 통해 포장의 기대수명과 불확실성을 예측해 보았다. 실증분석을 위해 일반국도포장관리시스템에서 2003년부터 2010년까지 수집된 균열률 자료를 활용하였다. 이러한 시도들은 자산관리의 주요기법 중 하나인 생애주기비용분석의 신뢰성을 높일 수 있으며, 파손속도의 변화과정에 대한 이해가 필수적인 예방적 유지보수전략에 관한 기반연구로써도 중요한 의의가 있다.

검색어 : 도로포장관리, 포장파손속도, 확률적 분해과정, 지역적 불확실성, 기대수명, 균열률

1. 서론

도로파손과정에 대한 이해는 도로자산관리에 있어 가장 근간이 되는 요소로 모든 분석의 시작점이라고 할 수 있다. 일반적인 분석대상은

* 정희원·한국건설기술연구원, SOC 성능연구소, 도로포장연구실, 수석연구원
(Corresponding Author·Korea Institute of Construction technology·hands@kict.re.kr)

Received February 25 2013, Revised May 3 2013, Accepted May 4 2013

포장의 파손속도 혹은 특정상태까지 다다른 시간, 즉 기대수명에 측이라고 할 수 있다. 이 분석결과를 생애주기비용분석에 활용하면 관리비용은 물론 포장상태를 근거로 한 도로이용자 및 사회-환경 비용의 예측이 가능해진다. 나아가 도로유지관리로 인한 사회적 편익이나 한정된 예산의 비용-효율성을 최대할 수 있는 유지보수전략의 도출도 가능해진다(Bennett 등, 2000; Han 등, 2007, 2012c, 2012e; Do 등, 2006, 2007).

생애주기비용 분석에서는 보통 한주기 기대수명을 “X년”으로 정의한 후 이를 배수로 증가시켜가며 분석년도의 마지막까지 이어가는 경우가 있는가 하면(FHWA, 1998, Han 등, 2012d), “Y년도에(혹은 Y년도 까지) 유지보수가 요구되는 구간은 몇 %”식의 확률적 접근방식이 있다. 혹은 도로의 물리적-환경적 조건과 거기에 가해지는 외부여건(교통하중 등)을 근거로 “Y년도의 파손량은 D”로 도로상태를 시간기준으로 갱신해 나가는 방안도 있다(Odoki 등, 2000). 그러나 상기 방안들은 그 기대수명 내에서 포장상태 변화과정을 무시하거나, 시계열 예측과정을 갖는 분석방법을 채택하더라도 지역적으로 이질성을 띄는 파손의 불확실성(분산)에 대해서는 고려하기 어렵다. 사실 많은 도로전문가나 관리자들은 도로파손의 원인을 크게 하드웨어와 소프트웨어의 개념에서 포장의 설계현황(즉, 원료, 두께, 배수로 등)과 기후, 차량하중의 상호작용에 의존된다고 보고 있다. 이는 지극히 상식에 부합하는 이야기로, 세계은행(World Bank)의 도로투자 분석모형인 HDM-4 (Highway Development and Management-4)에서도 이런 물리적 관계를 중심으로 파손모형을 구축해오고 있다(Odoki 등, 2000; Parkman 등, 1997; Morisiuk, 1998, Morosiuk 등, 2000; Paterson, 1987; NDLI, 1995). 그러나 실제 현장에서 수집되는 자료들을 통해 분석을 시행해보면 설명력이 뛰어난 변수를 찾아내기가 쉽지 않다. 찾아내더라도 분석에 사용된 지역 혹은 해당자료에 국한되는 경우가 많아 모형의 이전성에 문제가 발생한다. 이러한 경향은 국내 일반국도를 대상으로 수행된 연구(Kobayashi 등, 2010a; Han 등, 2012g)에서도 나타나고 있다. 이는 현실에서의 포장파손과정에는 실험실 실험에서 고려되기 어려운 수 많은 변수가 서로 혼재되어 이질성과 불확실성을 만들어 내기 때문이다. 만약 파손과정을 잘 설명할 수 있는 변수를 찾아낸다면, 굳이 복잡하고 프로젝트적 접근에 단점을 갖는 확률론적 방안을 분석모형으로 채택할 이유가 없을 것이다. 실제로 본 연구에서도 연구기획과정에서 프로젝트적 접근도 가능할 수 있도록 차량하중(MESAL; Million Equivalent Single Axle Loads)과 포장강도(SNP; Structural Number of Pavement)를 확률과정의 설명변수로 활용하는 방안도 검토해 보았으나, 그 설명력이 너무 낮아서 대안에서 배제되었다. 이에 본 연구에서는 설명변수를 배제하고 포장의 파손과정(혹은 속도)과 그 속에 포함된 지역적 불확실성에 대해 네트워크적 측면에서

접근하고자 하였다. 연구내용을 간단히 요약하면, 포장의 연간파손량의 변화과정을 확률과정으로 분해하고, 이를 다시 재조합하는 시뮬레이션 기법을 통해 다양한 정보를 도출하는 것이다. 여기서 확률과정은 내생변수인 “포장상태”, 그리고 모든 변수를 함축하고 있는 유지보수 후 “경과시간”을 기준으로 각각 분해되며, 이후 여기서 분해된 확률과정을 몬테카를로 기법(Monte-Carlo method)을 활용한 확률알고리즘(probabilistic algorithm)을 통해 조합해가면서 기대수명(혹은 파손속도)과 그 분산을 도출해 내는 과정이다. 이를 통해 포장관리에 리스크관리(risk management)의 접목이 가능해지며, 예방적유지보수에 대한 선행적 연구, 그리고 생애주기비용분석의 신뢰성 확보는 물론 예측된 비용의 통계적 신뢰구간도 도출가능해진다.

이런 지역성을 다루는데 있어 가장 큰 문제가 되는 것은 샘플의 규모이다. 지역성에 대해 보다 구체적인 정보를 도출하기 위해서는 모집단을 보다 많은 급간으로 분할해야 할 필요가 있으나 분할된 각 급간의 특성치가 정상성을 띄기 위해서는 샘플이 충분히 그리고 고루 확보될 필요가 있다. 이에 본 연구에서는 포장상태등급 및 유지보수 후 경과시간 별로 충분한 자료가 확보될 수 있도록 일반국도포장관리시스템에서 2003년부터 2010년까지 최근 8년간 수집된 균열량(crack) 조사자료를 분석에 활용하였다.

이러한 시도들은 자산관리의 주요기법 중 하나인 포장상태를 기반으로 한 생애주기비용분석의 신뢰성을 높일 수 있으며, 파손속도의 변화과정에 대한 이해가 필수적인 예방적 유지보수전략에 관한 기반연구로써도 중요한 의미가 있다고 하겠다.

2. 문헌고찰

우리는 그간 활용되어 왔던 파손과정예측모형에 대해 정리해 볼 필요가 있다. 먼저, 파손과정의 예측기법은 1)물리적기법과 2)통계적기법으로 구분될 수 있으며, 통계적기법은 다시 2-1)결정론적기법과 2-2)확률론적기법으로 구분된다. 한편 확률론적기법을 다시 한 번 구분하면 2-2-1) 집계모형과 2-2-2)비집계모형으로 구분할 수 있다(Kaito 등, 2007). 물리적기법의 대표적 사례로는 세계은행의 HDM-4모형이 있다. 좀 더 정확히 표현하자면, 연구실 실험과 연구프로젝트를 통해 수집된 현장자료를 기반으로 개발된 경험-기계적(empirical-mechanistic)모형이라고 할 수 있다(Odoki 등, 2000). HDM-4 모형은 균열률과 소성변형, 종단평탄성(IRI; International Roughness Index), 포트홀(pothole), 라벨링(raveling), 길어깨 파손 등 다양한 파손모형을 장착하고 있다(Odoki 등, 2000). 모형식에는 경험적 모형의 단점인 이전성 문제를 보완하기 위해 보정팩터(calibration factors)를 포함시켜 두었으나, 이 보정계수를 구하는 것도 상당한 현장자료들을 요구하기 때문에 많은 나라에

서 활용에 상당한 애를 먹고 있다(Chatti 등, 2012; Do 등, 2006, 2007). 한편, Han 등 (2012h) 은 구간지향 보정방안을 통해 보정에 필요한 자료를 최소화하면서도 정확도를 확보하는 방안을 제시한 바 있다. 그러나 물리적 기법 자체가 모형계수를 활용한 결정론적 기법이기 때문에 파손과정에 대한 분석은 고려되기 어렵다.

다음으로 통계적 방안 중 가장 대표적인 모형은 (다중)회귀모형이라고 할 수 있을 것이다. 이는 결정론적인 방안 중에 하나로 설명변수와 종속변수 간의 상관관계가 뚜렷한 경우 매우 유용한 방법이다. 그러나 언급된 바와 같이 파손과정의 불확실성이 심각하여 현실에서는 잘 활용되지 못하고 있다. 이에 최근에는 통계적 방안 중 확률론적 기법들이 각광받고 있다. 이들의 근간이 되는 것은 확률통계이론을 활용한 신뢰성이론(reliability theory)이다. 신뢰성이론은 포장수명을 분포화시켜 특정시점에서의 (순간)파손 함수와 생존함수를 그리고 이들의 조건부 확률인 위험도 함수(hazard function)의 도출이 가능하다. 분포의 구성을 위해서는 주로 분포의 형태가 유연한 와이불 (Weibull) 분포(Kobayashi 등, 2010b)나 지수분포, 대수정규(log-normal) (Do, 2011)가 주로 활용되며, 정규분포도 자료의 특성에 따라 활용되기도 한다(Han 등, 2012a, 2012d). 한편, 각 분포의 파라미터에 설명변수를 포함시켜 예측함으로써 유지보수전략 수립에 참조가능한 다양한 정보들을 도출하고 있다.

다음은 포장파손과정에 종종 활용되고 있는 마르코프 과정(Markov process)이 있다. 이는 포장상태의 변이과정을 이산상태(discrete condition)로 변환하여 두 시점 간의 상태변화 특성을 마르코프 전이확률행렬(Markov transition probability matrix)로 표현한다. 그러나 전통적인 마르코프 이론(Markov, 1971)은 모든 자료의 두 시점의 간격이 일치해야 한다는 점과 설명변수가 고려될 수 없다는 점, 그리고 전이확률행렬을 구성하는 데 있어 해당 자료가 없는 확률원소에 대한 설명 등 현실적용에 있어 치명적인 한계를 가지고 있다. 이에 Tsuda 등(2006) 은 다단계 지수 위험도 함수를 마르코프 전이확률을 예측하는 데 활용하는 마르코프 다단계 하자드(Markov multi-state hazard)모형을 제시하여 이러한 문제들에 접근한 바 있다. 이를 통해 포장상태등급에 따라 변화하는 파손속도를 고려할 수 있게 됨은 물론, 설명변수의 삽입을 통해 프로젝트적(구간적) 분석 또한 가능해 졌다. 이는 자산관리기법을 보다 쉽고 유연하게 현실에 적용할 수 있도록 한 의미있는 연구성과라 하겠다. 이후 Obama 등(2008)은 마르코프 다단계 하자드 모형이 집계형 확률모형의 형태를 취함으로써 발생하는 추정의 과분산(overdispersion)문제에 대해 이질성 파라미터를 도입하는 국소융합위험률 모형(local mixture hazard)을 제안하였다. 이 모형을 통해 동질적 특성을 갖는 포장그룹은 물론 개개구간의 이질성에 대해서도 보다 민감하게 반응할 수 있게 되었다. 이 모형은 집계형이면서도

집계형모형의 단점은 보완하고 비집계형의 장점을 흡수한 모형이라 평가할 수 있다. 특히, 상대적으로 적은 샘플수로 반복되는 예측과정없이 손쉽게 이질적 파손과정에 대한 분석이 가능해진 점은 포장관리의 현실에 비추어 볼 때 매우 유용성이 뛰어나다 할 수 있다. 그러나 마르코프 다단계 하자드나 국소융합위험률모형은 모두 최대우도법을 활용한 모수적(parametric) 방법을 활용함에 따라 불안정한 수렴(convergence), 그리고 파라미터의 수렴이 전역(global maximum)이 아닌 지역(local maximum)에서 이루어질 가능성 등에 대한 문제는 여전히 남아 있었다. 이 문제들에 대한 해결책으로 최우추정법 대신 파라미터 추정에 비모수적 예측 기법인 MCMC (Markov Chain Monte-Carlo)기법을 활용하는 베이지안 마르코프 하자드 모형이 제시되었다(Kaito 등, 2007, 2012; Han 등, 2012g). 이를 통해 베이지안 통계의 장점, 특히 파라미터의 분산이 파악될 수 있다는 점은 불확실성이 큰 포장파손과정을 설명하는데 활용할 수 있게 되었다. 그 외 포장파손자료의 오차를 고려하여 파손과정을 예측할 수 있는 히든(hidden)마르코프모형 (Kobayashi 등, 2012), 포트홀 등 발생특성이 이산적인 특성을 띄는 파손형태를 균열과의 상관관계를 통해 설명하는 포이송(Poisson)히든마르코프모형 등(Nam 등, 2012)이 개발되었다.

상기 모형들은 모두 포장상태의 변화를 이산적으로 표현하는 마르코프 이론에 기반을 두고 있다. 이 모형들의 일반적인 결과는 포장상태등급별 기대수명으로, 상대적으로 긴 포장수명을 몇 개의 기대수명을 조합하여 표현하게 된다. 이렇게 되면 한 등급 내의 단위시 간별 파손량은 일정하다고 가정될 수밖에 없게 되기 때문에, 기대수명 내에서의 변동 가능성과 그 분산은 파악될 수 없다. 관리자 비용만을 다루는 생애주기비용분석 혹은 포장의 공용성능만을 다루는 연구에서는 유지보수 기준에 도달하기까지의 기대수명이나 파손속도의 상위만을 주요정보로 하기 때문에 마르코프 과정을 기반으로 한 모형들로도 충분히 정보수요를 충족할 수 있다. 그러나 보다 구체적인 파손과정의 변화과정에 대한 정보를 필요로 하는 프로젝트 수준의 분석, 예방적 유지보수 전략에 관한 연구, 그리고 도로상태에 따라 급격한 변곡점을 가질 수 있는 도로이용자 및 환경비용에 관련된 분석에는 다소 한계가 있다. 이러한 관점에서 본 연구에서는 파손과정을 시간적으로 보다 세밀하게 분해함으로써 이러한 한계를 극복하고자 하였다. 또한, 본 절에서 소개되었던 마르코프 모형들은 매우 복잡한 확률통계이론들을 복합적으로 활용하고 있어 정확한 이해는 물론 프로그래밍을 통한 모형구현이 쉽지 않다. 반면 본 연구에서 제시하는 방법론은 비 모수적 방안으로 개념의 이해가 쉽고 누구나 쉽게 구현할 수 있으므로 그 활용성이 높다고 하겠다.

3. 파손과정의 분해 및 조합과정

본 연구에서 제시하고자 하는 파손과정의 분해와 조합과정을 요약하면 1) 자료의 가공, 2) 모분포의 도출, 3) 상태기준분해/조합 과정, 4) 상태기준분해/조합과정에서 도출된 파손과정샘플을 활용한 시간기준분해/조합과정, 5) 실측조사자료를 활용한 시간기준분해/조합과정, 6) 각 분해/조합과정에서 도출된 파손량변화과정, 포장상태변화과정, 기대수명과 분산의 비교분석으로 요약할 수 있다. 이들 과정과 각 과정에서 필요한 입력자료, 도출되는 출력정보를 Fig. 1에 요약하였다. 한편, 본 논문에서 언급되는 “시간기준”이란 “공용기간”으로 가장 최근의 도로(재)건설 혹은 덧씌우기 이상의 유지보수가 수행된 이후부터 조사시점까지의 경과시간으로 정의된다.

Fig. 1과 같이 본 연구에서는 시계열 포장자료를 연간 증가량으로 변환시킨 자료를 분석의 기본자료로 활용한다. 이후 전체자료를 활용한 확률분포를 도출한 후, 이 분포를 상태와 시간으로 각각 분해하여 분포를 추출한다. 이후 이상치(과대 증가량자료)로 인해 분산이 커져 과도한 증가량을 포함하는 샘플이 도출될 가능성과 분포의 이론치가 음(-)의 영역에 걸치는 현상을 동시에 제거하기

위해 각 분포를 양측절단(two-side truncation)한다. 상태 및 시간기준으로 각각 분해된 분포들을 확률알고리즘으로 조합하여 파손과정샘플들을 생산한다. 마지막으로 이 샘플과정들을 통해 파손량의 변화과정과 기대수명 그리고 분산을 파악한다. 한편, 상태기준 분포들에서 추출된 파손과정샘플들을 활용하여 시간기준 분포들의 추출이 가능하다. 이는 상태기준 분포를 시간기준으로 변환하는 기법으로 이론적으로 동일한 파손과정을 가진다. 이를 실측자료에서 도출된 시간기준 파손과정과의 비교, 검증이 가능하다.

4. 파손량 변화과정의 확률적 분해와 조합과정

4.1 연간파손량 자료의 가공

먼저 자료도출 방안을 정의하도록 한다. 분포도출을 위한 파손량은 두 시점의 포장상태가 유지보수가 없었음에도 개선된 상태로 조사되는 오류, 즉 상태역전현상(inversed condition)을 배제시키기 위해 다음과 같이 정의된다.

$$\hat{\theta}(\xi) = \begin{cases} \hat{\theta}(\xi) = \bar{h}(\tau_B) - \bar{h}(\tau_A) \geq 0, & \hat{\theta}(\xi) \xrightarrow{yields} \bar{\theta}(\xi), \\ \text{otherwise,} & \hat{\theta}(\xi) \xrightarrow{yields} Null \end{cases} \quad (1)$$

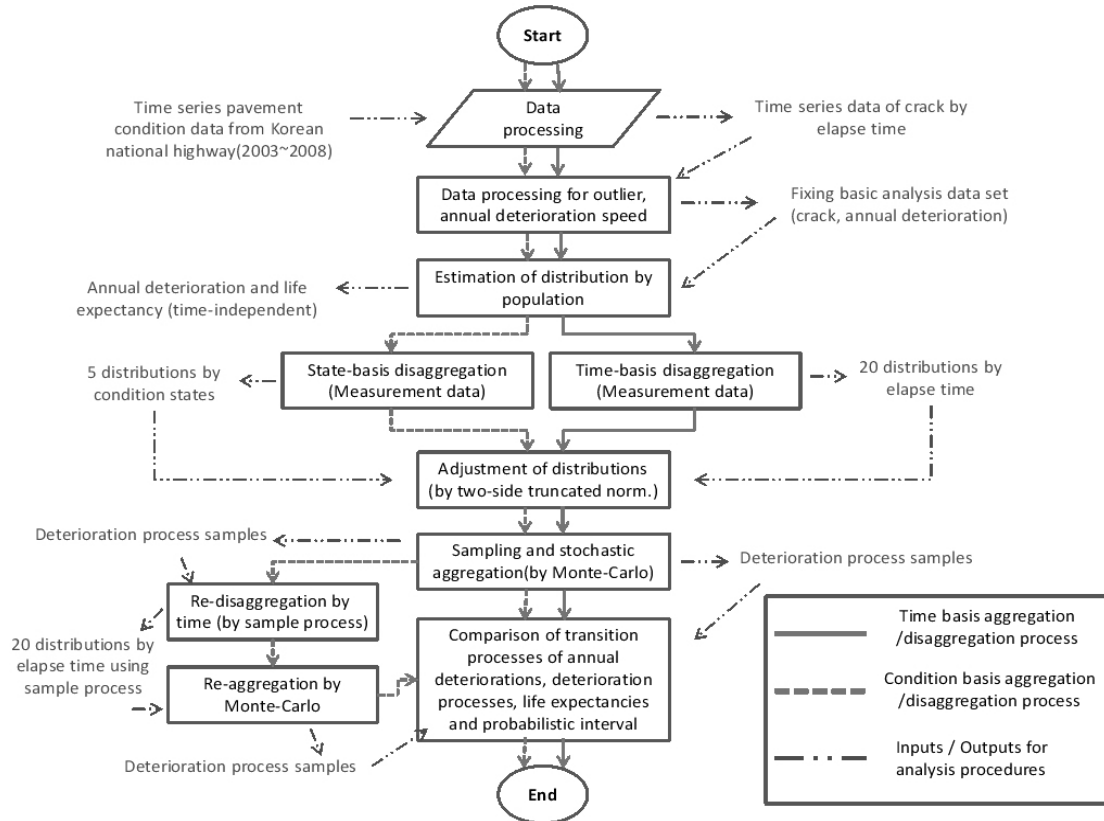


Fig. 1. Disaggregation and re-aggregation process by time and states

여기서,

- $\bar{\theta}(\xi)$ = 포장의 파손량(정상치로 판단된 자료) (%)
- $\hat{\theta}(\xi)$ = 포장의 파손량(이상치여부 판단 이전의 잠정자료) (%)
- $[\]$ = 조사치(%)
- h = 포장상태(연속상태)
- $\tau_{A,B}$ = 파손량 자료 추출기준 두 시점 A, B
- ξ = (재)건설 혹은 유지보수 후 경과시간

τ_A 와 τ_B 의 시간적 차이는 자료의 가공에 따라 다양할 수 있으나, 본 연구에서는 포장조사의 단위인 1년(즉, $\tau_B = \tau_{A+1}$)으로 가공하기로 한다.

4.2 이상치를 고려한 확률분포의 정의

연간파손량 $\hat{\theta}(\xi)$ 의 분포는 본 연구와 같은 자료를 활용한 기존연구(Han 등, 2012a, 2012d)의 결과에 따라 정규분포를 따르는 것으로 가정한다. 이에 따른 확률분포, 확률밀도함수, 누적분포함수는 다음과 같이 정의된다.

$$\hat{\theta}(\xi) \sim N(\mu, \sigma) \tag{2}$$

$$\phi(\theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}\theta^2\right) \tag{3}$$

$$\int_0^\theta \phi(\theta) dt = \Phi\left\{\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}\theta^2\right)\right\} \tag{4}$$

여기서,

- $\phi(\theta) dt$ = 연간파손량 θ 의 확률밀도함수 (PDF: Probability Density Function)
- $\Phi(\bullet)$ = 표준정규분포의 누적분포함수 (CDF: Cumulative Distribution Function)
- $[\]$ = 분포에서 추출된 샘플임을 의미
- μ = 평균
- σ = 표준편차

식 (2)는 전체자료를 활용한 모분포를 정의하고 있다. 여기서 확률변수 $\hat{\theta}(\xi)$ 는 균등분포(uniform distribution) \mathbb{R} 에서 추출된 두 난수 $u_1, u_2 \sim \mathbb{R}(0,1)$ 를 박스몰러 알고리즘(Box-Muller algorithm; B-M) (Box and Muller, 1958) 혹은 폴라추출법(polar method) (Bell, 1968; Knopp, 1969)을 활용하여 추출할 수 있다. 두 방법은 모두 정규분포에서 도출된 변수의 선형화가 가능하다는 점을 활용한 방법으로 더 구체적인 내용은 관련 문헌을 참고하길 바란다(Han, 2012d).

여기서 잠시 우리는 이상치 제거와 그에 따른 분포의 변화에 대해서 고려할 필요가 있다. 먼저, 균열의 증가량은 음(-)의 값을 가질 수 없기 때문에 이는 확실한 이상치로 간주할 수 있다. 이에 대한 사항은 이미 식(1)에서 판별식을 통해 고려된 바 있다. 그런 반면 균열의 증가분이 균열의 한계값인 100%에 가깝게 나타난 자료도 포함되어 있다. 일반적으로 균열률 20% 수준에서 유지보수가 시행되고 있다는 점과(한국건설기술연구원, 2009), 연간 균열의 증가량은 평균 0~2.5%수준으로 알려진 점을 참작했을 때(Han 등, 2012a, 2012g) 이상치임을 의심하지 않을 수 없다. 그러나 이런 자료들 역시 조사에 따른 결과이기 때문에 아무 근거없이 임의대로 자료를 분석에서 배제할 수는 없다. 왜냐하면, 제거할 경우 분포의 중심인 μ 가 이상치 제거 설정기준에 따라 조작이 가능해 지기 때문이다. 만약 포함시키게 되면 분포의 분산이 커져서 이론적 정규분포의 PDF의 일부가 음의 영역에 분포할 가능성이 높다. 이 분포를 확률알고리즘 과정에 그대로 적용하게 되면 분포의 기댓값 $E(\mu)$ 는 양(+) 영역에 위치하더라도 음의 값을 갖는 샘플들이 추출되는 문제가 발생한다.

즉, 분포의 고유특성은 유지하면서 음의 자료들이 샘플링되지 않도록 하는 것이 이상치 제거의 첫 번째 포인트라 하겠다. 이는 좌절단형(one side(left-side) truncated)분포, 즉 증가량 0을 기준으로 분포 좌측을 절단한 후 나머지 부분의 PDF의 합이 1이 되도록 확장시키는 과정을 통해 손쉽게 해결할 수 있다. 두 번째 핵심은 연간 증가량이 비정상적으로 큰 자료를 포함하게 됨으로써 이론적 정규분포의 PDF가 분포의 우변에 상당히 길게 포진하는 현상이다. 이 분포를 활용하게 되면 시뮬레이션 상에서 포장상태가 1년 만에 유지보수 기준을 훨씬 넘어서는 상태가 되기도 한다. 이렇게 되면 분포의 우측 역시 절단하는 과정이 필요하게 되는데 그 기준을 정하는 것이 모호할 수 있다. 본 연구에서 제안하는 대안은 정규분포의 특성을 활용하여, (-) 오차가 발생할 확률이 (+) 오차가 발생할 확률과 같다는 가정을 적용하는 것이다. 간단히, 증가량이 (-)로 조사된 확률만큼 분포의 우측도 잘라주는 양측절단분포를 적용하는 방안이다. 이렇게 되면 분포의 기댓값 $E(\mu)$ 는 그대로 유지되면서 분산은 감소하는 통계적으로 유익한 결과를 얻을 수 있다.

그러면 정규분포의 양측절단기법 대해서 간략히 소개해 본다. 우선 각 분포를 자를 두 지점 L, R 을 정하게 되면, $\hat{\theta}$ 는 $\hat{\theta} \in (L, R)$, $(-\infty \leq L < R \leq \infty)$ 의 조건이 성립되며, 이는 간단히 $L < \hat{\theta} < R$ 로 표현 가능하다. 이를 만족하는 PDF는 다음과 같다.

$$f(\hat{\theta}; \mu, \sigma, L, R) = \frac{\frac{1}{\sigma} \phi\left(\frac{\hat{\theta} - \mu}{\sigma}\right)}{\Phi\left(\frac{R - \mu}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{L - \mu}{\sigma}\right)} \tag{5}$$

$$\phi(\tilde{\theta}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}\tilde{\theta}^2\right) \quad (6)$$

$$E(\tilde{\theta}|L < \tilde{\theta} < R) = \pi + \frac{\phi\left(\frac{L-\mu}{\sigma}\right) - \phi\left(\frac{R-\mu}{\sigma}\right)}{\Phi\left(\frac{R-\mu}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{L-\mu}{\sigma}\right)}\sigma \quad (7)$$

$$\text{Var}(\tilde{\theta}|L < \tilde{\theta} < R) = \sigma^2 \left[1 + \frac{\frac{L-\mu}{\sigma}\phi\left(\frac{L-\mu}{\sigma}\right) - \frac{R-\mu}{\sigma}\phi\left(\frac{R-\mu}{\sigma}\right)}{\Phi\left(\frac{R-\mu}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{L-\mu}{\sigma}\right)} - \left(\frac{\phi\left(\frac{L-\mu}{\sigma}\right) - \phi\left(\frac{R-\mu}{\sigma}\right)}{\Phi\left(\frac{R-\mu}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{L-\mu}{\sigma}\right)}\right)^2 \right] \quad (8)$$

여기서, 확률변수 $\tilde{\theta}$ 의 다음으로 정의된다.

$$\tilde{\theta} = \Phi^{-1}\left(\Phi(L) + u \times (\Phi(R) - \Phi(L))\right) \quad (9)$$

여기서, 확률변수 u 는 0과 1사이의 균등분포의 함수이므로 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$u \sim \mathbb{R}(0,1) \quad (10)$$

상태와 시간기준에 따라 모분포가 각각 분해되고, 각 분포의 좌절단량은 상이하기 때문에 분포별 L, R 지점을 찾기 위한 누적분포함수 $\Phi(0), 1 - \Phi(0)$ 정보는 분포별로 추정되어야 한다.

4.3 상태기준 분해/조합과정

식(1)과 식(2)는 모든 자료를 취합하는 경우를 나타내기 때문에 자료 전체에 대한 특성을 나타낸다. 이는 특정기준에 따라 확률의 변화과정이 포함되지 않기 때문에 확률과정(stochastic)이 아닌 확률(probabilistic)모형이라 할 수 있다. 본 절에서는 포장의 파손속도가 상태를 기준으로 변화한다는 가정하에 분해하도록 한다. 먼저 포장상태등급은 $i (i = 1, \dots, J)$ 로 표기하기로 하며, 이를 기준으로 한 자료구분과 확률분포를 정의하면 다음과 같다.

$$\tilde{\theta}_i(\xi) \sim \mathbb{C}_i(\mu_i, \sigma_i) = \left(\tilde{\theta}(\xi) \in \mathbb{N}_i(\mu_i, \sigma_i) \mid \left(\tilde{\theta}(\xi) \geq 0 \mid h(i) \leq \xi \left(\bar{h}(\tau_A) \right) < h(i+1) \right) \right) \quad (11)$$

$(i = 1, \dots, J)$

여기서,

i = 포장상태등급 (이산상태)

$\mathbb{C}_i(\mu_i, \sigma_i)$ = 상태등급기준 분포

참고로 J 는 흡수상태(absorbing state)로 칭하여 보통 포장분야에서는 유지보수기준에 해당하는 값을 일반적으로 사용하나 본 연구에서는 유지보수기준을 넘어서는 경우의 파손속도도 살펴보기 위해 $J - 1$ 까지가 아닌 J 단계의 파손속도도 다루기로 한다. 즉, 식(2)에서 정의된 모분포가 J 의 수만큼 나뉘어 각각의 독립적인 분포 $\mathbb{C}_i(\mu_i, \sigma_i)$ 로 분해된다.

다음은 조합과정을 살펴보자. 조합과정은 식 (11)에서 도출된 상태별 연간파손량의 확률분포 $\tilde{\theta}_i(\xi) \sim \mathbb{C}_i(\mu_i, \sigma_i)$ 를 활용한 몬테카를로(Monte-carlo)기법을 통해 수행된다. 당연히 수집된 자료가 단위 시간 t 를 기준으로 하고 있기 때문에, 한 파손과정샘플 \mathcal{E}^n 내에서의 $\tilde{\theta}$ 의 개수는 t 와 동일하다. 이에 대한 개념을 식(12) ~ (14)와 Fig. 2에 간단히 표현하였다.

$$\tilde{h}(C_t) \propto \left(\tilde{\theta}_i(\xi) \sim \mathbb{C}_i(\mu_i, \sigma_i) \mid \tilde{h}(C_{t-1}) \right) \quad (12)$$

$$\tilde{h}(C_t) = \left(\tilde{h}(C_{t-1}) + \tilde{\theta}_i(\xi) \sim \mathbb{C}_i(\mu_i, \sigma_i) \mid h(i) \leq \tilde{h}(C_{t-1}) < h(i+1) \right) \quad (13)$$

$$\Xi^n(\mathbb{C}_i) = [\tilde{h}(C_t^n), \dots, \tilde{h}(C_1^n)] \quad (n = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T) \quad (14)$$

여기서,

C = 균열률(%)

t = 경과시간 (년) ($t = 1, \dots, T$)

\mathcal{E} = 파손과정샘플

n = 파손과정의 샘플 수 (증가량 $\tilde{\theta}_i(\xi)$ 의 샘플수가 이념)

상기 과정을 간단히 요약하면, $\tilde{\theta}_i(\xi)$ 를 이용해 상태를 갱신해 나가다가 $\tilde{h}(C_{t-1})$ 에 속하게 되는 포장상태등급이 바뀌게 되면, 분포를 바꾸어 $\tilde{\theta}_i(\xi)$ 를 추출해 나가는 것이다. 이렇게 $\tilde{h}(C_t)$, ($t =$

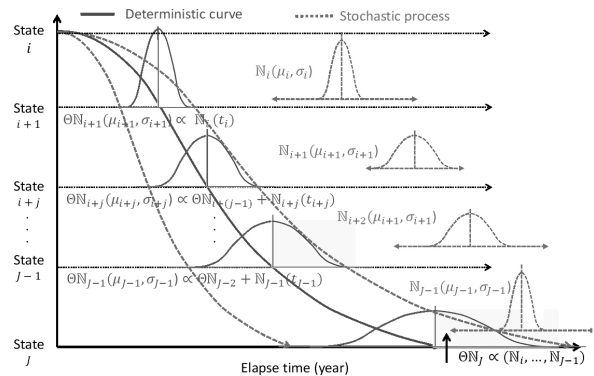


Fig. 2. State-basis disaggregation and aggregation process

1, ..., T)가 임계상태인 J상태에 다다르게 되면 1개의 파손과정샘플이 완성된다. 이렇게 무수히 $n(n = 1, \dots, N)$ 개의 과정을 추출해 나가면 1)과 상태기준 예시의 신뢰수준별 기대수명 분포를 알 수 있다. 또한, 2) 경과시간 t시점에서의 연간파손량 분포들도 얻을 수 있다. 이는 상태기준 분포에서 시간 t를 기준으로 한 파손량 분포를 추출하는 기법이라고 할 수 있다. 이런 재 조합과정을 통해 상태 $i(i = 1, \dots, J)$ 별 기대수명과 분산을 각각 알 수 있으며, 신뢰수준 별 결과를 알 수 있어 리스크 관리의 접목이 가능해진다.

4.4 시간기준 분해/조합과정

시간기준분해과정은 유지보수나 혹은 신(재)포장 후 경과시간을 시간 t로 구분하여 연간 파손량 자료를 취합한 후 그에 해당하는 분포를 도출하는 과정이다. 우리는 이 과정을 위해 두 가지 자료를 활용할 수 있다. 먼저, 1) 4.3절에서 상태기준분해/조합과정의 결과로 도출되었던 파손과정샘플들 $\mathcal{E}^n(C_i)(n = 1, \dots, N)$ 들, 그리고 2) 실제 조사자료에서 도출된 시간기준 파손량 $\tilde{\theta}_t(\xi)$ 를 사용할 수도 있다. 먼저, 상태기준 분포를 시간기준 파손량분포 $\tilde{\theta}_t(\xi) \sim \mathbb{T}t(\hat{\mu}_t, \hat{\sigma}_t)$ 로 전환하는 과정을 간결히 표현하면 다음과 같다.

$$\tilde{\theta}_t(\xi) \sim \mathbb{T}t(\hat{\mu}_t, \hat{\sigma}_t) \sim \mathcal{C}_i(\Xi^n) \quad (15)$$

여기서 각 년도의 $\mathbb{T}(\hat{\mu}_t, \hat{\sigma}_t)$ 는 $\mathcal{E}^n(C_i)$ 에 포함되어 있는 샘플과정 중 각 t + 1와 t년간의 상태차이에서 도출되는 $\tilde{\theta}_t^n$ 를 도출하여 정의된다. 식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\hat{\mu}_t, \hat{\sigma}_t \propto \tilde{\theta}_t^n \{= \tilde{h}(C_{t+1}^n) - \tilde{h}(C_t^n)\} \quad (16)$$

$(t = 1, \dots, J; n = 1, \dots, N)$

이는 i개로 분해된 분포를 시간 t로 재분해하는 과정이다. 각각 i개와 t개로 분해된 분포들을 활용하여 확률알고리즘을 시행하면 결국 동일한(근사한) 파손과정을 얻게 되는데, 이는 상태의 변화과정에 시간변수가 포함되어 있기 때문이다. 이 기법은 유지보수 후 경과연도별 파손량 자료가 장기적으로 충분히 확보되기 어려운 현실을 감안할 때, 매우 유용한 기법이라 할 수 있다.

다음은 실측조사자료 \mathcal{F} 를 활용한 방법이다. 분해와 조합기법은 단순히 자료의 경과연도 t를 참조하여 분포를 결정한 후 해당 연도를 참조하여 분포를 변환해가며 파손량을 추출하는 과정이다. 이후

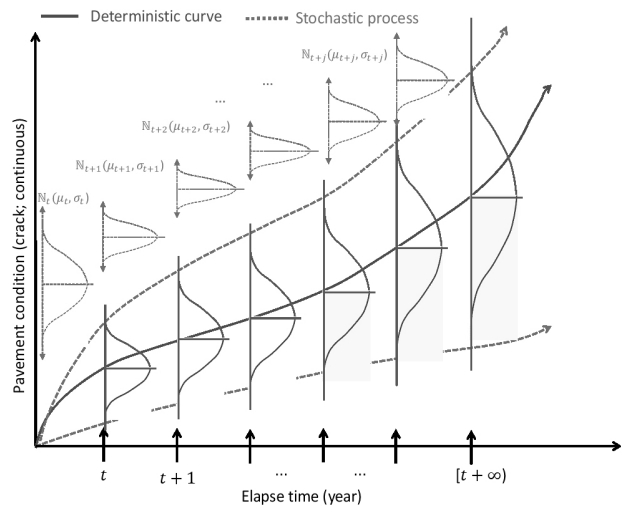


Fig. 3. Time-basis disaggregation and aggregation process

상태기준 분해와 같은 방법으로 조합해 나간다. 각 과정과 개념을 식(17), (18)과 Fig. 3에 요약하였다.

$$\tilde{\theta}_t(\bar{\xi}) \sim \mathbb{T}t(\bar{\mu}_t, \bar{\sigma}_t) \sim \bar{\theta}(\bar{\xi} \in t) \quad (17)$$

$(t = 1, \dots, T - 1)$

$$\tilde{h}(C_t) = (\tilde{h}(C_{t-1}) + \tilde{\theta}_t(\xi) \sim \mathbb{T}t(\mu_t, \sigma_t) | t) \quad (18)$$

$(t = 1, \dots, T)$

5. 사례분석

5.1 자료가공 및 모분포의 도출

사례분석을 위해 일반국도포장관리시스템 '2003~2010년간 수집된 균열률 자료를 활용하였다. 사례분석에서 균열률을 대상으로 택한것은 현재 국도에서 유지보수 기준으로 참조되고 있는 파손지표 중에 균열이 가장 빨리 보수기준에 도달한다는 연구결과를 참조하였다(Kobayashi 등, 2010a; Han 등, 2012g). 확보된 상태자료를 연간균열증가량으로 변환한 결과 총 자료 수는 11,961였으나, 도중 유지보수가 시행되거나, 공용역전현상 등의 이상치 자료를 제거한 결과 6,685개의 유효한 자료가 확보되었다. 모든 자료를 활용하여 도출된 모분포에 대한 특성은 Table 1와 Fig. 4에 요약하였다.

Table 1. Definition of population distribution

Average crack condition (%)	Average condition state	Life expectancy (year)	Average annual deterioration (μ) (%/year)	Standard deviation of annual deterioration (σ) (%)	Life expectancy to absorbing state (15%)
2.13	1.72	8.35	1.29	1.97	11.68

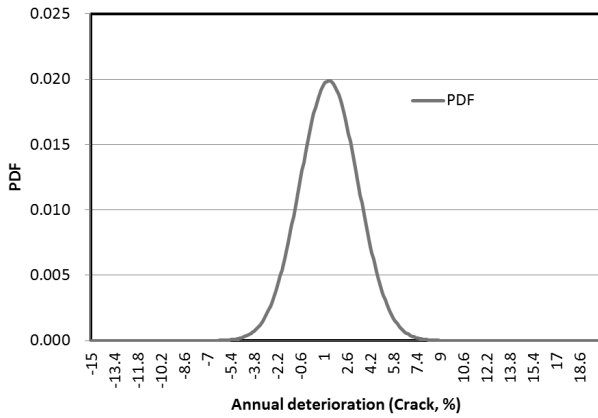


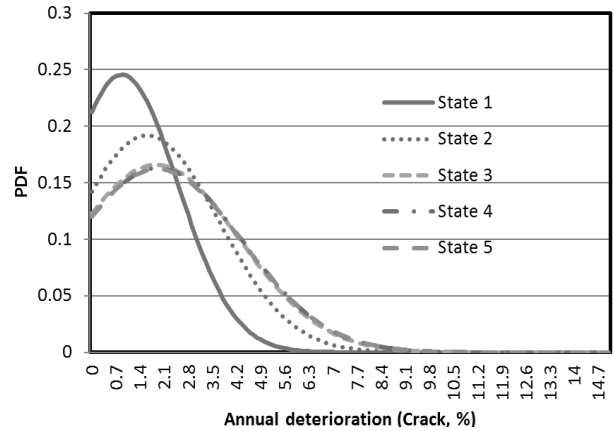
Fig. 4. Probability density function of population distribution

Table 1과 같이 연간 균열증가량의 기댓값은 1.29%로 나타났으며, 이를 기준으로 한 균열률 15%까지의 기대수명은 11.68년으로 나타났다. 기존연구에서 예측되었던 11.95년(2003~2006년 자료 활용) (Kobayashi 등, 2010a)과 8.99년(2007~2010년 자료활용) (Han 등, 2012g), 12.58년(2007~2010년 자료활용) (Han 등, 2012a)과 유사한 수준으로 나타나고 있다. 또한, Fig. 4에서는 4.2절에서 예상했던 바와 같이 분포의 좌측이 음수의 영역이 포함하고 있음을 볼 수 있다. 그러나 모분포에서는 기댓값만을 참조하고 샘플은 추출하지 않기 때문에 분포를 절삭하는 과정은 생략하기로 한다.

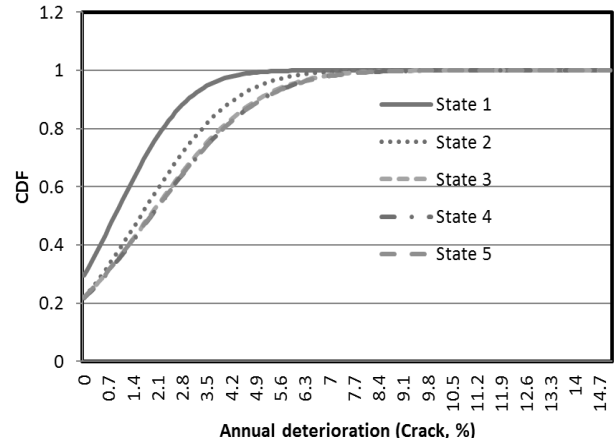
5.2 상태기준분해/조합과정의 수행

다음으로 모분포를 포장상태 등급 i 를 기준으로 한 분해 및 조합과정을 시도한다. 균열의 상태정의는 연구의 정확성을 확보하기 위해 그간 국도를 대상으로 수행된 바 있는 연구들(Han 등, 2012a, 2012b, 2012e, 2012g, 2012h; Kobayashi 등, 2010a)에서 공통으로 적용해 왔던 5단계 기준을 적용하기로 한다. 자료가공결과를 Table 2에 요약하였다.

Table 2와 Fig. 5를 통해 우리는 상태가 나빠질수록 파손속도가 빨라지고 분산도 점점 커지고 있음을 알 수 있다. 한편, 건전도 3부터는 어느 정도 파손특성이 안정되어 변화가 미미함을 알 수



(a) Comparison of PDF functions by a state (PDFs to $\phi(0)$ were excluded)



(b) Comparison of CDF functions by a state (CDFs to $\Phi(0)$ were excluded)

Fig. 5.

있다. 즉, 균열률 5%부터는 파손량의 선형증가를 가정해도 무방하다고 볼 수 있다. 여기서 각 분포의 $\phi(0)$ 를 활용하여 양측절단분포로 변환시킨 후, 확률알고리즘 과정(식 (13)참조)을 시행해 본다. 본 연구에서는 불변분포에 가까워질 수 있도록 1,000개의 파손과정 E^n ($n = 1, \dots, 1000$)을 도출하여 결과의 불확실성을 줄이고자 하였다. 파손과정을 통해 얻어진 기대수명의 평균과 분산을 Table 3, Fig. 6에 요약하였다.

Table 2. Definition of shapes of distributions by a rating system

Condition state	Crack (%)	Frequency	μ_i	σ_i	$\Phi(0)$	Life expectancy
1	0 ~ 0.5	3,003	0.87	1.62	0.29	0.57
2	0.5 ~ 5.0	2,743	1.61	2.08	0.22	2.80
3	5.0 ~ 10.0	627	1.87	2.41	0.22	2.68
4	10.0 ~ 15.0	162	1.91	2.45	0.22	2.61
5	Over 15.0	150	1.90	2.46	0.22	Total=8.67

Table 3. Transition processes of annual deterioration of crack by state-basis method

Elapse time	Cumulative deterioration of crack (%)			Note (Corresponding condition state)
	Minimum	Average	Maximum	
1	0.00	0.85	1.74	1~2
2	0.08	2.26	4.74	2
3	0.16	3.87	7.94	2
4	0.49	5.54	11.12	2~3
5	1.13	7.23	13.90	3
6	1.38	9.08	15.83	3
7	2.45	10.99	18.20	3~4
8	3.89	12.87	21.31	4
9	4.70	14.80	23.33	4
10	6.34	16.71	25.67	4~5
11	8.25	18.60	28.26	5
12	10.52	20.50	31.09	5
13	11.08	22.36	34.33	5
14	12.36	24.23	35.17	5
15	14.37	26.09	38.26	5
16	15.38	27.97	41.29	5
17	17.85	29.84	44.44	5
18	18.40	31.72	45.48	5
19	19.53	33.61	47.89	5
20	21.36	35.52	50.05	5

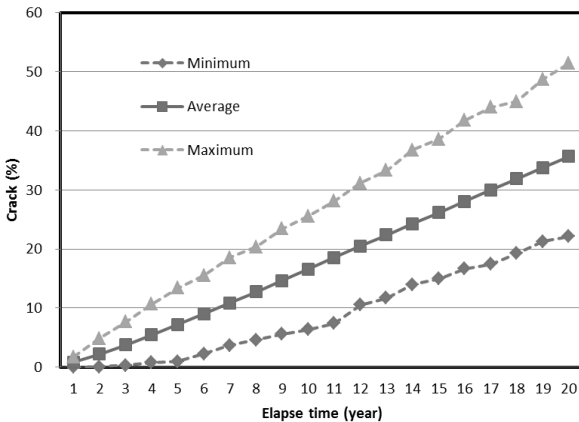


Fig. 6. Variance of deterioration process of crack by state-basis method

Fig. 6과 Table 3에서는 1,000개의 파손과정샘플에서 도출된 평균적 파손진행과정과 그의 최소-최댓값을 통해 최대확률공간을 확인할 수 있다. 먼저 균열률 15%까지의 기대수명을 산출해보면 9.10년으로, 모분포의 기댓값 11.68년과는 다소 차이가 있다. 이는 분포의 양측절단을 통해 상태역전현상과 과대조사 될 잠재오차의

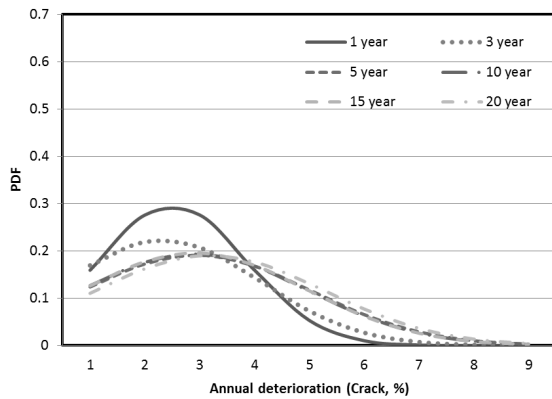
가능성을 고려함에 따라 발생한 차이이다. 또한, 15.33년에는 모든 도로가 균열 15% 수준에 도달하게 됨을 알 수 있다. 한편, 같은 μ 를 사용하였음에도 불구하고, Table 2에서의 기대수명의 누적분과 대략 0.43년 정도의 오차가 발생한 점을 발견할 수 있다. 이 오차를 없애기 위해서는 파손예측과정에서 상태등급의 전이가 발생할 때 두 개 이상의 파손속도에 영향을 받는 경우, 이에 대한 시간적 비율을 계산하여 각각 다른 파손속도를 적용해 주는 과정이 필요하다(Han 등, 2012e). 그러나, 본 연구에서는 그 오차가 미미하여 모형의 간소화를 위해 해당 과정을 도입하지 않기로 한다.

5.3 시간기준분해/조합

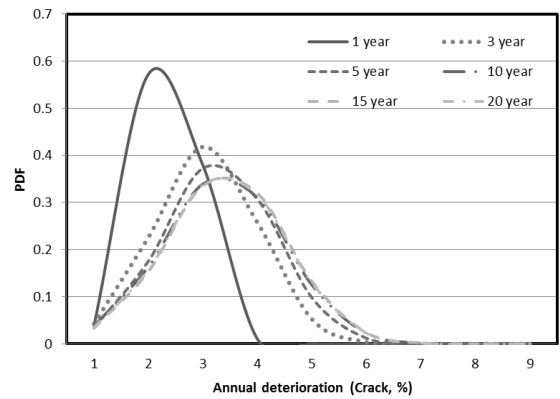
본 절에서는 두 가지 분포 셋, 1)실측자료를 활용한 시간기준 파손량분포, 2)상태기준분포에서 도출된 시간기준 파손량 분포를 따로 나누어 결과를 도출하기로 하며, 이를 각각 “시간기준 분포셋 A, B”로 칭하기로 한다. 3절에서 이미 언급된 바와 같이, 상태기준 분포의 샘플에서 추출된 시간기준분포의 확률과정은 이론적으로 상태기준분포들을 이용한 확률과정과 동일한 파손과정을 갖기 때문에 상태기준 분석과정을 단지 시간적으로 표현한 것으로 (즉 동일한 것으로) 간주해도 무방하다. 한편, 시간 T 는 설계수명으로

Table 4. Information of time-basis distribution sets

Elapse time	Time-basis distribution set-A (by measurement data) $\tilde{\theta}_t(\xi) \sim T_t(\bar{\mu}_t, \bar{\sigma}_t)$				Time-basis distribution set-B (by deterioration process sampling data) $\tilde{\theta}_t(\xi) \sim T_t(\hat{\mu}_t, \hat{\sigma}_t) \sim C_t(\Xi^m)$		
	Frequency	$\bar{\mu}_t$	$\bar{\sigma}_t$	$\Phi(0)$	Samples	$\hat{\mu}_t$	$\hat{\sigma}_t$
1	58	1.00	1.32	0.22	1,000	0.85	0.50
2	250	0.59	1.43	0.34	1,000	1.40	0.88
3	479	0.82	1.77	0.32	1,000	1.62	0.89
4	637	1.15	1.91	0.27	1,000	1.66	0.93
5	682	1.44	2.07	0.24	1,000	1.69	0.98
6	673	1.47	2.15	0.25	1,000	1.86	1.03
7	601	1.38	1.97	0.24	1,000	1.90	1.03
8	573	1.38	1.83	0.23	1,000	1.88	1.05
9	457	1.39	2.07	0.25	1,000	1.93	1.05
10	397	1.40	2.04	0.25	1,000	1.92	1.04
11	398	1.25	1.90	0.25	1,000	1.89	1.07
12	351	1.32	2.04	0.26	1,000	1.90	1.04
13	244	1.40	2.03	0.24	1,000	1.86	1.03
14	196	1.23	1.78	0.24	1,000	1.86	1.04
15	172	1.41	2.02	0.24	1,000	1.86	1.05
16	160	1.42	2.04	0.24	1,000	1.88	1.07
17	101	1.39	1.88	0.23	1,000	1.88	1.08
18	57	1.56	2.42	0.26	1,000	1.87	1.07
19	46	0.96	1.56	0.27	1,000	1.90	1.05
20	37	1.69	2.07	0.21	1,000	1.91	1.04
Over 20	116	-	-	-	-	-	-



(a) PDFs of the time-basis distribution set-A (by measurement data)



(b) PDFs of the time-basis distribution set-B (by deterioration process samples)

Fig. 7.

범용적으로 활용 중인 20년을 분해기준으로 한다. 이는 보통 균열 15%까지의 기대수명이 9~12년 수준임을 고려할 때 충분하다고 판단된다. Table 4에는 각 연도별 분포정보를 상기 두 기준에 따라 제시하고 있으며, Fig 7에서는 이를 활용하여 도출된 연도별

PDF의 형태를 비교하고 있다.

Fig 7에서는 두 분포셋 간의 분포형태가 상당한 차이를 보이고 있다. 참고로 Fig. 7은 분포의 좌측(즉, 상태역전현상에 해당되는 영역)만 절단된 경우임에 유의한다. 두 그래프를 비교해 보면 실측

자료를 활용한 시간기준분포셋-A의 분산이 더 크고, 파손량도 평균적으로 적게 나타나고 있다. 구체적인 정보를 도출하기 위해 확률알고리즘 과정을 통해 연도별 분포의 기대값의 변화과정을 살펴보았다(Fig. 7참조).

Fig. 8에서 보여지는 시간기준분포셋-B의 특성을 살펴보면 대략 경과년도 5년까지는 파손속도가 증가하다가 그 이후에는 빨라진 파손속도가 일정하게 유지되는 추세를 보인다. 이는 Table 2에서 보여진 바와 같이 포장상태등급 $i = 3$ 부터는 선형적인 파손량이 이어지는 특징을 그대로 보여주고 있다고 볼 수 있다. 한편, 시간기준분포셋-A의 파손량은 상대적으로 낮은 선에서 그 추세를 이어가고 있는 것이 확인된다. 또한 초기에는 파손량이 점점 증가하는 추세를 보여주다가 공용기간 5년 이후에 안정적인 추세를 띄는 것은 시간기준분포셋-B와 유사한 경향이라 할 수 있다. 참고로,

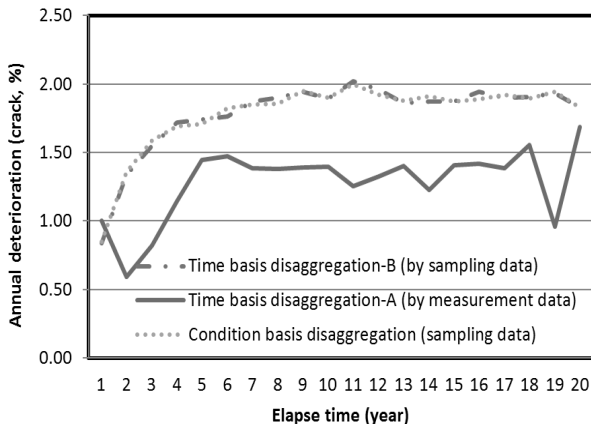
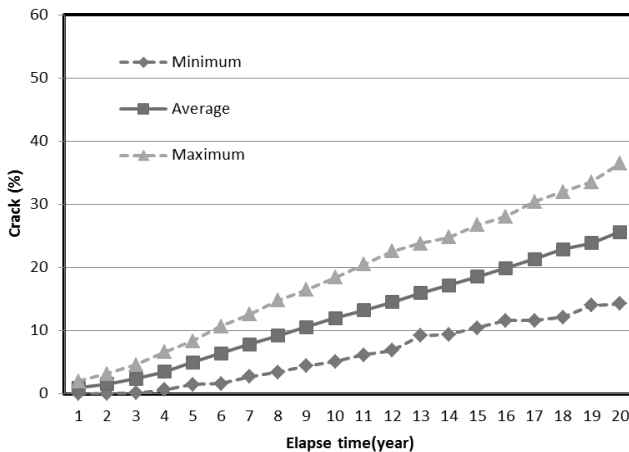


Fig. 8. Comparison of transition processes of annual deterioration of crack by different disaggregation methods

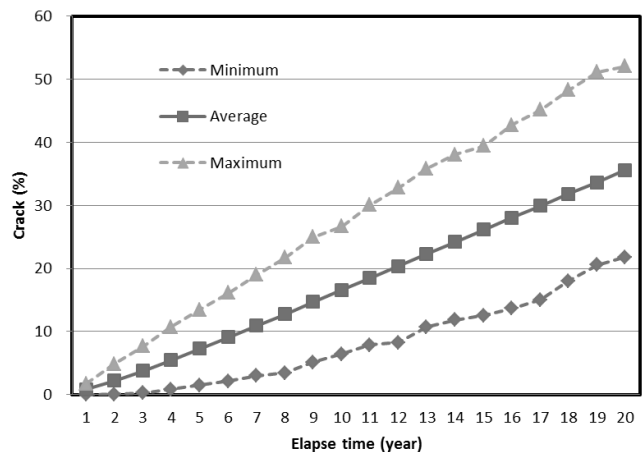


(a) Variance of deterioration process of crack by time-basis distribution set-A (by measurement data)

시간기준분포셋-A에서 1년차와 18년-20년이 다소 불안정한 추세를 띄고 있음을 볼 수 있는데, 이 분포들의 샘플수가 37-58개였던 점을 감안하면(Table 4참조), 자료의 추가적 확보를 통한 변화의 가능성이 존재한다. 이 분포들의 특성을 기준으로 파손의 진행과정을 분산과 함께 살펴보자(Fig. 9참조).

Fig. 9의 두 그래프를 비교해보면 시간기준분포셋-A가 더 느린 파손속도와 작은 분산을 보여준다. 여기서 시간기준분포셋-A의 분산이 상대적으로 더 크에도(Table 4참조) 낮은 불확실성을 보이는 이유는 각 분포들의 $\phi(0)$ 의 값이 상대적으로 크기 때문에 우측에서 잘려나간 CDF의 영역 역시 커졌기 때문이다. 또한, 시간기준분포셋-A의 기대수명은 12.29년으로 상태기준과정의 이론치 8.76년과는 다소 차이가 있다(Table 2 참조). 이런 차이는 시간기준분포셋-B의 원시분포인 상태기준분포의 기댓값이 더 큰 동시에 $\phi(0)$ 의 값도 상대적으로 작아서 분포의 우변에서 잘려나가는 범위가 더 작았기 때문이다(Table 2, Table 4 동시 참조).

여기서 우리는 과대조사에 대한 잠재오차를 보정하는 기준으로 “파손량”을 활용할지 “확률”을 활용할지 생각해 볼 필요가 있다(본 연구에서는 확률을 활용). 참고로 파손량을 기준으로 보정하려면 $\phi(0)$ 을 기준으로 좌변에 위치한 오차분포를 우측으로 회전(rotate)시켜 그 만큼의 PDF를 참값분포에서 제해준 후 PDF의 합이 1이 되도록 확장시켜 주면 된다(Han 등, 2012a). 이렇게 되면 분포는 정규분포의 성질을 잃게 되면서 기대수명은 짧아지는 반면 분산은 커지게 된다. 이 두 방안의 우열은 보다 심도 있는 통계적 검정이 요구되므로 향후 연구에서 살펴보기로 한다. 다만, 시간기준분포셋-B가 상태기준 파손과정에 내제되어 있는 시간변수를 유도하여 구성되었다는 점을 감안하면 실측값을 활용하고 더 세분화 된 기준으로 분포를 구성한 시간기준분포셋-A를 참값으로 간주하여



(b) Variance of deterioration process of crack by time-basis distribution set-B (by deterioration process samples)

Fig. 9.

시간기준분포셋-B를 검정할 수 있다. 또한, 시간기준분포셋-A의 기대수명이 모분포의 기대수명과 거의 일치하고 있는 점과, 파손과정을 보다 세밀하게 분해하여 결과를 도출했다는 점에서 시간기준분포셋-A가 더 유의한 결과를 보여준다고 해석가능하다. 이런 측면을 종합해보면 상태기준 분할과정에서 포장의 상태등급 수를 더 많이 늘려 분포를 구성하면 결과는 충분히 달라질 가능성이 존재한다. 다만, 자료수가 충분히 확보되어야 하며, 1년간의 파손량 예측시에 다수의 분포에서 도출되는 파손량의 샘플을 동시에 활용해야 하는 경우도 발생하게 된다. 이에 관한 내용도 향후연구로 남겨두기로 한다.

마지막으로, 그간 국내 일반국도를 대상으로 수행된 기존연구들(‘2003~2010년도 자료활용)에서 도출된 균열 15%까지의 기대수명은 각각 11.95년(Kobayashi 등, 2010a), 12.58년(Han 등, 2012a), 8.99년(Han 등, 2012g)으로 사용된 자료, 자료가공방안, 추정방안 등에 차이가 존재함에도 본 연구에서 도출된 결과들과 유사함을 확인하였다.

6. 결론

본 연구에서는 포장의 파손과정을 확률과정으로 표현하고 이를 재조합하는 과정을 통해, 지역성을 띄는 연간파손량의 변화과정과 이를 활용한 기대수명, 그리고 불확실성을 알아보고자 하였다. 이는 현재 주목받고 있는 예방적 유지보수 전략수립에 필수적인 연구라 할 수 있으며, 생애주기비용의 신뢰성 확보, 그리고 생애주기 비용분석에서 주로 택하고 있는 연도별 분석과정을 직접 뒷받침하는 도로파손모형을 제공할 수 있다.

사례분석을 위해 국내 일반국도에서 지난 8년간(2003~2010) 수집된 균열량 조사자료를 활용하였으며, 이를 5개의 상태등급, 그리고 20개의 시간(년)기준으로 각각 분해하여 확률과정을 구성하였다. 나아가, 상태기준분해/조합과정에서 도출된 샘플과정들을 활용하여 이 특성을 그대로 반영하는 시간기준분포들을 도출해 보았다. 이는 경과시간이 길어지면서 파손자료가 줄어드는 현상, 즉 샘플드롭핑(sample dropping)으로 인해 파손특성이 확보되기 어려운 경우에 대한 해결책으로서도 중요한 의미가 있다.

분석과정들을 통해 얻어진 연구성과들을 다음과 같이 요약해 본다. 먼저, 1) 균열의 파손과정은 포장상태에 의존하여 점점 파손속도가 빨라지는 경향을 띠다가, 균열 5%를 넘어서면 이후 일정한 증가량과 분산을 나타냈다. 이를 시간으로 환산하면 유지보수 후 경과시간 6년에 해당된다. 2) 시간기준 분해결과 역시 유사한 경향을 띠었다. 이는 파손자료를 시간으로 분해하건, 상태로 분해하건 같은 파손량의 변화특성을 보여준다고 해석가능하다. 그러나 파손속도는 상태기준분해/조합과정이 더 빠르게 예측되었다. 이것은

한 상태등급 내에서 변화하는 파손속도에 대해 민감하게 반응하지 못하고 하나의 파손속도(분포)를 파손량 예측에 사용하기 때문이다. 무엇보다도 시간기준분해/조합방안이 파손과정을 훨씬 세밀하게 분해하여 분석했기 때문에 보다 신뢰할 수 있는 결과라 할 수 있다. 3) 본 연구에서 도출된 균열 15% 기대수명의 범위는 (최대-최소-최대) 각각 나열해 보면 모분포의 경우 11.68년, 상태기준분해/조합과정은 8.76년(시간기준분포셋-B), 시간기준분해/조합과정(시간기준분포셋-A)은 12.29년으로 예측되었다. 이들은 모두 분해/조합과정에서 추출된 파손과정의 샘플들을 통해 예측된 것이기 때문에 기대수명의 통계적 신뢰구간 또한 쉽게 예측할 수 있는 장점을 가지고 있다. 한편, 도출된 결과를 그간 국도를 대상으로 수행된 연구성과들(8.99년~12.58년)과 비교할 때 거의 동일한 수준임을 확인하였다.

향후 연구에서는 현재 국내 일반국도에서 조사되고 있는 소성변형과 종단평탄성의 파손특성을 동시에 고려하여 통합적 기대수명에 접근할 예측할 필요가 있다. 본 연구의 사례분석에서 균열만을 대상으로 택한 것은 균열이 가장 빨리 보수기준에 도달한다는 연구결과를 참조했기 때문이었다. 만약 정해진 파손량 값을 사용하는 결정론적인 파손모형을 따르게 되면 분석기간 내내 유지보수는 항상 균열의 진행과정에 의해 결정되며, 그 외 소성변형이나 평탄성 악화모형은 유명무실해진다. 이는 상당히 비현실적인 특성으로, 다른 지표의 진행과정에 포함된 불확실성을 동시에 고려하지 않는 이상 해결이 불가능하다. 이런 측면에서 본 연구에서 제시하고 있는 분석방안은 포장관리의 현실을 보다 잘 묘사하기 위한 기초연구로써 의의가 있다. 마지막으로, 포장파손과정을 설명하기 위한 복잡한 수학적 모형의 개발과 이론의 접목도 중요하겠지만, 근본적으로 포장파손의 주요요인을 찾아내기 위한 전략적인 자료수집정책의 수립 역시 매우 중요한 사항이라 하겠다. 향후 연구에서는 다양한 설명변수를 도입하여 분포의 파라미터 예측에 활용함으로써, 포장그룹 혹은 개개구간의 이질적 파손과정에 대한 접근이 시도되어야 할 것이다.

감사의 글

본 연구에서 활용된 자료들은 일반국도포장관리시스템을 운영하고 있는 한국건설기술연구원에서 제공받았음을 밝히며, 본 연구에 많은 도움을 주신 관계자분들께 깊은 감사의 말씀을 전합니다.

References

Bell, J. R. (1968). "Algorithm 334: Normal Random Deviates." *Communications of the Association for Computing Machinery (CACM)*, Vol. 11, No. 7, pp. 498-499.

- Bennett, C. R. and Greenwood, I. D. (2000). *Highway Development and Management Series Vol. 7: Modeling Road User and Environmental Effects in HDM-4*, The World Road Association (PIARC), La Defense.
- Box, G. E. P. and Muller, M. E. (1958). "A note on the generation of random normal deviates." *The Annals of Mathematical Statistics*, Vol. 29, No. 2, pp. 610-611.
- Chatti, K. and Zaabar, I. (2012). *NCHRP report 720: Estimating the effects of pavement condition on vehicle operating costs*, Transportation Research Board (TRB), Washington, D.C.
- Do, M.-S. (2011). "Comparative analysis on mean life reliability with functionally classified pavement sections." *KSCE J. of Civil Engineering*, Vol. 15, No. 2, pp. 261-270 (in Korean).
- Do, M.-S., Han, D.-S., Yoo, I.-K. and Lee, S.-H. (2006). "Performance and economic analysis for rut-resistance pavement considering life cycle cost." *J. of the Korean Society of Civil Engineering*, Vol. 26, 5D, pp. 783-796 (in Korean).
- Do, M.-S., Han, D.-S., Lee, J.-D. and Lee, Y.-U. (2007). "Economic analysis for road pavement maintenance by using HDM." *J. of the Korean Society of Civil Engineering*, Vol. 27, 3D, pp. 311-323 (in Korean).
- Federal Highway Administration (FHWA) (1998). *Life-cycle cost analysis in pavement design: In Search of Better Investment Decisions*, FHWA-SA-98-079, Federal highway Administration, Washington, DC, U.S.
- Han, D.-S. and Do, M.-S. (2012a). "Correction of latent errors in pavement deterioration data using statistical methods." *J. of the Korean Society of Civil Engineering*, Vol. 32, No. 6D, pp. 587-598 (in Korean).
- Han, D.-S. and Do, M.-S. (2012b). "Development of budget-oriented managerial accounting information system for pavement management." *KSCE J. of Civil Engineering* (in review) (in Korean).
- Han, D.-S. and Do, M.-S. (2012c). "Development of Korean life cycle cost analysis model for road pavement asset management." *J. of the Korean Society of Civil Engineers* (in review) (in Korean).
- Han, D.-S. and Do, M.-S. (2012d). "Estimation of life expectancy and budget demands based on maintenance strategy." *J. of the Korean Society of Civil Engineers*, Vol. 32, No. 4D, pp. 345-356 (in Korean).
- Han, D.-S. and Do, M.-S. (2012e). "Life cycle cost analysis on pavement inspection intervals considering delay in maintenance." *KSCE J. of Civil Engineering* (in review) (in Korean).
- Han, D.-S. and Kobayashi, K. (2012f). "Criteria for the development and improvement of PMS models." *KSCE J. of Civil Engineering* (Forthcoming, Sep.2013) (in Korean).
- Han, D., Kaito, K. and Kobayashi, K. (2012g). "Application of Bayesian estimation method with Markov hazard model to improve deterioration forecasts for infrastructure management." *KSCE J. of Civil Engineering* (in review) (in Korean).
- Han, D.-S., Kobayashi, K. and Do, M.-S. (2012h). "Section-based multifunctional calibration method for pavement deterioration." *KSCE J. of Civil Engineering*, Vol. 17, No. 2, pp. 386-394 (in Korean).
- Han, D.-S. (2011). *Development of Open-source Hybrid Pavement Management System for an International Standard*, A PhD. Dissertation, Kyoto University, Kyoto.
- Han, D.-S., Do, M.-S., Kim, S.-H. and Kim, J.-H. (2007). "Life cycle cost analysis of pavement maintenance standard considering user and socio-environmental cost." *J. of the Korean Society of Civil Engineering*, Vol. 27, No. 6d, pp. 727-740 (in Korean).
- Kaito, K. and Kobayashi, K. (2007). "Bayesian estimation of Markov deterioration hazard model." *J. of Japan Society of Civil Engineers*, Vol. 63(A), No. 2, pp. 336-355 (in Japanese).
- Kaito, K., Kobayashi, K., Aoki, K. and Matsuoka, K. (2012). "Hierarchical Bayesian estimation of mixed hazard models." *J. of Japan Society of Civil Engineers (Infrastructure planning reviews div.)*, Vol. 68, No. 4, pp. 255-271 (in Japanese).
- Knopp, R. (1969). "Remark on algorithm 334 [G5]: normal random deviates." *Communications of the Association for Computing Machinery (CACM)*, Vol. 12, No. 5, pp. 275-281.
- Kobayashi, K., Do, M.-S. and Han, D.-S. (2010a). "Estimation of Markovian transition probabilities for pavement deterioration forecasting." *KSCE J. of Civil Engineering*, Vol. 14, No. 3, pp. 341-351 (in Korean).
- Kobayashi, K., Ejiri, R. and Do, M.-S. (2008). "Pavement management accounting system." *J. of Infrastructure Systems, ASCE.*, Vol. 14, No. 2, pp. 159-168.
- Kobayashi, K., Kaito, K. and Nam, L. T. (2012). "A statistical deterioration forecasting method using hidden Markov model with measurement error." *Transportation Research-Part B*, Vol. 46, pp. 544-561.
- Kobayashi, K., Kaito, K. and Nam, L. T. (2010b). "Deterioration forecasting model with multistage Weibull hazard functions." *J. of Infrastructure Systems, ASCE.*, Vol. 16, No. 4, pp. 282-291.
- Korea Institute of Construction Technology (KICT) (2009). *Final-report of the national highway pavement management system 2008*, Ministry of Land, Transportation, and Maritime Affairs (MLTM) (in Korean).
- Markov, A. A. (1971). *Extension of the limit theorems of probability theory to a sum of variables connected in a chain*, Reprinted in Appendix B of (R. Howard, 2007) *Dynamic Probabilistic Systems, Volume 1: Markov Chains*, John Wiley and Sons.
- Morosiuk, G. (1998). *Derivation of a new rut depth model for the structural deformation component in HDM-4*, TRL Project Report PR/ORC/610/98, Transport Research Laboratory, Crowthorne, UK.
- Morosiuk, G., Reley, M. J. and Odoki, J. B. (2000). *Highway development and management series: Vol. 6 - Modelling road deterioration and works effects*, The World Road Association (PIARC), La Defense, France.
- Nam, L. T., Kaito, K., Kobayashi, K., Okizuka, R. (2012). "A Poisson hidden Markov model for pavement deterioration prediction." *J. of Japan Society of Civil Engineers (JSCE)*, Vol. 68, No. 2, pp. 62-79 (in Japanese).

- NDLI (1995). *Modeling road deterioration and maintenance effect in HDM-4(Final report)*, Asian Development Bank project RETA 5549, N.D. Lea International, Vancouver.
- Odoki, J. B. and Kerali, H. G. R. (2000). *Highway development and management series: Vol. 4 - Analytical framework and model descriptions*, The World Road Association (PIARC), La Defense, France.
- Obama, K., Okada, K., Kaito, K. and Kobayashi, K. (2008). "Disaggregated hazard rates evaluation and bench-marking." *J. of Japan Society of Civil Engineers(JSCE)*, Vol. 64(A), No. 4, pp. 857-874 (in Japanese).
- Parkman, C. C. and Rolt, J. (1997). *Characterisation of pavement strength in HDM-III and possible changes for HDM-4*, TRL Project Report PR/ORC/587/97, Transport Research Laboratory, Crowthorne, UK.
- Paterson, W. D. O. (1987). *Road Deterioration and Maintenance Effects*, World Bank Publications, Washington, D.C., USA.
- Tsuda, Y., Kaito, K., Aoki, K. and Kobayashi, K. (2006). "Estimating Markovian transition probabilities for bridge deterioration forecasting." *J. of Structural Engineering and Earthquake Engineering, JSCE.*, Vol. 23, No. 2, pp. 241-256.