フォルト・ツリー分析に基づく社会基盤施設の最適点検政策*

Optimal Inspection Policy of Infrastructures Based on Fault Tree Analysis*

貝戸清之** ・金治英貞*** ・大石秀雄**** ・小林寛***** ・間嶋信博*6
by Kiyoyuki KAITO**, Hidesada KANAJI***, Hideo OHISHI***,
Hiroshi KOBAYASHI*** and Nobuhiro MASHIMA****

1. はじめに

社会基盤施設を適切に点検するために，点検マニュアルが整備されている．しかしながら，とりわけ長大橋のような特殊構造物の点検マニュアルは，設計当初に作成されたものが多く，今後本格的な維持管理を要する時期を迎えるに際して，実際の損傷・劣化等を見極めながら，現状を反映した内容に適宜更新する必要がある．このときに重要となるのは,「点検項目」と「点検手法・間隔」である.「点検項目」では，橋梁形式，構造的特徴や過去の点検記録を勘案して，点検における着目箇所を選定するとともに，それぞれの着目箇所で発生が懸念される損傷・劣化を定め，それらの状態を健全度として評価することが重要である．一方で,「点検手法・間隔」は，どのような手法によってどのくらいの間隔で点検を実施するのかという意思決定を，点検費用および各劣化・損傷の進行に伴う補修費用などの直接的費用と，点検を実施することによる安全性向上効果（対比的にはリスク）とのトレードオフ問題を解くことが求められる．すなわち，必要以上に高頻度の点検は効率性を損ねるだけでなく，過剰投資となり，厳しい財政状況の中で予算の最適配分を阻害する要因になりかねない．しかしながら，これまで長大橋を対象として「点検手法・間隔」という意思決定問題を工学的見地から精査した事例は見当たらない．

リスク評価に関しては，従来よりフォルト・ツリー法をはじめとして，大規模システムの故障解析法に関する研究が蓄積されている．そこでは，システムを構成する要素やサブシステムの故障が，システム全体の故障に発展する可能性を，静学的に分析することに主眼が置かれている．システムは数多くの要素で構成されるが，システムが供用された時点から，時間の経過に従って，要素が故障する確率が増加する．これに伴って，システム全体の故障確率も，時間とともに増加するために，システム全体を対象とした動学故障解析[1)]が必要となる．

以上の問題意識のもと，本研究では，長大橋を構成する部材の故障確率の時間的変化を，ハザードモデルにより表現する．さらに，長大橋全体のリスク発生事象を，フォルト・ツリーで表現するとともに，部材の故障確率の時間的変化に伴って長大橋全体のリスク発生率の時間的変化を分析する方法論を提案する．以下，**2**．でフォルト・ツリー分析の概要を述べる．**3**．では，最適点検政策の決定手法を説明する．

2. フォルト・ツリー分析

(1) 分析の目的

本研究の分析対象とする長大橋は，膨大な数の部材で構成される複雑な構造系である．これらの部材の劣化確率は時間経過とともに増加するために，長大橋全体のリスクも増加することが懸念される．さらに，部材の劣化過程は多様に異なるために，劣化過程の不確実性を考慮した劣化予測を行う必要がある．さらには，将来の交通重要の増加や周辺環境条件の変化に伴い，長大橋の劣化を早める要因になることも考えられる．したがって，現状の長大橋および部材の劣化発生過程を明確にして，管理リスクの計量化を行うことで，将来の長大橋の補修計画を立案することも必要となっている．

本研究では，長大橋を対象としたフォルト・ツリーを作成する．その際に，フォルト・ツリーの頂上事象として，1. 終局限界状態（落橋相当の損傷）と，2. 使用管理限界（利用者の安全性に影響）を取り上げる．なお，本研究では，長大橋の常時の点検政策を対象としているために，地震や事故などの突発的事象によるリスクは考慮しない．しかし，これらのリスク分析に関しても，以下に述べる同様の手順を適用することで検討可能である．

---

*キーワーズ：橋梁，最適点検政策，劣化予測，
フォルト・ツリー分析，アセットマネジメント
**正会員　大阪大学大学院工学研究科 特任講師
(〒565-0871 吹田市山田丘 2-1
e-mail: kaito@ga.eng.osaka-u.ac.jp)
***正会員 財団法人 阪神高速道路管理技術センター
(〒541-0054 大阪市中央区南本町 4-5-7
e-mail: kanaji@tech-center.or.jp)
****正会員 財団法人 阪神高速道路管理技術センター
(〒541-0054 大阪市中央区南本町 4-5-7
e-mail: oishi@tech-center.or.jp)
*****正会員 阪神高速道路株式会社 大阪管理部
(〒552-0006 大阪市港区石田 3-1-25
e-mail: hiroshi-kobayashi@hanshin-exp.co.jp)
*6正会員 阪神高速道路株式会社 大阪管理部
(〒552-0006 大阪市港区石田 3-1-25
e-mail: nobuhiro-mashima@hanshin-exp.co.jp)

(2) フォルト・ツリーの構築

フォルト・ツリー分析（以下，FTA と略記）は，部材レベルの劣化事象の発生が長大橋全体の劣化（リスク）に発展するメカニズムを階層的に表現し，下位のレベルにある劣化事象の発生確率に基づいて，分析対象とするシステム全体の機能障害リスクを評価するための手法である．FTA では，はじめに，対象とする長大橋の全体としての限界状態を表す事象（頂上事象）を設定する．さらに，下位のレベルの劣化事象の発生と，頂上事象が発生する条件や因果関係を明らかにし，下位の劣化事象の発生が頂上事象の発生に展開する可能性をフォルト・ツリーを用いて表現する．事象間の因果関係を，AND ゲートと OR ゲートという論理構造を用いて表現することが可能である．下位事象の発生確率を用いて，より上位の劣化事象や頂上事象の発生確率を逐次算出することができる．さらに，頂上事象とその要因である下位事象の発生確率に基づいて，システムの安全性，信頼性を向上させるための対策方法を検討することが可能である．ただし，ここで，長大橋は極めて多くの部材で構成されていることに留意しなければならない．部材劣化の累積的な発生率は，初期時点からの経過時間とともに動的に変化する．したがって，長大橋の頂上事象の発生確率も時間とともに変化する．さらに，部材が劣化した場合には，適宜補修（交換）され，健全度が回復することになる．このような長大橋を構成する部材の補修過程と，それに伴う長大橋のリスク発生率の動的変化を解析的に分析することが課題となる．

3. 最適点検政策モデル

(1) モデルの基本的な考え方

本研究では，長大橋の劣化・補修過程をマルコフ連鎖モデルとしてモデル化し，ライフサイクル費用を最小化するような最適点検・補修モデルを定式化する．従来より，劣化過程をマルコフ連鎖モデルとしてモデル化したような最適点検・補修モデルが提案されている．そこでは，対象とする土木施設の劣化状態を，離散的な状態変数で記述し，状態変数から状態変数へ推移する確率を制御する政策変数として補修政策をモデル化している．しかし，本研究で対象とするような長大橋のアセットマネジメントでは，部材の点検記録が健全度の割合等のような集計的情報のみが利用可能である場合が少なくない．このため，ある単一の部材や部位に着目し，その劣化状態を状態変数として記述するという非集計的手法[2]を採用することができない．マルコフ決定モデルの状態変数として，各劣化状態にある健全度が部材総数に占める割合という集計的状態変数を用いることが必要となる．その上で，長大橋部材の劣化・補修過程を，集計的状態間の推移状態に着目してモデル化する．このような集計的マルコフ決定モデルに関しても，いくつかの研究事例が存在する．青木らは道路付帯施設のアセットマネジメントを対象とした集計的マルコフ決定モデル[3),4)]を提案している．本研究で提案する最適点検・補修モデルも，基本的には青木らの集計的マルコフ決定モデルの考え方を踏襲している．青木らが提案したマルコフ決定モデルは，個々の道路付帯施設ごとに劣化状態を定義し，個別施設を集計化したような集計的マルコフ決定モデルを提案している．しかし，本研究では集計的マルコフ劣化ハザードモデルを用いて，長大橋部材の劣化過程を健全度の割合という集計的状態変数を用いたマルコフ連鎖モデルとして直接モデル化する点に新規性がある．その結果，長大橋の最適点検・補修政策モデルを，集計的マルコフ決定モデルとして定式化することが可能となる．

(2) マルコフ劣化ハザードモデル

マルコフ推移確率は，マルコフ劣化ハザードモデルを用いて推定できる．マルコフ劣化ハザードモデルの詳細は参考文献[2)]に譲り，ここではモデルの概要のみを説明する．部材 k $(k=1,\cdots,K)$ の健全度 i $(i=1,\cdots,M-1)$ の寿命 (その健全度が継続する時間長) を確率変数ζ_i^kで表す．健全度 i の寿命が，確率密度関数 $f_i^k(\zeta_i^k)$，分布関数 $F_i^k(\zeta_i^k)$ に従うと仮定する．対象とする部材において，健全度が変化した時刻 t_i^k $(i=0,\cdots,M-1)$ を起点とする時間軸 (以下，サンプル時間軸と呼ぶ) を考えよう．健全度 i のサンプル時間軸上で，カレンダー時刻 t_{i-1}^k からの経過時間を y_i^k と表記する．定義より，時刻 t_{i-1}^k では $y_i^k=0$ となる．ここで，時刻 t_{i-1}^k に健全度が i となり，そこから時間 y_i^k が経過した時刻において健全度が $i+1$ に変化する確率密度を指数ハザード関数

$$\lambda_i^k(y_i^k)=\lambda_i^k \tag{1}$$

を用いて表現する．指数ハザード関数を用いることにより，劣化過程が過去の履歴に依存しないというマルコフ性を表現できる．指数ハザード関数を用いれば，健全度 i の寿命が y_i^k 以上となる確率 $\tilde{F}_i^k(y_i^k)$ は，

$$\tilde{F}_i^k(y_i^k)=\exp(-\lambda_i^k y_i^k) \tag{2}$$

と表現できる．したがって，時刻 t_{r_k} において健全度が i と判定され，次の検査時刻 $t_{r_k+1}=t_{r_k}+z_{r_k}$ においても健全度が i と判定される確率は，

$$p_{ii}^k=\exp(-\lambda_i^k z_{r_k}) \tag{3}$$

となる．ただし，z_{r_k} は 2 つの点検・補修時刻の間隔を表す．さらに，検査時刻 t_{r_k} と t_{r_k+1} の間で健全度が i から j $(>i)$ に推移するマルコフ推移確率 $p_{ij}^k(z_{r_k})$ $(i=1,\cdots,M-1; j=i,\cdots,M)$ は，

$$\begin{aligned}p_{ij}^k(z_{r_k})&=\mathrm{Prob}[h(t_{r_k})=j|h(t_{r_k-1})=i]\\&=\sum_{m=i}^{j}\prod_{s=i}^{m-1}\frac{\lambda_s^k}{\lambda_s^k-\lambda_m^k}\prod_{s=m}^{j-1}\frac{\lambda_s^k}{\lambda_{s+1}^k-\lambda_m^k}\exp(-\lambda_m^k z_{r_k})\end{aligned}$$

$$(i=1,\cdots,M-1; j=i+1,\cdots,M) \tag{4}$$
と表すことができる[2]．ただし，表記上の規則として，

$$\begin{cases} \prod_{s=i}^{m-1}\frac{\lambda_s^k}{\lambda_s^k-\lambda_m^k}=1 & (m=i\text{の時}) \\ \prod_{s=m}^{j-1}\frac{\lambda_s^k}{\lambda_{s+1}^k-\lambda_m^k}=1 & (m=j\text{の時}) \end{cases}$$

が成立すると考える．また，$p_{iM}^k(z_{t_k})$に関しては，マルコフ推移確率の条件より次式で表せる．

$$p_{iM}^k(z_{r_k})=1-\sum_{j=i}^{M-1}p_{ij}^k(z_{r_k}) \tag{5}$$
$$(i=1,\cdots,M-1)$$

(3) ハザードモデルの推計方法

マルコフ劣化ハザードモデル(3),(4)を，点検履歴情報Θを用いて推計する[5]．いま，ある部材k $(k=1,\cdots,K)$に着目しよう．部材kの劣化過程を特徴づけるハザード率λ_i^k $(i=1,\cdots,I-1;k=1,\cdots,K)$は施設の特性ベクトルに依存して変化すると考え，ハザード率λ_i^kを特性ベクトル$\boldsymbol{x}^k$を用いて

$$\lambda_i^k=\boldsymbol{x}^k\boldsymbol{\beta}_i' \tag{6}$$

と表そう．ただし，$\boldsymbol{\beta}_i=(\beta_{i,1},\cdots,\beta_{i,H})$は未知パラメータ$\beta_{i,h}$ $(h=1,\cdots,H)$による行ベクトル，記号「$'$」は転置操作を表す．また，$x_1^k=1$より，$\beta_{i,1}$は定数項を表す．ここで，前回の点検時刻$\bar{t}_{r_k-1}$における健全度別相対頻度分布を

$$\bar{\boldsymbol{\pi}}^{r_k-1}=\left(\bar{\pi}_1^{r_k-1},\cdots,\bar{\pi}_M^{r_k-1}\right) \tag{7}$$

と表そう．ただし，$\bar{\pi}_i^{r_k-1}$ $(i=1,\cdots,M)$は，点検時刻$\bar{t}_{r_k-1}$において，部材kの全部材数に対して健全度iの部材数が占める割合を表す．時刻$\bar{t}_{r_k-1}$と時刻$\bar{t}_{r_k}=\bar{t}_{r_k-1}+\bar{z}_{r_k}$において点検・補修間隔$\bar{z}_{r_k}$における推移確率行列を

$$\boldsymbol{p}^k(\bar{z}_{r_k})=\begin{pmatrix} p_{11}^k(\bar{z}_{r_k}) & \cdots & p_{M1}^k(\bar{z}_{r_k}) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{M1}^k(\bar{z}_{r_k}) & \cdots & p_{MM}^k(\bar{z}_{r_k}) \end{pmatrix} \tag{8}$$

と表せば，時刻$\bar{t}_{r_k-1}$で評価した時刻$\bar{t}_{r_k}$における健全度別相対頻度の予測値$\boldsymbol{\pi}_i^{r_k}$は

$$\boldsymbol{\pi}_i^{r_k}=\bar{\boldsymbol{\pi}}^{r_k-1}\boldsymbol{p}^k(\bar{z}_{r_k}) \tag{9}$$

と表される．式(9)を具体的に書けば，

$$\pi_j^{r_k}=\sum_{i=1}^{j}\bar{\pi}_i^{r_k-1}p_{ij}^k(\bar{z}_{r_k}) \quad (r=1,\cdots,I) \tag{10}$$

と表される．行和と列和の順序を入れ替えれば，相対頻度$\pi_j^{r_k}$に関して

$$\sum_{j=1}^{I}\pi_j^{r_k}=\sum_{j=1}^{I}\sum_{i=1}^{j}\bar{\pi}_i^{r_k-1}p_{ij}^k(z_{r_k})$$
$$=\sum_{i=1}^{I}\sum_{j=i}^{I}\bar{\pi}_i^{r_k-1}p_{ij}^k(z_{r_k})=\sum_{i=1}^{I}\bar{\pi}_i^{r_k-1}=1$$

が成立する．ここで，時刻$\bar{t}_{r_k}$において観測された健全度別頻度分布の観測値を$\bar{e}_j^{r_k}$と表そう．この時，観測値ベクトル

$$\boldsymbol{e}_{r_k}=(\bar{e}_1^{r_k},\cdots,\bar{e}_M^{r_k}) \tag{11}$$

が生起する確率密度(尤度)$\mathcal{L}_{r_k}(\boldsymbol{\theta}_{r_k}:\boldsymbol{\beta})$は，多項分布

$$\mathcal{L}_{r_k}(\boldsymbol{\theta}_{r_k})=f(\bar{\boldsymbol{e}}_{r_k})=\frac{S^k!}{\bar{e}_1^{r_k}!\cdots\bar{e}_M^{r_k}!}\prod_{j=1}^{M}(\pi_j^{r_k})^{\bar{e}_j^{r_k}} \tag{12}$$

と表される．さらに，観測値が生起する同時生起分布は

$$\mathcal{L}(\boldsymbol{\Theta}_{r_k})=\prod_{k=1}^{K}\prod_{r_k=1}^{T^k}f(\bar{\boldsymbol{e}}_{r_k})\propto\prod_{k=1}^{K}\prod_{r_k=1}^{T^k}\prod_{j=1}^{M}(\pi_j^{r_k})^{\bar{e}_j^{r_k}} \tag{13}$$

と表される．ただし，$\pi_j^{r_k}$は式(10)で表される．さらに，式(10)に含まれる推移確率$p_{ij}^k(\bar{z}_{r_k})$が，マルコフ劣化ハザードモデル(3),(4)を用いて表現されることに着目しよう．推移確率$p_{ij}^k(\bar{z}_{r_k})$が，ハザード率(6)の未知パラメータ$\boldsymbol{\beta}=(\boldsymbol{\beta}_1,\cdots,\boldsymbol{\beta}_{M-1})$の関数であることを明示的に示すために$p_{ij}^k(\bar{z}_{r_k}:\boldsymbol{\beta})$と表記しよう．したがって，対数尤度関数は(定数項を省略すれば)，

$$\ln\mathcal{L}(\boldsymbol{\Theta}:\boldsymbol{\beta})=\sum_{k=1}^{K}\sum_{r_k=1}^{T^k}\sum_{j=1}^{M}\bar{e}_j^{r_k}\ln\pi_j^{r_k}$$
$$=\sum_{k=1}^{K}\sum_{r_k=1}^{T^k}\sum_{j=1}^{M}\bar{e}_j^{r_k}\ln\left\{\sum_{i=1}^{j}\bar{\pi}_i^{r_k-1}p_{ij}^k(\bar{z}_{r_k}:\boldsymbol{\beta})\right\} \tag{14}$$

と表される．対数尤度関数(14)を最大にするようなパラメータ値$\boldsymbol{\beta}$の最尤推定量は

$$\frac{\partial\ln\mathcal{L}(\boldsymbol{\Theta}:\hat{\boldsymbol{\beta}})}{\partial\beta_{ih}}=0 \tag{15}$$
$$(i=1,\cdots,M-1;h=1,\cdots,H)$$

を同時に満足する$\hat{\boldsymbol{\beta}}=(\hat{\beta}_{1,1},\cdots,\hat{\beta}_{i,h},\cdots,\hat{\beta}_{M-1,H})$として与えられる．さらに，パラメータの漸近的な共分散行列の推定量$\hat{\boldsymbol{\Sigma}}(\hat{\boldsymbol{\beta}})$は，

$$\hat{\boldsymbol{\Sigma}}(\hat{\boldsymbol{\beta}})=\left[\frac{\partial^2\ln\mathcal{L}(\boldsymbol{\Theta}:\hat{\boldsymbol{\beta}})}{\partial\beta_{ih}\partial\beta_{i'h'}}\right]^{-1} \tag{16}$$

と表すことができる．ただし，上式の右辺の逆行列は$\partial^2\ln\mathcal{L}(\boldsymbol{\Theta}:\hat{\boldsymbol{\beta}})/\partial\beta_{ih}\partial\beta_{i'h'}$を要素とする$(M-1)H\times(M-1)H$次のFisher情報行列の逆行列である．パラメータの最尤推定量は，$(M-1)H$次元の非線形連立方程式(15)を解くことにより得られる．

(4) 点検・補修過程

補修政策$\xi\in\Xi$を補修前の各健全度j $(j=1,\cdots,M)$に対して，その時点で実施する補修アクションルールとともに定義しよう．ただし，Ξは補修政策の集合である．補修アクション$\eta^\xi(j)$は，健全度jに対して補修を実施し，健全度が$\eta^\xi(j)$に推移することを意味している．たとえば，補修アクション$\eta^\xi(j)=j'$は健全度がjの時に補修を実施し，健全度がj'に回復することを意味している．補修アクションの中には「補修をしない」というアクションも含まれる．健全度がjの時に補修をしないというアクションが選択される場合には，$\eta^\xi(j)=j$と表される．いま，時刻t_r^zにおいて点検・補修が実施された直後の部材kの健全度を状態変数$\tilde{h}_k(t_r^z)$を用いて表そう．つぎに，時刻t_{r+1}^zに点検が実施される．点検後(補修アクションが実施され

る前) の施設状態を $h_k(t^z_{r+1})$ と表す．つぎに，補修政策 $\xi \in \Xi$ に従って，補修アクションが実施された後の状態変数は $\tilde{h}_k(t^z_{r+1}) = \eta^\xi(h_k(t^z_{r+1}))$ と表される．この時，部材の劣化･補修過程は，1) 時刻 t^z_r の補修後の状態変数ベクトル $\tilde{\boldsymbol{h}}(t^z_r) = \{\tilde{h}_k(t^z_r) : k = 1, \cdots, K\}$，2) 時刻 t^z_{r+1} の点検後に観測される状態変数ベクトル $\boldsymbol{h}(t^z_{r+1}) = \{h_k(t^z_{r+1}) : k = 1, \cdots, K\}$，3) 時刻 t^z_{r+1} の補修後に定義される状態変数ベクトル $\tilde{\boldsymbol{h}}(t^z_{r+1}) = \{\tilde{h}_k(t^z_{r+1}) : k = 1, \cdots, K\}$ を用いて記述できる．

補修政策 $\xi \in \Xi$ に基づく補修アクション内容は，部材 k の健全度 $h_k(t^z_{r+1})$ に対して，上述した補修アクションルールによって記述される．いま，点検後の部材 k の部材の状態を $h_k(t^z_{r+1}) = j$ としよう．さらに，補修政策 ξ を適用することにより，補修前後の当該部材の損傷状態は変化するが，このような損傷状態の推移関係は

$$q^\xi_{jj'} = \begin{cases} 1 & \eta^\xi(j) = j' \\ 0 & \text{それ以外の時} \end{cases}$$
$$(j = 1, \cdots, M; j' = 1, \cdots, j) \tag{17}$$

と表すことができる．ここで，補修政策 ξ の下で，時刻 t^z_r の補修アクション実施後の構造部の状態 $\tilde{h}_k(t^z_r) = i$ から，時刻 t^z_{r+1} における補修アクション実施後における部材の状態 $\tilde{h}_k(t^z_{r+1}) = j'$ へ推移する確率 $P^\xi_{ij'}$ は，

$$P^\xi_{ij'} = \sum_{j=1}^{M} p_{ij} q^\xi_{jj'} \tag{18}$$

と表される．したがって，補修政策 ξ の下における部材の推移確率行列は

$$\boldsymbol{P}^\xi(d) = \begin{pmatrix} P^\xi_{11} & P^\xi_{12} & \cdots & P^\xi_{1M} \\ P^\xi_{21} & P^\xi_{22} & \cdots & P^\xi_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P^\xi_{M1} & P^\xi_{M2} & \cdots & P^\xi_{MM} \end{pmatrix} \tag{19}$$

と定義される．

(5) 最適点検補修モデルの定式化

最適点検・補修モデルを定式化するために，長大橋のライフサイクル費用の平均値を定義しよう．いま，部材の健全度を j から j' $(1 \leq j' \leq j \leq M)$ へ修復するための補修費用を $c^{j'}_j$ と表そう．ただし，補修費用は条件

$$c^{j'}_j \leq \cdots \leq c^{j'}_l \leq \cdots \leq c^{j'}_M \tag{20}$$
$$(j \leq l \leq M;\ j' = 1, \cdots, j)$$

を満足すると仮定する．また，$c^j_j = 0$ を仮定する．条件 (20) は補修前の劣化水準が悪い方が，同一の劣化水準に回復するための費用が大きくなることを意味する．

いま，施設の点検･補修過程が点検間隔 z で繰り返され，長期定常状態に到達したとする．この時，部材の推移確率行列 $\boldsymbol{p}(z)$，および補修政策 ξ のもとでの部材の推移確率行列 $\boldsymbol{P}^\xi(z)$ が一意に定まる．以下，簡便のために z を省略することとする．補修政策 ξ のもとでの，部材 k の健全度に関する定常確率ベクトルを $\boldsymbol{\pi}^{k^\xi} = (\pi^{k^\xi}_1, \cdots, \pi^{k^\xi}_M)$ と表そう．定常確率は，

$$\boldsymbol{\pi}^{k^\xi} = \boldsymbol{\pi}^{k^\xi} \boldsymbol{P}^{k^\xi} \tag{21}$$

を満足するような $\boldsymbol{\pi}^{k^\xi}$ として定義される．この時，部材 k の単位期間費用 w^ξ_k は，

$$w^\xi_k = \sum_{i=1}^{M-1} \sum_{j=1}^{M} \sum_{j'=1}^{j} p^k_{ij} q^\xi_{jj'} c^{j'}_j S^k \pi^{k^\xi}_i \tag{22}$$

と表すことができる．点検間隔 z を変化させることにより，単位期間費用 w^ξ_k は変化する．単位期間費用が点検間隔 z の関数であることを明示するために，単位期間費用を $w^\xi_k(z)$ としよう．この時，補修政策 ξ における長大橋全体の平均費用 $W^\xi(z)$ は，

$$W^\xi(z) = \frac{\sum_{k=1}^{K} w^\xi_k(d) + J}{d} \tag{23}$$

と定義できる．ただし，J は長大橋全体を 1 回点検するために必要な点検費用である．

4. おわりに

本研究では，長大橋の最適点検政策を決定するための方法論を提案した．具体的には，ライフサイクル費用とリスクの観点からそれらを最小化する点検政策（点検間隔と手法）を求めるものである．このとき，ライフサイクル費用とリスクを解析する上で基幹技術となる劣化予測に関しては，目視点検データに基づくマルコフ劣化ハザードモデルの集計的推計法を用いた．さらに，リスクに関しては，想定する頂上事象を定め，頂上事象の原因となる下位事象をフォルト・ツリーで構成し，下位事象の発生確率を与えることで頂上事象の発生確率を算出した．なお，紙面の都合上，割愛した実証分析については研究発表会当日に報告させて頂く予定である．

なお，本研究は，大阪大学と（財）阪神高速道路管理技術センターとの共同研究として実施したものであり，大阪大学担当分は文部科学省「若手研究者の自立的研究環境整備促進」事業によって大阪大学グローバル若手研究者フロンティア研究拠点にて実施された．

参考文献

1) 山本浩司，青木一也，貝戸清之，小林潔司：劣化現象を考慮した大規模交通管制システムの動的故障解析，土木学会論文集 F，Vol.64，No.3，pp.295-310，2008.
2) 津田尚胤，貝戸清之，青木一也，小林潔司：橋梁劣化予測のためのマルコフ推移確率の推定，土木学会論文集，No.801/I-73，pp.68-82, 2005.
3) 青木一也，山本浩司，小林潔司：トンネル照明システムの最適点検・更新政策，土木学会論文集，No.805/VI-67, pp.105-116, 2005.
4) 青木一也，山本浩司，小林潔司：時間依存型劣化過程を有するシステムの集計的最適点検・補修政策，土木学会論文集 F，Vol.62　No.2, pp.240-257, 2006.
5) 堀倫裕，小濱健吾，貝戸清之，小林潔司：下水処理施設の最適点検・補修モデル，土木計画学・研究論文集，土木学会，Vol.25，No.1，pp.213-224，2008.