# 社会基盤施設の維持管理における<br>パラメトリック型保険の適用可能性

稲垣博信 [1]・山岸拓歩 [2]・貝戸清之 [3]

[1]正会員　デジタルブラスト株式会社（〒 100-0004 千代田区大手町 1-6-1）
E-mail: h-inagaki@digitalblast.co.jp
[2]学生会員　大阪大学大学院 工学研究科 地球総合工学専攻（〒 565-0871 吹田市山田丘 2-1）
E-mail: t.yamagishi@civil.eng.osaka-u.ac.jp
[3]正会員　大阪大学准教授 大学院工学研究科 地球総合工学専攻（〒 565-0871 吹田市山田丘 2-1）
E-mail: kaito@ga.eng.osaka-u.ac.jp (Corresponding Author)

社会基盤施設の老朽化に伴う維持更新費用の増加は，長年指摘されてきた課題である．特に長期に亘る今後の財源確保は実務的な重要課題ではあるが，社会基盤施設の劣化過程に不確実性が介在するために，維持更新に関する計画予算と，予想外の劣化に伴い増加した実費用との差異が無視しえない．このため，社会基盤施設の劣化過程の不確実性に伴う維持更新費用の不確実性を低減させる方策が不可欠である．本研究ではリスクファイナンスの観点から社会基盤施設の維持管理における保険の適用可能性について考察する．具体的には，トリガー事象の発生で保険金の支払いが可能となる即時性を有するパラメトリック型保険に着目して，実橋の点検データを用いた劣化予測を行い，その結果に基づく数値シミュレーションを通して保険の適用可能性を検証する．

***Key Words :*** *risk finance, parametric insurance, deterioration prediction, infrastructure maintenance*

## 1.　はじめに

団塊的に老朽化が進む社会基盤施設に対して，管理者（事業者）は厳しい予算制約のもとで計画的な維持管理を実践していかなければならない [1)]．具体的には，管理対象となる社会基盤施設の維持更新費用を長期に亘って見積り，その財源を事前に確保していくことが重要である [2)]．しかし，将来時点における維持更新費用には，地震等の突発的な大規模災害の影響を除いたとしても，不確実性が伴う．これは，社会基盤施設の劣化過程に不確実性が介在するためである．一方，近年では実際の目視点検データを用いた統計的劣化予測手法が開発され，劣化過程の不確実性を定量的に評価することが可能となっている [3),4)]．ただし，実務において，長期の維持更新費用は平均値（期待値）で議論されることが少なくなく，その不確実性は悲観的シナリオとしての参照情報にとどまることが多い．本研究では，社会基盤施設の劣化過程の不確実性に起因する維持更新費用の不確実性を「リスク」と定義し，このリスクを低減するための方策（ソフトウェア対策）を検討する．

リスクマネジメントには，一般的にリスクコントロールとリスクファイナンスの要素がある [5)]．前者は，文字通りリスクを直接的に制御する施策のことであり，一般的には，社会基盤施設の劣化過程を抑制することを目的に，予防・事後保全や除却等の修繕・更新施策といったハードウェア対策を講じる [6)] ことが該当する．これは，いわゆるアセットマネジメントの概念と等価であり，すでに多くの研究蓄積がある [7),8)]．実務においても，アセットマネジメントに関する方法論を試行的に導入した事例が国内外で確認できる [9),10)]．他方，後者のリスクファイナンスは，リスクコントロール後の残余リスクを措置するためのソフトウェア施策である．本研究におけるリスクファイナンスは，予防・事後保全や更新などの施策を考慮した維持更新費用に関する計画予算と，予想外の劣化に伴い増加した実費用の差異に対する金銭的な備えと位置づけることができる．社会基盤施設の維持管理を対象としたリスクファイナンスは著者等の知る限り，研究蓄積がない．

以上の問題意識のもと，本研究では劣化過程の不確実性に伴う維持更新費用の不確実性を低減するリスクファイナンスの在り方を議論する．具体的には，実際の目視点検データを用いた劣化予測を実施して，劣化過程の不確実性を定量的に評価した上で，数値シミュレーションによってパラメトリック型保険の適用可能性について検討する．パラメトリック型保険は，予め定めたトリガー事象の発生により，保険金の支払いが可能となる即時性を有することが特徴である．以下，**2.** で本研究の基本的な考え方について述べる．**3.** でマルコフ劣化ハザードモデルの概要を説明する．**4.** でパラメトリック型保険の適用可能性に関する数値シミュレーション

の手法を示し，**5.** で **4.** に基づいた数値シミュレーションの結果を示す．最後に **6.** で留意事項を整理する．

## 2. 本研究の基本的な考え方

### (1) 社会基盤施設の老朽化と財源

国および自治体の財政が逼迫する中，社会基盤施設の老朽化および大規模災害への対応に要する費用の増加が懸念されている．ただし，これは長年指摘されてきた課題であり，例えば平成 25 年度の年次経済財政報告では，アセットマネジメント・リスクマネジメントの改善などの必要性が指摘されている[11)]．社会基盤施設に対して，計画的な維持管理を行っていくためには，社会基盤施設の将来の維持更新費用を精緻に見積もり，その財源を予め確保することが望ましい．しかし，将来の維持更新費用に不確実性を生じさせる事象が存在する．代表的な事象は大規模災害である．大規模災害により，社会基盤施設が被災すれば，想定外の災害復旧費が必要となる．大規模災害に関しては，公助の限界があると指摘されており[12)]，自助・共助のさらなる充実が今後求められている．2 つ目は，社会基盤施設の劣化過程の不確実性である．この点に関しては，社会基盤施設を対象とした点検データを用いた統計的劣化予測手法により，施設群に対する全体平均的な劣化過程[3)]のみならず，個々の社会基盤施設に対する個別の劣化過程[4)]と，その劣化過程の不確実性を信頼区間という形で定量的に評価することが可能となっており，維持管理問題への試行的導入事例も存在する．

自治体等が管理している社会基盤施設は，その維持更新に関する財源の一部が税収，もしくは水道料金収入など，公共性の高い財源である．したがって，これらの財源を用いた維持更新費用を確保するためには透明性と根拠が求められる．不確実性の大きい将来の維持更新費用をこのような財源から前もって確保することは，原則単年度主義を採用している自治体では困難である．こうした状況を打破するためには，維持更新費用の将来の不確実性を軽減する仕組みが必要である．上述した将来における維持更新費用の不確実性に影響を及ぼす事象のうち，大規模災害に伴う不確実性については，災害復旧基本法に基づく各社会資本分野での災害復旧費用の国からの補助や自治体がある程度裁量をもって発行できる災害復旧債，それに対する交付税措置などのスキームがある．したがって，計画維持更新費用が災害復旧費用の発生により増大したとしても公的な支援が期待できるため，自治体が負担する追加的な費用は少額で済むと考えられる．他方，劣化過程の不確実性に伴う維持更新費用の不確実性を低減するような国からの補助制度は存在しない．そのため，本研究では，劣化過程の不確実性に伴う維持更新費用の不確実性をリスクと定義し，このリスクを低減させる手法を検討する．

### (2) リスクファイナンス

小林・横松[13)]は，災害リスクを制御する方法として，1）災害リスク事象の生起確率そのものを減少させる技術（リスクコントロール），2）災害により生じた被害を社会全体に分散させる技術（リスクファイナンス）に言及している．他の分野のリスクマネジメントでも同様の考えであり，第一にリスクコントロールによって生起確率や影響を直接的に制御した上で，リスクファイナンスによって残余リスクを分散するのが典型的なリスクマネジメントの考え方であるといえる．本研究で扱う社会基盤施設の維持管理を対象とした場合，予防・事後保全や除却等の修繕・更新の優先順位付けなど，伝統的にリスクコントロールに重点が置かれている．リスクファイナンスに関しては，大規模災害に対する検討はある程度なされているものの，劣化過程の不確実性に伴う将来の維持更新費用の不確実性という観点からリスクファイナンスを検討した研究事例は存在しない．したがって，本研究ではリスクファイナンスに着目し議論を進めるが，その対象が維持管理であっても，大規模災害であっても方法論自体は不変であるため，大規模災害のリスクファイナンスに関する既往研究をレビューしながら基本的な考え方を整理する．

OECD[14)]によれば，リスクファイナンスにはリスク事象前と事象後の措置の 2 種類があり，大規模災害に対するリスクファイナンスを想定するのであれば，これらの最適ミックスが必要と主張している．これは，事後のファイナンスは予算再分配・起債・増税・借入・援助などで構成されており，政治や金融機関，援助機関などのカウンターパートの状況によっては，リスク事象が生じた後では資金を調達できないケースがあることが理由である．したがって，OECD が推奨するとおり，必然的に保険やリザーブ（現金積立）などの事前措置も必要となる．内田[15)]は，自治体ではないが，鉄道，空港，港湾事業者に対するリスクファイナンスの実際の導入状況に関するアンケートを実施している．台風や洪水については保険がある程度付保されている一方，地震についてはほぼ保険が付保されていない傾向を報告している．また，国や自治体からの支援に期待している傾向もみられ，積立金，金融機関借入・債権発行は少数であり，CAT ボンド，コミットメントラインなどの他のツールはほぼ導入されていないという状況であった．さらに，比較的新しいリスクファイナンスツールについては，依然我が国では導入が進んでいないことが示されている．以上より，リスクコントロー

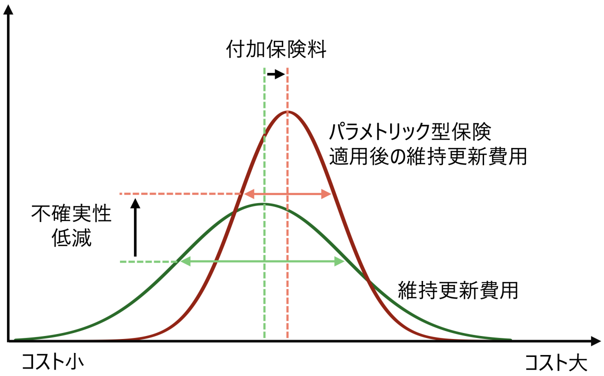
ル後の残余リスクを措置するリスクファイナンスには，事象前と事象後の 2 種類があり，社会基盤施設に対して事前措置を講ずることを想定するならば，保険の付保が望ましいといえる．

### (3) リスクファイナンスの手法の選択

前述したとおり，本研究では劣化過程の不確実性に起因する維持更新費用の不確実性をリスクと定義する．リスクファイナンスは，アセットマネジメント計画策定後の維持更新に関する計画予算と実費用の差異に対する金銭的備えと位置づけることができる．内閣府[16]は，リスクファイナンスを「リスクを時間的・空間的に移転することや，経済の潤滑油である金融を円滑に機能させること等により，災害により個社や地域が受ける被害を軽減又は早期に回復させるものである」としており，本研究においては，計画予算と実費用の差異を時間的・空間的に移転することが求められる．

リスクファイナンスの成立可能性の重要な論点の 1 つとして集積リスクがある．仮に全世界的な感染症が発生した場合には，どの地域においても事業中断など，パンデミックとそれに関連した様々な被害が生じるために，空間的にリスク移転をすることは困難である．そのため，このようなリスクに対する民間保険会社での引受には限界があり，リスクファイナンス自体が成立しえない状況が考えられる．社会基盤施設の劣化も同様に，どの地域の社会基盤施設においても時間とともに発生する事象であるために，空間的なリスク移転は困難であると考えられる．他方，予想された劣化過程と実際の劣化過程の差異は，期待値を中心にプラス方向（長寿命側）にもマイナス方向にも分布するものであり，かつ津田等[3]，小濱等[4]の研究によってその分布（不確実性）を定量的に評価可能であることから，複数地域の社会基盤施設の事業者が共同で保険等に加入すれば，空間的なリスク移転が可能であると考えられる．ただし，例えば，飛来塩分などによるコンクリート構造物の塩害など，劣化過程に影響を及ぼす特殊な要因に関しては地域差があるものと考えられるが，維持更新に関する計画予算を策定する際の劣化予測において，その分を勘案していれば問題ないものといえる．具体的には，地震保険のように地域別の保険料を設定するという手法も考えられる．したがって，本研究で取り扱うリスクに対するリスクファイナンスに関しては，複数自治体間での空間的なリスク移転が可能なものと推察される．

リスクファイナンスは前述したとおり，事前と事後の措置があり，最適なミックスで適用されることが望まれる．概ね，現在の自治体は起債など事後の措置に重きを置いている．低金利が続き，償還において地方交




**図–1** 保険の効果の概念図

付税措置があることが要因の 1 つであると考えられる．しかし，予算は 1 年おきに策定され，補正予算も災害などで組まれることはあっても，維持更新に関する計画予算と実費用の差異を補填するために組まれることは想定し難い．そのため，予想外の劣化が生じても事後の措置で対応していることが大半であり，最悪の場合には当該年度内では対応しきれずに，次年度以降に起債して，予算が措置されるまで社会基盤施設の使用を停止するというケースが今後多発する恐れがある．

### (4) パラメトリック型保険

社会基盤施設に対する維持更新を計画通りに遂行していくためには事前措置が必要である．事前措置にもリザーブや保険など複数の選択肢がある．ただし，自治体に関しては，単年度主義であるために，事前措置の 1 つであるリザーブを大きな額で確保するのは，政治や説明責任の面で困難である．本来は修繕引当金がリザーブに該当するものと考えられるが，「地方公営企業が会計を整理するに当たりよるべき指針」[17]などによって，当該引当金の厳格化が地方公営企業では進んでおり，この手法の適用も厳しいものとなっている．より説明責任を求められる一般会計でも同様であると推察される．他の事前措置として CAT ボンドやコンティンジェント・クレジット・ファシリティなどがあるが，これらは大規模災害を想定したものであるため，本研究で対象とするリスクには適応する可能性が低い．そのため，少しの保険料で不確実性を抑え，共助の仕組みとなっている保険による事前の措置が最も本研究のリスクには適用しやすいものと考えられる．すなわち，複数地方自治体もしくは地方公営企業が加入する保険を開発することで空間的にリスク移転を行い，さらに保険という毎年少額の保険料でリスク事象発生時に高額の支払保険金が得られる仕組みを用いて時間的にリスク移転を行う．**図–1** は，社会基盤施設群に対するある事業者の任意の将来時点における維持更新費用を模

**表–1** パラメトリック型保険の特徴

| | 伝統的な保険 | パラメトリック型保険 |
|---|---|---|
| 事由 | 物理的資産の損害あるいは被害の発生 | 予め定められた事象の発生 |
| 回収損害金額 | 実質損害の支払 | 事前に定めた支払額 |
| ベーシスリスク | 約款条件，控除額および免責事項 | 正確なモデル化：インデックスと損害エクスポジャーの相関関係 |
| 保険金請求プロセス | 複雑：損害査定人に基づく遅延の可能性 | 透明性，インデックスに基づく迅速な支払 |
| 期間 | 通常は 1 年，一部は複数年 | 単年または複数年：最高 5 年 |
| 仕組み | 標準商品および約款文書：一部はカスタマイズ | 柔軟性のあるカスタマイズ商品（単一トリガー，複数トリガー） |
| 形態 | 保険契約 | 保険またはデリバティブ |

注）文献 [18] より引用したものを，著者等が一部修正．

式的に示したものである．将来時点の維持更新費用には不確実性が存在するために，図中の緑色で示すように分布する．一方で赤色は保険適用後の維持更新費用である．付加保険料が発生するために，赤色の分布の期待値は緑色と比較して増加するが，分布の分散は小さくなっている．保険加入の利点は将来時点における維持更新費用の不確実性を低減させることにある．

保険にも様々な種類があるが，特に本研究ではパラメトリック型保険の適用を検討する．パラメトリック型保険とは，支払額決定に損害調査が必要な従来保険と異なり，ある種のトリガーとなる事象が発生して観測された場合，即座に保険金が支払われるという仕組みである（**表–1**）[18]．従来保険によって，維持更新に関する計画予算と実費用との差異を処理しようとすると，莫大な損害調査の時間が必要になるとともに，支払保険金額の設定に数多くある修繕工法からの選択と積算が必要となる．パラメトリック型保険を適用すると，計画予算の算出根拠となる健全度等をベースに支払保険金を設定することになる．仮に予想外の劣化が点検により判明した場合，その結果をもとに支払いが行われる．従来保険のような損害調査を行う必要がないので迅速に保険金が支払われ，支払保険金額も修繕工法によらないので計画予算の算出時の健全度ごとの修繕費の差異を支払額とすればよい．このことから従来保険と比べ，計画費用と実費用との差異を補償するのに適用しやすいという利点があるものと考えられる．

さらにパラメトリック型保険は支払即時性を有していることから，修繕即時性も同時に有する．そのために，修繕の遅延に伴う追加的費用の増加も防止可能となる．また，従来保険の損害調査は鑑定人の性質などにより評価結果が変わることがあるが [19]，パラメトリック型保険ではトリガー事象が発生すれば支払いが行われるために，資金の用途に関する透明性を重視する自治体にとっては，透明性という観点からも従来保険より優位であると考えられる．パラメトリック型保険は大規模災害リスクに関してすでに実装がなされている．地震の震度，台風の風速・ルートなどをトリガー事象とした商品が海外で商品化されている．国内では，個人向けの地震に対する保険が商品化されている．したがって，社会基盤施設の維持更新に対しても，保険料の算出根拠となるデータが蓄積してくれば実装は可能である．その一方で，トリガーとなる事象にはモラルハザードを防止するために，客観的で透明性と一貫性が高い指標が必要である．金融庁による指針 [20] においても，トリガーには損害額と高い相関性が必要と明記してあり，その点には留意が必要である．

## 3. マルコフ劣化ハザードモデル

### (1) モデル化の前提条件

本研究では，保険料設定やこれ以降で行う検証の基礎となる社会基盤施設の劣化過程をマルコフ連鎖によりモデル化する．モデル化に先立ち，モデル化の前提条件について説明する．対象とする社会基盤施設は，その劣化状態が目視点検等を通して，離散的な $I$ 段階の健全度 $\{1, 2, \ldots, I\}$ として評価されるとする．ただし，健全度はその値が大きくなるほど，健全性が低い状態を表す．一般的に，健全度 1 は新設状態，健全度 $I$ は使用限界を意味する．時刻 $\tau$ における健全度を $h(\tau)$ と表すとする．以下，$z > 0$ に対して，2 つの時刻間 $\tau_A, \tau_B = \tau_A + z$ における健全度の推移確率について考える．$\tau_A, \tau_B$ はいずれも点検時刻を表し，これらの時刻においてのみ健全度が点検により確認できる．$(i, j) \in \{1, \ldots, I\}^2$ に対して，マルコフ推移確率 $\pi_{ij}(z)$ は $h(\tau_A) = i$ が生起した条件の下で $h(\tau_B) = j$ が生起する条件付き確率として定義され，推移確率が $\tau_A$ 以前の劣化過程に依存しないという点においてマルコフ性を有し，

$$\pi_{ij}(z) = \mathrm{Prob}[h(\tau_B) = j \mid h(\tau_A) = i] \qquad (1)$$

と与えられる．これを $i$ 行 $j$ 列成分に配置した $I$ 次正方行列をマルコフ推移確率行列

$$\mathbf{\Pi}(z) = \begin{pmatrix} \pi_{11}(z) & \cdots & \pi_{1I}(z) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \pi_{I1}(z) & \cdots & \pi_{II}(z) \end{pmatrix} \tag{2}$$

と呼ぶ．社会基盤施設全般に対して以下の性質が成り立つ．

$$\begin{cases} 0 \leq \pi_{ij}(z) \leq 1 & (i \leq j) \\ \pi_{ij}(z) = 0 & (i > j) \\ \displaystyle\sum_{j=i}^{I} \pi_{ij}(z) = 1 \end{cases} \tag{3}$$

式 (3) の第二式は，社会基盤施設は経年により劣化が進行し，修繕されない限り健全度は自然に回復しないことを表現している．また，健全度 $I$ はマルコフ連鎖における吸収状態であり，$\pi_{II}(z) = 1$ が成立する．

### (2) マルコフ劣化ハザードモデルの定式化

社会基盤施設の劣化過程の予測モデルとして，マルコフ劣化ハザードモデルを用いる．ここでは，読者の便宜を図るために概要を述べるに留めるが，詳細に関しては文献 3),22) を参照されたい．いま，健全度 $i$ の寿命 $\zeta_i$ の確率変数 $Z_i$ が，確率密度関数が $g_i$，累積分布関数が $G_i$ である分布に従うとする．ただし，健全度 $I$ はこれ以上劣化が進展しない状態であるため，任意の $\zeta_I$ に対して，$g_I(\zeta_I) = 0, G_I(\zeta_I) = 1$ が成立する．$i < I$ に対して，$h(\tau_A) = i$ のとき，時刻 $\tau_A + \zeta_i$ に健全度が $i+1$ に推移する確率密度をハザード関数 $\lambda_i$ が与えるとすれば，生存関数 $\tilde{G}_i$ を用いて，等式

$$\lambda_i(\zeta_i)\Delta\zeta_i = \frac{g_i(\zeta_i)\Delta\zeta_i}{\tilde{G}_i(\zeta_i)} \tag{4}$$

が成立する．$\lambda_i$ は，$\zeta_i$ に依存せずに一定値 $\theta_i > 0$ をとる場合，指数ハザード関数

$$\lambda_i(\zeta_i) = \theta_i \tag{5}$$

となる．なお，$g_I(\zeta_I) = 0$ より $\lambda_I(\zeta_I) = 0$ であるため，$\theta_I = 0$ と定める．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（無記憶性）を表現でき，

$$\tilde{G}_i(\zeta_i) = \exp(-\theta_i\zeta_i) \tag{6}$$

が成立する．式 (4), 式 (5), 式 (6) より

$$g_i(\zeta_i) = \theta_i \exp(-\theta_i\zeta_i) \tag{7}$$

が得られるため，$Z_i \sim \mathrm{EX}(\theta_i)$ がわかる．

さらに，$h(\tau_A) = i$ のもと，$\tau_A$ から $z_i > 0$ にわたって健全度 $i$ が継続する条件付き確率は

$$\tilde{G}_i(\tau_A + z_i \mid \zeta_i \geq \tau_A) = \exp(-\theta_i z_i) \tag{8}$$

と表される．すなわち，$h(\tau_A) = i$ のもと，$\tau_B = \tau_A + z$ に対して $h(\tau_B) = i$ である条件付き確率は

$$\mathrm{Prob}[h(\tau_B) = i \mid h(\tau_A) = i] = \exp(-\theta_i z) \tag{9}$$

となる．$\mathrm{Prob}[h(\tau_B) = i \mid h(\tau_A) = i]$ は $\pi_{ii}(z)$ にほかならない．指数ハザード関数を用いた場合，$\pi_{ii}(z)$ は $\theta_i$ と $z$ のみに依存し，$\tau_A, \tau_B$ に関する情報を用いなくとも推移確率を定義できる．以上の議論を拡張することで，$\tau_A$ と $\tau_B$ の間で健全度が $i$ から $j \geq i$ に推移する確率 $\pi_{ij}(z)$ は

$$\begin{aligned} \pi_{ij}(z) &= \mathrm{Prob}[h(\tau_B) = j \mid h(\tau_A) = i] \\ &= \sum_{a=i}^{j} \prod_{e=i}^{a-1} \frac{\theta_e}{\theta_e - \theta_a} \prod_{e=a}^{j-1} \frac{\theta_e}{\theta_{e+1} - \theta_a} \exp(-\theta_a z) \\ & ((i,j) \in \{1,\ldots,I-1\} \times \{i,\ldots,I\}) \end{aligned} \tag{10}$$

と表すことができる．ただし，表記上の規則として

$$\begin{cases} \displaystyle\prod_{e=i}^{a-1} \frac{\theta_e}{\theta_e - \theta_a} = 1 & a = i \text{ のとき} \\ \displaystyle\prod_{e=a}^{j-1} \frac{\theta_e}{\theta_{e+1} - \theta_a} = 1 & a = j \text{ のとき} \end{cases} \tag{11}$$

が成立すると考える．

### (3) 点検データの概要

対象とする社会基盤施設の構成要素全体からなる集合を $\Omega$ とし，$|\Omega| = K$ とする（例えば橋梁を例にあげる．構成要素を橋梁と設定すれば，構成要素全体は管理対象橋梁群，あるいは道路ネットワークとなる．構成要素を部材と設定すれば，構成要素全体は橋梁となる.）．$k \in \{1,\ldots,K\}$ 番目の要素 $\omega^k \in \Omega$ に対して，第 1 回目の点検が時刻 $\tau_A^k$ に，第 2 回目の点検が時刻 $\tau_B^k$ に実施されたとする．また，第 1 回目の点検において健全度 $\bar{h}(\tau_A^k) = \bar{i}^k$ が，第 2 回目の点検において健全度 $\bar{h}(\tau_B^k) = \bar{j}^k$ が観測されたとする．なお，$\bar{i}^k \leq \bar{j}^k$ であり，以下，記号「$\bar{\ }$」は実測値であることを表す．さらに，$\bar{z}^k = \tau_B^k - \tau_A^k$ と定めれば，$\bar{z}^k$ は $\tau_A^k$ から $\tau_B^k$ までの期間長であり，2 回の点検の時間間隔を表す．さらに，$\omega^k$ の劣化過程に影響を及ぼすと考えられる要因が $L$ 個あげられるとし，$\bar{\boldsymbol{x}}^k = \{\bar{x}_1^k,\ldots,\bar{x}_L^k\}$ と表す．ただし，$x_1^k$ は定数とし，恒等的に 1 とする．以上に基づき，$\omega^k$ が有する情報を $\bar{\xi}^k = \{\bar{h}(\tau_A^k), \bar{h}(\tau_B^k), \bar{z}^k, \bar{\boldsymbol{x}}^k\}$ と表すとし，これらをまとめて $\bar{\boldsymbol{\xi}} = \{\bar{\xi}^1,\ldots,\bar{\xi}^K\}$ とする．

### (4) モデルの推定手法

$\omega^k$ の健全度 $i$ における劣化過程を表現する指数ハザード関数 $\lambda_i^k(\zeta_i^k) = \theta_i^k$ に関して，ハザード率 $\theta_i^k$ は特性 $\boldsymbol{x}^k$ に影響を及ぼされると考え，パラメータ $\boldsymbol{\beta}_i = \{\beta_{i1},\ldots,\beta_{iL}\}$ を用いて

$$\theta_i^k = \exp(\boldsymbol{x}^k \cdot \boldsymbol{\beta}_i') \tag{12}$$

と表す．ただし，$\boldsymbol{\beta} = \{\boldsymbol{\beta}'_1, \ldots, \boldsymbol{\beta}'_I\}'$ は $I$ 行 $L$ 列の行列であり，記号「$'$」は行列の転置操作を表す．ただし，$\theta_I^k = 0$ を表現するために，任意の $l$ に対して，$\beta_{l,I} = -\infty$ とする．

ハザード率の決定はモデルの決定を意味するため，点検データ $\bar{\boldsymbol{\xi}}$ を与件としたモデルの推定は，パラメータ行列 $\boldsymbol{\beta}$ を推定することに他ならない．本研究においては，最尤法により $\boldsymbol{\beta}$ を推定することを考える．マルコフ推移確率はハザード率と点検間隔により式 (10) と表される．特に，$\omega^k$ の推移確率に関して，健全度が $\bar{i}^k$ から $\bar{j}^k$ へ推移する確率は，点検間隔 $\bar{z}^k$ に依存し，ハザード率がパラメータ行列 $\boldsymbol{\beta}$ と特性 $\bar{\boldsymbol{x}}^k$ により記述されることを明示的に示すために，$\pi_{\bar{i}^k\bar{j}^k}(\bar{z}^k, \bar{\boldsymbol{x}}^k \mid \boldsymbol{\beta})$ と表すこととする．いま，$\Omega$ の各要素が独立に得られたとした場合，その健全度の推移の同時生起確率を表す対数尤度 $\ln \mathcal{L}$ は

$$
\begin{aligned}
\ln \mathcal{L}(\boldsymbol{\beta}) &= \ln \left[ \prod_{k=1}^{K} \pi_{\bar{i}^k\bar{j}^k}(\bar{z}^k, \bar{\boldsymbol{x}}^k \mid \boldsymbol{\beta}) \right] \\
&= \ln \left[ \prod_{k=1}^{K} \prod_{i=1}^{I} \prod_{j=i}^{I} \pi_{ij}(\bar{z}^k, \bar{\boldsymbol{x}}^k \mid \boldsymbol{\beta})^{\bar{\delta}_{ij}^k} \right] \\
&= \sum_{k=1}^{K} \sum_{i=1}^{I} \sum_{j=i}^{I} \bar{\delta}_{ij}^k \ln[\pi_{ij}(\bar{z}^k, \bar{\boldsymbol{x}}^k \mid \boldsymbol{\beta})] \qquad (13)
\end{aligned}
$$

と表すことができる．ただし，$\bar{\delta}_{ij}^k$ はダミー変数であり，

$$
\bar{\delta}_{ij}^k = \begin{cases} 1 & \bar{h}(\tau_A^k) = i, \bar{h}(\tau_B^k) = j \text{ のとき} \\ 0 & \text{それ以外のとき} \end{cases} \qquad (14)
$$

と定義する．

点検データは与件であるため，対数尤度 $\ln \mathcal{L}$ は $\boldsymbol{\beta}$ の関数である．$\ln \mathcal{L}$ を最大化するような最尤推定値 $\hat{\boldsymbol{\beta}} = \{\hat{\beta}_{1,1}, \ldots, \hat{\beta}_{I-1,L}\}$ は以下の連立方程式

$$
\frac{\partial \ln \mathcal{L}(\hat{\boldsymbol{\beta}})}{\partial \beta_{i,l}} = 0 \qquad (15)
$$
$$
(i \in \{1, \ldots, I-1\}, l \in \{1, \ldots, L\})
$$

の解として得られる．式 (15) は Newton 法を基本とする逐次反復法により解くことができる．さらに，パラメータの漸近的な共分散行列の推定値 $\hat{\boldsymbol{\Sigma}}(\hat{\boldsymbol{\beta}})$ は

$$
\hat{\boldsymbol{\Sigma}}(\hat{\boldsymbol{\beta}}) = \left[ \frac{\partial^2 \ln \mathcal{L}(\hat{\boldsymbol{\beta}})}{\partial \beta \partial \beta'} \right]^{-1} \qquad (16)
$$

と表すことができる．式 (16) の右辺は Fisher 情報行列の逆行列である．

## 4. 分析手法

### (1) シミュレーションに際しての諸設定

パラメトリック型保険の適用が維持更新費用にもたらす影響をシミュレーションを通じて検証する．対象とする社会基盤施設は $K$ 個の要素から構成されていおり，構成要素全体からなる集合を $\Omega$ する．各構成要素の状態は $I$ 段階の健全度として評価される．保険加入時の各健全度の占有割合を初期状態と称し，健全度が $i$ である構成要素の $\Omega$ に対する割合を $w_i$ として，$\boldsymbol{w} = \{w_1, \ldots, w_I\}$ とする．また，健全度が $i$ である構成要素に対する維持更新費用を $c_i$ とし，修繕された構成要素の健全度は 1 へ回復すると仮定する．$\boldsymbol{c} = \{c_1, \ldots, c_I\}$ とする．なお，健全度が 1 の構成要素に対しては修繕を実施せず，$c_1 = 0$ とする．また，$i > i' \Rightarrow c_i > c_{i'}$ を仮定する．さらに，各費用は保険加入時における現価に基づいて評価するとし，そのための現価率（割引率）を $v \in (0, 1]$ とする．

社会基盤施設の劣化過程を，**3.** のマルコフ劣化ハザードモデルにより記述する．パラメータ行列 $\boldsymbol{\beta}$ と，構成要素 $\omega^k \in \Omega$ の劣化過程に影響を及ぼすと考えられる特性 $\boldsymbol{x}^k$ が与えられたとき，ハザード率 $\theta_i^k$ は式 (12) のように定義できる．このとき，$t \in \{0, 1, \ldots\}$ 年度において健全度が $i$ である $\omega^k$ は，$t+1$ 年度に確率 $\pi_{ij}(1, \boldsymbol{x}^k \mid \boldsymbol{\beta})$ で健全度が $j$ に推移する．

社会基盤施設の修繕施策は，健全度ごとに定められた管理水準に達するよう修繕を行うものであるとする．$\Omega$ を $S$ 個の非交差な部分集合 $\Omega_s (s \in \{0, \ldots, S-1\})$ に分割し，$|\Omega_s| = K_s$ とする．$\sum_{s=1}^{S} K_s = K$ である．$t$ 年度においては $\Omega_{\mathrm{mod}(t,S)}$ に対して点検が行われるとする．ただし，$(m, n) \in \mathbb{N}^2$ に対して，$\mathrm{mod}(m, n)$ は $m$ の $n$ による剰余を表す．さらに，$t$ 年度に行われた $\Omega_{\mathrm{mod}(t,S)}$ に対する点検の結果に基づく修繕は，同じ年度である $t$ 年度に行われるとする．このため，点検から修繕までに生じる社会基盤施設の劣化は無視する．健全度 $i$ の管理水準を $p_i \in [0, 1]$ と定め，$\boldsymbol{p} = \{p_1, \ldots, p_I\}$ とする．$p_i$ は，健全度が $i$ である構成要素に対して，健全度が $i$ である構成要素の $\Omega$ に対する割合が $p_i$ 以下となるまで修繕が行われるための水準である．しかし，本研究における仮定のもとでは，$S > 1$ の場合はある年度の点検のみでは $\Omega$ を網羅できず，点検および修繕は $S$ 年間により一巡できる．そのため，$t$ 年度においては割合にして全体の $K_{\mathrm{mod}(t,S)}/K$ の構成要素に対してしか点検を行えない．これらのことから，$t$ 年度における点検により，健全度が $i$ である構成要素の $\Omega$ に対する割合 $u_{i,\mathrm{mod}(t,S)}(t)$ が得られたとき，健全度が $i$ である $\Omega_{\mathrm{mod}(t,S)}$ の構成要素に対する修繕割合 $\gamma_{i,\mathrm{mod}(t,S)}(t)$ を以下のように定める．

$$
\begin{aligned}
&\gamma_{i,\mathrm{mod}(t,S)}(t) \\
&\quad = \max \left\{ u_{i,\mathrm{mod}(t,S)}(t) - \frac{K_{\mathrm{mod}(t,S)}}{K} p_i, 0 \right\} \qquad (17)
\end{aligned}
$$

以下，$\boldsymbol{u}_s(t) = \{u_{1,s}(t), \ldots, u_{I,s}(t)\}$ とし，また

$$
\sum_{i=1}^{I} u_{i,\mathrm{mod}(t,S)}(t) = \frac{K_{\mathrm{mod}(t,S)}}{K} \qquad (18)
$$

に注意されたい．$\boldsymbol{\gamma}_s(t) = \{\gamma_{1,s}(t), \ldots, \gamma_{I,s}(t)\}$ とする．また，

$$u_{i,\mathrm{mod}(t,S)}(t) = \frac{\#\{\omega^k_{\mathrm{mod}(t,S)} \mid h(t) = i\}}{K} \tag{19}$$

であり，$\#\{X\}$ は論理式 $X$ を満足する構成要素数である．これにより，社会基盤施設の状態を管理水準 $\boldsymbol{p}$ で維持する場合と同じ水準で修繕を行うことが可能となる．

### (2) 劣化過程の不確実性の維持更新費用への影響

劣化過程の不確実性に起因する維持更新費用の影響を考察する．$T$ 年間にわたる維持管理を対象とする．$t$ 年度における修繕で生じる修繕費の現価 $r(t)$ と $t$ 年度までに生じる累積の修繕費の現価 $R(t)$ の分布を考える．しかし，修繕割合の決定に式 (17) と条件分岐を要することから，これらの解析的な表示は困難であるといえる．したがって，モンテカルロ法により $r(t), R(t)$ の分布を推定する．

$r(t), R(t)$ の分布を推定するため，対象とする社会基盤施設群を劣化・修繕するシミュレーションを $Q$ 回行う．$q$ 回目のシミュレーションについて考える．まず，0 年度における社会基盤施設の構成要素の初期状態として，各健全度の割合を $\boldsymbol{w}$ とする．1 年ごとに各構成要素をマルコフ推移確率に基づいて劣化させる．$t$ 年度における $\Omega_{\mathrm{mod}(t,S)}$ に対する点検によって，$\Omega_{\mathrm{mod}(t,S)}$ の健全度分布 $\boldsymbol{u}^{(q)}_{\mathrm{mod}(t,S)}(t)$ が取得できる．式 (17) に基づいて修繕割合 $\boldsymbol{\gamma}^{(q)}_{\mathrm{mod}(t,S)}(t)$ を決定し，それに基づく修繕数分をランダムで修繕し，修繕がなされた構成要素の健全度を 1 に回復させる．よって，$t$ 年度における修繕で生じる修繕費の現価 $r^{(q)}(t)$ は

$$r^{(q)}(t) = v^t K_{\mathrm{mod}(t,S)} \sum_{i=1}^{I} \gamma^{(q)}_{i,\mathrm{mod}(t,S)}(t) \cdot c_i \tag{20}$$

と表される．ただし，修繕費は期末払いを想定する (**表–2**)．したがって，$t$ 年度までに生じる累積の修繕費の現価 $R^{(q)}(t)$ は

$$R^{(q)}(t) = \sum_{s=1}^{t} r^{(q)}(s) \tag{21}$$

と表される．以上を $t = T$ まで実施することによって，$T$ 年間にわたり生じる修繕費のシミュレーションができる．以上により，$Q$ 回分のシミュレーション結果 $\boldsymbol{r}(t) = \{r^{(1)}(t), \ldots, r^{(Q)}(t)\}, \boldsymbol{R}(t) = \{R^{(1)}(t), \ldots, R^{(Q)}(t)\}$ が得られるため，$\boldsymbol{r}(t), \boldsymbol{R}(t)$ を $r(t), R(t)$ の分布と考える．

### (3) パラメトリック型保険の設計

#### a) 本研究におけるパラメトリック型保険の適用

本研究の目的の 1 つは社会基盤施設の劣化過程の不確実性に起因する維持更新費用の不確実性の低減である．そのため，パラメトリック型保険の適用にあたる指標は各構成要素の健全度とする．まず，保険金の支

**表–2** 支払い時期

| | 支払い時期 |
|---|---|
| 修繕費 | 期末払い |
| 保険料 | 期始払い |
| （修正）保険金 | 期末払い |

払いが行われる条件であるトリガー事象およびその発動の判定について考える．具体的に，$t$ 年度における任意の構成要素に対して支払われる保険金について検討する．いま，点検により健全度が $i$ であると観測されたとする．また，事前のシミュレーションにより，時刻 $t$ における健全度は $\tilde{i}$ であると期待されていたとする．トリガー事象は，$\iota \in \{1, \ldots, I-1\}$ に対して，点検により観測された健全度 $i$ と，期待される健全度 $\tilde{i}$ の差が $\iota$ 以上，つまり

$$i - \tilde{i} \geq \iota \tag{22}$$

である場合とする．ここで，$\iota$ をトリガーと称する．$\iota$ が小さい場合，観測される健全度と，期待される健全度との差が小さくてもトリガーが発動される，すなわち比較的緩い条件でトリガーの発動および，それに伴う保険金の支払いが行われることを意味する．一方，$\iota$ が大きい場合は，トリガーの発動と保険金の支払いの条件は厳しいといえる．トリガー事象は構成要素ごとに発動の判定が行われるとする．

次に，$t$ 年度においてトリガー事象が発生した際に支払われる保険金について考える．保険金の支払いは，トリガーの発動の判定と同様に構成要素ごとに行われるものとし，1 つの構成要素に対して支払われる保険金について考える．1 構成要素に対する 1 回の保険金の支払い上限を $\mu$ とし，ある構成要素に対して，$t$ 年度における健全度の組 $i, \tilde{i}$ が与えられたとき，保険金 ${}^{\mu}_{\iota}b_{i,\tilde{i}}$ を

$${}^{\mu}_{\iota}b_{i,\tilde{i}} = \begin{cases} \min\{c_i - c_{\tilde{i}}, \mu\} & i - \tilde{i} \geq \iota \\ 0 & i - \tilde{i} < \iota \end{cases} \tag{23}$$

と定め，${}^{\mu}_{\iota}\boldsymbol{b} = [{}^{\mu}_{\iota}b_{i,\tilde{i}}]$ とする．これにより，$\mu = c_I$ の場合は，想定された修繕費を上回る支出は保険金によりすべて補償されるため，事業者は想定された修繕費以上の金額を修繕に際して支払う必要がないことが保証される．$\mu < c_I$ の場合は，想定を上回る支出のすべてを補償されるわけではないが，一定値の補償は受けられるため，不確実性の低減に資するものと見込まれる．

しかし，期待される健全度 $\tilde{i}$ を確定値として定めることは難しいため，$\tilde{i}$ を離散確率変数とみなし，$\tilde{i}$ が生起する確率を，**4.(2)** における $Q$ 回のシミュレーションにより得られた，$t$ 年度における健全度が $\tilde{i}$ である構成要素の $\Omega$ に対する割合とするとし，これを $\tilde{u}_{\tilde{i}}(t)$ とす

れば，

$$\tilde{u}_{\tilde{i}}(t) = \sum_{s=0}^{S-1} \frac{K_s \cdot u_{\tilde{i},s}(t)}{K} \tag{24}$$

と表せる，また，$\tilde{\boldsymbol{u}}(t) = \{\tilde{u}_1(t), \ldots, \tilde{u}_I(t)\}$ とする．これにより，${}^{\mu}_{\iota}b_{i,\tilde{i}}$ の期待値を本研究において支払われる保険金 ${}^{\mu}_{\iota}B_i(t)$ とすると，

$$\begin{aligned} {}^{\mu}_{\iota}B_i(t) &= E_{\tilde{i},t}[{}^{\mu}_{\iota}b_{i,\tilde{i}}] \\ &= \sum_{\tilde{i}=1}^{I} {}^{\mu}_{\iota}b_{i,\tilde{i}} \cdot \tilde{u}_{\tilde{i}}(t) \\ &= \sum_{\tilde{i}=1}^{i-\iota} {}^{\mu}_{\iota}b_{i,\tilde{i}} \cdot \tilde{u}_{\tilde{i}}(t) \end{aligned} \tag{25}$$

である．${}^{\mu}_{\iota}\boldsymbol{B}(t) = ({}^{\mu}_{\iota}B_1(t), \ldots, {}^{\mu}_{\iota}B_I(t))$ とし，${}^{\mu}_{\iota}\boldsymbol{B}(t)$ を修正保険金と称する．なお，修正保険金は期末払いを想定する (**表–2**).

**b) 収支相当の原則と保険料算出**

本研究において，保険料の算定は収支相当の原則に従う．収支相当の原則とは，加入者が支払う保険料の現価が，加入者に支払われる保険金の期待値の現価に一致するように算出されるという原則である．収支相当の原則により，保険会社と加入者が不公平となることが回避される．支払われる保険金のみに着目して算出された保険料を純保険料と称する．実務では，会社を健全に経営するための経費や手数料を加味した付加保険料を併せて徴収する．純保険料と付加保険料の和が営業保険料であり，実際に加入者が保険会社に支払う保険料は営業保険料である．本研究においては簡単のため，付加保険料を無視し，純保険料のみを設定する．

以下，$t$ 年度における 1 構成要素あたりの保険料を考える．保険料の変動に関して，保険料が保険期間中一律，毎年改訂，定期的に改訂などを考えることができる．保険期間中一律の場合，保険料は保険期間中に生じるすべての保険金の現価の期待値をもとに算出される．保険料が毎年一律であることは，加入者と保険会社双方にとって事務手続き上は明瞭である．一方で，社会基盤施設の構成要素の健全度分布が年度により大きく変動する場合，一時的にではあるが一方にキャッシュが偏ることとなる．加入者側のキャッシュが相対的に減少する期間が長くなる場合，本保険の本来の意義を逸脱することとなる．よって，保険料を毎年一律として設定することは本保険においては不適当であると考えることできる．毎年改訂される場合，一律である場合の欠点であるキャッシュの偏りは生じないが，加入者にとって毎年の支払額が変動することは実務上煩雑である．そこで，道路法による定期点検の実施間隔が 5 年である（すなわち，5 年で管理対象となる全ての社会基盤施設に対する点検が一巡する）ことを踏襲し，保険料が 5 年ごとに改訂されることを考える．5 年ごとの改訂であればキャッシュの偏りは小さく，また保険料の変動による実務上の負担も小さいと考えられる．

簡単のため保険期間 $T$（年）は 5 の倍数であるとし，ある自然数 $N$ により $T = 5N$ と表されるとする．すなわち，保険期間は $N$ 期からなり，第 $n \in \{1, \ldots, N\}$ 期の保険料を ${}^{\mu}_{\iota}P_n$ とすれば，この保険料は $5n-4, 5n-3, \ldots, 5n$ 年度の 5 年間において適用される．ただし，${}^{\mu}_{\iota}P_n$ は期始払いとする．${}^{\mu}_{\iota}P_n$ を求めるにあたり，加入時の現価に基づく収支相当の原則を適用する．第 $n$ 期に保険会社に支払われる保険料の現価は，$v < 1$ のとき

$$\sum_{t=5n-4}^{5n} v^{t-1} \cdot {}^{\mu}_{\iota}P_n = \frac{{}^{\mu}_{\iota}P_n(v^{5n-5} - v^{5n})}{1-v} \tag{26}$$

である．さらに，$t$ 年度において，$\Omega_{\mathrm{mod}(t,S)}$ の 1 構成要素に対して支払われる保険金の期待値は，式 (25) より

$$E_i\left[{}^{\mu}_{\iota}B_i(t)\right] = \sum_{i=1}^{I} {}^{\mu}_{\iota}B_i(t) \cdot \tilde{u}_i(t) \tag{27}$$

であり，第 $n$ 期に支払われる保険金の期待値の現価は，

$$\sum_{t=5n-4}^{5n} v^t \left\{ \sum_{i=1}^{I} {}^{\mu}_{\iota}B_i(t) \cdot \tilde{u}_i(t) \right\} \tag{28}$$

である．保険金は期末払いであることに注意されたい (**表–2**)．収支相当の原則においては，保険料 ${}^{\mu}_{\iota}P_n$ は式 (26) と式 (28) が等しくなるように定められることを要求するために，${}^{\mu}_{\iota}P_n$ は

$${}^{\mu}_{\iota}P_n = \frac{1-v}{v^{5n-5} - v^{5n}} \sum_{t=5n-4}^{5n} v^t \left\{ \sum_{i=1}^{I} {}^{\mu}_{\iota}B_i(t) \cdot \tilde{u}_i(t) \right\} \tag{29}$$

である．なお，年度間による価値の変化を考慮しない，すなわち $v = 1$ の場合は，

$$\lim_{v \to 1-0} \frac{v^{5n-5} - v^{5n}}{1-v} = 5 \tag{30}$$

であることを考慮すればよい．なお，社会基盤施設全体に対する保険金，保険料を考える場合，本節の結果を構成要素の数だけ増せばよい．

**(4) 支払即時性の有用性の検証**

パラメトリック型保険による支払即時性およびそれに付随する修繕即時性の検証方法について言及する．**2.(4)** にあるように，パラメトリック型保険の特徴の 1 つとして，保険金を早急に支払うことが可能である点があげられる．この性質を支払即時性と称する．支払即時性により，加入者（事業者）は早急に修繕などの維持管理行動を取ることが可能となる．早急な修繕行動を取ることが可能である性質を修繕即時性と称する．これら 2 つの即時性に関して，事業者の資金力に応じて，**表–3** のような対応を考えることができる．

資金力が「大」である場合，保険金の支払即時性がない場合でもキャッシュストックが潤沢に存在するため，

**表–3** 支払即時性と修繕即時性の関係

| | | 支払即時性の有無 | | 資金力分類の基準 |
|---|---|---|---|---|
| | | 有 | 無 | |
| 資金力 | 大 | ◦ | ◦ | ・資金が豊富にあり，現行の管理水準を達成するための修繕費の負担が可能である業者<br>・保険料として一時的に相当な金額を支出したとしてもなお修繕費と負担が可能になる |
| | 中 | ◦ | × | ・資金が豊富にあるわけではないが，現行の管理水準を達成するための修繕費の負担は可能ではある事業者<br>・保険料として一時的に相当な金額を支出した場合は修繕費の負担が不可能となり，修繕のためには保険金の支払いを待つ必要がある |
| | 小 | × | × | ・資金がなく，現行の管理水準を達成するために管理水準の引き下げや事業そのものの見直しが求められる |

注）表中の ◦, × は修繕即時性の有無を表す.

保険金の支払即時性がない従来保険の場合でも最大限迅速な修繕行動をとることが可能となり，経済的事情は修繕実施の制約になりえず，修繕即時性を有すると判断できる．この場合，加入者は **4.(5)** に記述する維持更新費用の不確実性の低減のみを目的に保険に加入することとなる．当然，資金力が「中」である場合であっても，保険に加入する目的の 1 つは維持更新費用の不確実性の低減である．しかし，資金力が中である場合，その目的の達成のために保険に加入する対価である保険料の支払いにあたりキャッシュストックが一時的に不足し，保険金の支払いを受けてからのみ修繕行動を取ることが可能となることが考えられる．このとき，保険金の支払即時性があれば，修繕行動を迅速に取ることが可能であるため，修繕即時性を獲得することができる．一方，支払即時性がない従来保険の場合は、キャッシュストックの不足により修繕行動を取ることができない．保険金の支払いが遅れた分だけ修繕行動が遅れるために，修繕即時性はない．つまり，資金力が中である場合は、不確実性低減だけでなく修繕即時性を期待できるパラメトリック型保険のほうが望ましい．資金力が「小」である場合は，保険料の支払いによる一時的なキャッシュストックの不足に関わらず，維持更新費用を確保できないという点から，事業そのものの見直しや管理水準の引き下げが求められるといえる．状況の改善がみられない場合，当該加入者は本保険の対象外であると判断せざるを得ない．以上より，本保険の対象は資金力が「大」もしくは「中」である事業者となる．以下，資金力「中」の事業者の加入理由の 1 つである保険金の支払即時性の利点について検証を行う．**4.(2)** では点検と修繕が同じ年度に行われる場合について考察した．本節では，点検が $t$ 年度に行われたとき，修繕が点検の $t'$ 年後である $t+t'$ 年度に行われる場合について考える．この場合においては，修繕が遅れた間に生じる劣化は無視できないものとする．

点検が $t$ 年度，修繕が点検の $t'$ 年後に行われる場合に，点検時点に基づく修繕費の現価 $r_{t'}(t)$ と修繕費の累積の現価 $R_{t'}(t)$ の分布を考える．**4.(2)** と同様に，対象とする社会基盤施設を劣化・修繕させる $Q$ 回のシミュレーションを通じて，モンテカルロ法によりこれらを得るとする．まず，0 年度における社会基盤施設の構成要素の初期状態として，各健全度の割合を $\boldsymbol{w}$ とする．1 年ごとに各構成要素をマルコフ推移確率に従い劣化させる．$t$ 年度の点検によって，$\Omega_{\mathrm{mod}(t,S)}$ の健全度分布 $\boldsymbol{u}^{(q)}_{\mathrm{mod}(t,S)}(t)$ が取得される．この点検結果に基づく $t+t'$ 年度に行われる修繕の修繕割合は，式 (17) に従い $\boldsymbol{\gamma}_{\mathrm{mod}(t,S)}(t)$ である．$t$ 年度に行われる修繕は $t-t'$ 年度に $\Omega_{\mathrm{mod}(t-t',S)}$ に対して行われた点検に基づくものであるため，$\mathrm{mod}(t',S)\neq 0$ のとき，$t$ 年度に点検が行われる部分集合と修繕が行われる部分集合は一致しない．また，$\mathrm{mod}(t',S)=0$ のときは点検と修繕が行われる部分集合は一致するものの，$t$ 年度に行われる修繕は $t$ 年度に行われた点検の結果と独立に行われることに注意されたい．そのため，$t$ 年度に行われた点検に基づく修繕費の現価 $r^{(q)}_{t'}(t)$ は

$$r^{(q)}_{t'}(t) = v^{t+t'} K_{\mathrm{mod}(t,S)} \sum_{i=1}^{I} \gamma^{(q)}_{i,\mathrm{mod}(t,S)}(t)\cdot c_i \quad (31)$$

と表される．したがって，$t$ 年度までに行われた点検に基づく修繕で生じる累積の修繕費の現価 $R^{(q)}_{t'}(t)$ は

$$R^{(q)}_{t'}(t) = \sum_{s=1}^{t} r^{(q)}_{t'}(s) \quad (32)$$

と表される．以上を $t=T$ まで実施することで，$T$ 年間にわたり生じる修繕費のシミュレーションができる．以上により，$Q$ 回分のシミュレーション結果 $\boldsymbol{r}_{t'}(t) = \{r^{(1)}_{t'}(t),\dots,r^{(Q)}_{t'}(t)\}, \boldsymbol{R}_{t'}(t) = \{R^{(1)}_{t'}(t),\dots,R^{(Q)}_{t'}(t)\}$ が得られる．$\boldsymbol{r}_{t'}(t), \boldsymbol{R}_{t'}(t)$ を $r_{t'}(t), R_{t'}(t)$ の分布と考える．$t'$ を離散変数とみなし，$t'$ を変化させたときの $r_{t'}(t), R_{t'}(t)$ を変化を考えることで，支払即時性と，それに付随する修繕即時性の利点を検証できる．

### (5) 維持更新費用の不確実性の低減

パラメトリック型保険の適用による維持更新費用の不確実性の低減について検証を行う．保険に加入している場合，各年度に発生する維持更新費用は，期始に支払う保険料と期末に発生する修繕費の和から，期末に支払われる保険金を差し引いたものである (**表–2**)．一方，保険に加入していない場合は，期末に発生する修繕費のみである．保険に加入している場合の各年度の維持更新費用の現価を ${}^{\mu}_{\iota}m(t)$，累積の維持更新費用の現価を ${}^{\mu}_{\iota}M(t)$，保険に加入していない場合の各年度の維持更新費用の現価を $m'(t)$，累積の維持更新費用の現価を $M'(t)$ とし，これらの分布を求めることを考える．

分布を推定するにあたり，$Q$ 回のシミュレーションを行う．$q$ 回目のシミュレーションについて考える．まず，0 年度における社会基盤施設の構成要素の初期状態として，各健全度の割合を $\boldsymbol{w}$ とする．1 年ごとに各要素がマルコフ推移確率に従い劣化し，$t$ 年度における点検によって $\Omega_{\mathrm{mod}(t,S)}$ の健全度分布 $\boldsymbol{u}^{(q)}_{\mathrm{mod}(t,S)}$ が取得される．式 (17) に基づいて修繕割合 $\boldsymbol{\gamma}^{(q)}_{\mathrm{mod}(t,S)}(t)$ を決定し，それに基づく修繕数分をランダムで修繕し，修繕がなされた構成要素の健全度を 1 に回復させる．よって，$t$ 年度における維持更新費用の現価は，保険に加入している場合

$$
{}^{\mu}_{\iota}m^{(q)}(t) = v^{t-1}K_{\mathrm{mod}(t,S)}\Bigg\{{}^{\mu}_{\iota}P_n + v\sum_{i=1}^{I}\gamma^{(q)}_{i,\mathrm{mod}(t,S)}(t)(c_i - {}^{\mu}_{\iota}B_i(t))\Bigg\} \tag{33}
$$

となる．ここに，$n$ は $t$ 年度が属する期であり，ある整数 $l \in \{0,1,2,3,4\}$ が存在して，$t = 5n + l$ とかける．保険に加入していない場合は

$$
m'^{(q)}(t) = v^{t}K_{\mathrm{mod}(t,S)}\sum_{i=1}^{I}\gamma^{(q)}_{i,\mathrm{mod}(t,S)}(t)\cdot c_i \tag{34}
$$

である．また，それぞれの累積維持更新費用の現価は

$$
{}^{\mu}_{\iota}M^{(q)}(t) = \sum_{s=1}^{t}{}^{\mu}_{\iota}m^{(q)}(s) \tag{35}
$$

$$
M'^{(q)}(t) = \sum_{s=1}^{t}m'^{(q)}(s) \tag{36}
$$

である．以上により，$P$ 回分のシミュレーション結果 ${}^{\mu}_{\iota}\boldsymbol{m}(t) = \{{}^{\mu}_{\iota}\boldsymbol{m}^{(q)}(t)\}$, $\boldsymbol{m}'(t) = \{\boldsymbol{m}'^{(q)}(t)\}$, ${}^{\mu}_{\iota}\boldsymbol{M}(t) = \{{}^{\mu}_{\iota}\boldsymbol{M}^{(q)}(t)\}$, $\boldsymbol{M}'(t) = \{\boldsymbol{M}'^{(q)}(t)\}$ が得られる．${}^{\mu}_{\iota}\boldsymbol{m}(t)$, $\boldsymbol{m}'(t)$, ${}^{\mu}_{\iota}\boldsymbol{M}(t)$, $\boldsymbol{M}'(t)$ を ${}^{\mu}_{\iota}m(t)$, $m'(t)$, ${}^{\mu}_{\iota}M(t)$, $M'(t)$ の分布と考える．

維持更新費用の不確実性の低減は，${}^{\mu}_{\iota}M(t), M'(t)$ の標準偏差 $\sqrt{V[{}^{\mu}_{\iota}M(t)]}, \sqrt{V[M'(t)]}$ の比較に基づいて行う．しかし，標準偏差の単位は考察の対象の量のそれと同じであるため，標準偏差の大きさはその量のオーダーに依存する．そのため，それぞれを平均値で正規化した

$$
{}^{\mu}_{\iota}\sigma(t) = \frac{\sqrt{V[{}^{\mu}_{\iota}M(t)]}}{E[{}^{\mu}_{\iota}M(t)]} \tag{37}
$$

$$
\sigma'(t) = \frac{\sqrt{V[M'(t)]}}{E[M'(t)]} \tag{38}
$$

の比較に基づくとし，これらを正規化標準偏差と称することとする．これらの比

$$
{}^{\mu}_{\iota}\chi(t) = 1 - \frac{{}^{\mu}_{\iota}\sigma(t)}{\sigma'(t)} \tag{39}
$$

を正規化標準偏差低減率と称し，不確実性の低減の指標となる．${}^{\mu}_{\iota}\chi(t)$ が 1 に近い値を取る場合，保険加入により正規化標準偏差が大きく低下したことを表し，維持更新費用の不確実性が大幅に低減したことを示す．

## 5. 実証分析

### (1) シミュレーションにあたる諸設定

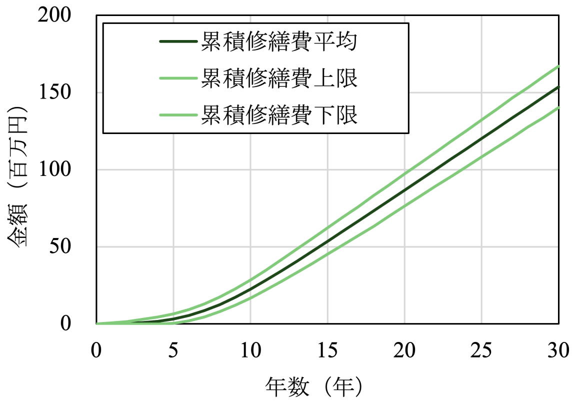
社会基盤施設の維持管理にパラメトリック型保険を適用する有用性を検証するために，シミュレーションを通じた実証分析を行う．対象とする社会基盤施設は橋梁である．橋梁は多数の部材で構成された構造物であるが，議論を単純化するために，構成要素として RC 床版のみに着目する．RC 床版の点検は，縦桁と横桁で区切られたパネル単位で実施されることから，本研究においても RC 床版 1 パネルを点検と修繕の基本単位とする（なお，RC 床版の修繕はパネル単位ではなく，修繕量を集約化させるためにスパン単位で実施される場合もある[23)]が，パラメトリック型保険の有用性の検証という意味においてはパネル単位であっても，スパン単位であっても本質的な相違はないと判断した）．1 つの橋梁には複数の RC 床版パネルが含まれるが，シミュレーションで想定する事業者においては，$K = 500$ の RC 床版パネル（以下，RC 床版）に対して管理責任を有すると仮定する．なお簡単のため，各 RC 床版の面積は $1\mathrm{m}^2$ とする．RC 床版に対して，その状態は $I = 5$ 段階の健全度として評価されるとする．特性 $\boldsymbol{x}$ としては定数項のみを採用する．パラメータ $\boldsymbol{\beta}$，初期状態 $\boldsymbol{w}$，修繕費 $\boldsymbol{c}$（百万円/$\mathrm{m}^2$）および管理水準 $\boldsymbol{p}$ は**表–4** の値を用いる．また，RC 床版の劣化過程を記述するマルコフ推移行列 $\Pi(1)$ を**表–5** に示す．なお，**表–5** の推移確率は，参考文献[7)]において実際の RC 床版に対する目視点検データを用いてマルコフ劣化ハザードモデルを推計した結果である．点検は $S = 5$ 年周期で行われ，$\Omega$ を大きさの等しい部分集合 $\Omega_s(s \in \{0,\ldots,4\})$ に分割した上で，維持管理を行うとする．各検証におけるシミュレーション回数はいずれも $Q = 5{,}000$ 回とする．

**表–4** パラメータ $\boldsymbol{\beta}$，初期状態 $\boldsymbol{w}$，修繕費 $\boldsymbol{c}$，管理水準 $\boldsymbol{p}$

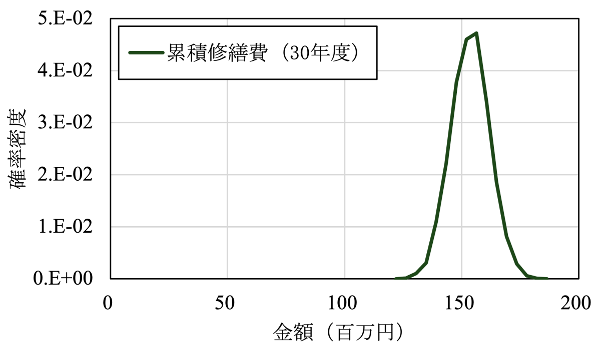
| 健全度 | $\boldsymbol{\beta}$ | $\boldsymbol{w}$ | $\boldsymbol{c}$（百万円 /m$^2$） | $\boldsymbol{p}$ |
|---|---|---|---|---|
| 1 | −2.35 | 0.80 | 0 | 1.0 |
| 2 | −2.87 | 0.10 | 0.03 | 0.3 |
| 3 | −1.34 | 0.05 | 0.35 | 0.1 |
| 4 | −5.11 | 0.05 | 0.60 | 0.1 |
| 5 | - | 0.00 | 1.50 | 0.0 |

**表–5** マルコフ推移行列 $\Pi(1)$

| | | 事後健全度 $j$ | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 事前健全度 $i$ | 1 | 0.909 | 0.088 | 0.002 | 0.000 | 0.000 |
| | 2 | - | 0.945 | 0.048 | 0.007 | 0.000 |
| | 3 | - | - | 0.770 | 0.230 | 0.000 |
| | 4 | - | - | - | 0.994 | 0.006 |
| | 5 | - | - | - | - | 1.000 |




**図–2** 修繕費 $R(t)$ の推移




**図–3** 30 年度の累積修繕費 $R(30)$ の分布

### (2) 劣化過程の不確実性の維持更新費用への影響

**4.(2)** に従い，シミュレーションを行う．$Q = 5,000$ 回のシミュレーションにより得られた，累積修繕費の現価の平均値および上下 5%点の推移を**図–2** に示す．また，30 年度における累積修繕費の現価の分布 $R(30)$ を**図–3** に示す．30 年度における累積修繕費の平均値は 153.69 百万円であり，標準偏差は 8.14 百万円である．99%VaR は 19.18 百万円であるため，劣化過程の不確実性に起因する修繕費の不確実性が，当該事業者の予算計画に大きな影響を及ぼすことが読み取れる．修繕費の不確実性に影響を及ぼす要因は劣化過程の不確実性以外にも考えられることから，RC 床版の維持更新費用の不確実性を低減することは重要な事項と考えられる．本研究は，パラメトリック型保険の適用によりこの不確実性を低減することを目的の 1 つとしており，それに関しては **5.(5)** で考察を行う．

**表–6** 保険金 ${}^{1.5}_{2}\boldsymbol{b}$（百万円）

| | | 観測された健全度 $i$ | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 期待健全度 $\tilde{i}$ | 1 | - | 0 | 0.35 | 0.60 | 1.50 |
| | 2 | - | - | 0 | 0.57 | 1.47 |
| | 3 | - | - | - | 0 | 1.15 |
| | 4 | - | - | - | - | 0 |
| | 5 | - | - | - | - | - |

注）各値が $\mu$ を上回っていれば，その値は $\mu$ に置換される．

### (3) パラメトリック型保険の設計

#### a) 本研究におけるパラメトリック型保険の適用

本保険の保険期間は $T = 30$ 年とする．トリガーは $\iota = 1, 2, 3, 4$ の 4 通り，保険金支払いの上限 $\mu$ は 0.02 百万円から 1.5 百万円まで 0.02 百万円刻みで 75 通りの計 300 通りの検討を行う．保険金 ${}^{\mu}_{\iota}\boldsymbol{b}$ は，例えば $\iota = 2, \mu = 1.5$ の場合は**表–6** となる．

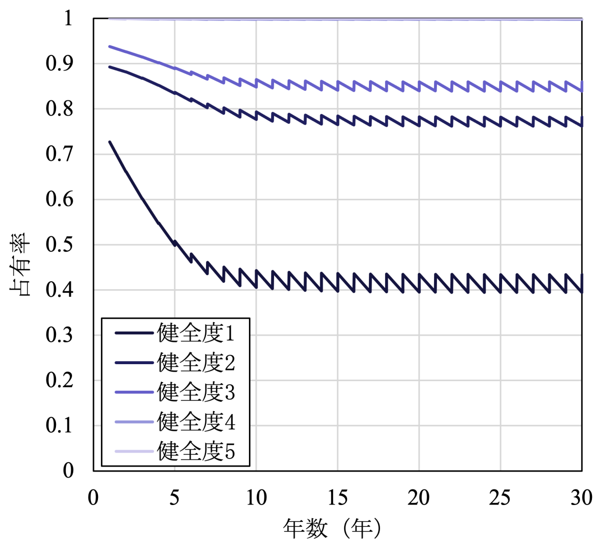
#### b) 収支相当の原則と保険料算出

保険金支払い上限 $\mu = c_I = 1.5$ について検討を行う．適用される保険金は ${}^{1.5}_{\iota}\boldsymbol{b}$ ではなく，修正保険金 ${}^{1.5}_{\iota}\boldsymbol{B}$ であるために，一概に想定から上回った支出がすべて補償されるわけではないが，${}^{1.5}_{\iota}\boldsymbol{b}$ が適用された場合と同等の水準で補償される．**4.(5)b)** および **5.(2)** に基づけば，修正保険金 ${}^{1.5}_{\iota}\boldsymbol{B}$ は**表–7** である．

ここで，$Q = 5,000$ 回のシミュレーションを通して，各年度における RC 床版の健全度分布の平均 $\tilde{\boldsymbol{u}}(t)$ を**図–4** に示す．これは，**表–4** に従って RC 床版が劣化・修繕を経験するときの平均的な RC 床版の状態の推移である．修正保険金 ${}^{1.5}_{\iota}\boldsymbol{B}$ および平均的な状態の推移 $\tilde{\boldsymbol{u}}(t)$ に基づき，各期において 1 つの RC 床版パネルに対して支払われる保険金の期待値の現価を求めると，**表–8**

**表–7** 30 年度の修正保険金 ${}^{1.5}_{\iota}\boldsymbol{B}(30)$（百万円）

| | | トリガー $\iota$ | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | 2 | 3 | 4 |
| 健全度 | 1 | - | - | - | - |
| | 2 | 0.019 | - | - | - |
| | 3 | 0.480 | 0.226 | - | - |
| | 4 | 0.879 | 0.839 | 0.388 | - |
| | 5 | 2.671 | 2.316 | 2.133 | 0.969 |




**図–4** 平均的な状態 $\tilde{\boldsymbol{u}}(t)$ の推移

のようになる．一方，第 $n$ 期において支払われる保険料の期待値の現価の総和は式 (26), 式 (30) より $5^{1.5}_{\iota}P_n$ である．これらより，収支相当の原則に基づくことによって，保険料は**表–9** のように算出される．これらの結果は，1 つの RC 床版に対してではなく，管理対象の RC 床版全体に対するものであることに注意されたい．

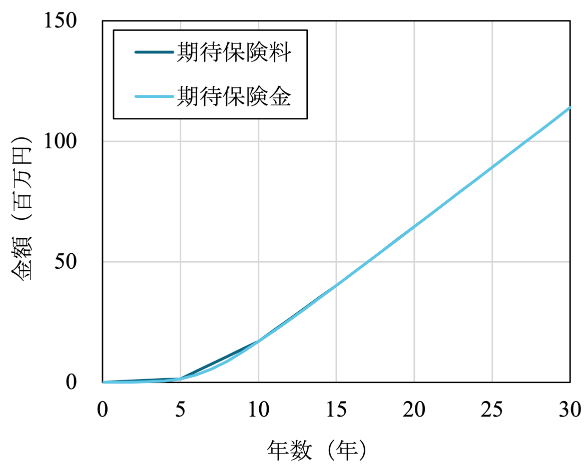
以上に基づく，RC 床版全体に対する累積保険料と累積保険金の期待値の現価の推移を**図–5** に示す．ただし，例として，$\iota = 1$ の結果のみを示す．保険料は各期における総額を平準化して徴収される．そのため，第 2 期に相当する 10 年度までにおいては，RC 床版の劣化が十分に進展しておらず，保険料が支払われる機会が少ないことから，累積の期待保険料が累積の期待保険金を上回っている．それ以降の期においては RC 床版の状態が収束していることが**図–4** からわかることから，累積の期待保険料と累積の期待保険料は一致しているものと推察できる．なお，$\iota = 2, 3, 4$ の場合でも，結果の傾向は変わらない．

**表–8** 各期に支払われる保険金（百万円）

| | | トリガー $\iota$ | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | 2 | 3 | 4 |
| 期 $n$ | 1 | 1.47 | 1.34 | 1.12 | 0.54 |
| | 2 | 15.56 | 14.32 | 8.03 | 1.00 |
| | 3 | 23.17 | 21.45 | 11.14 | 1.07 |
| | 4 | 24.40 | 22.60 | 11.64 | 1.08 |
| | 5 | 24.68 | 22.86 | 11.76 | 1.09 |
| | 6 | 24.75 | 22.92 | 11.78 | 1.09 |

**表–9** 各期における保険料（百万円）

| | | トリガー $\iota$ | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | 2 | 3 | 4 |
| 期 $n$ | 1 | 0.29 | 0.27 | 0.22 | 0.11 |
| | 2 | 3.11 | 2.86 | 1.61 | 0.20 |
| | 3 | 4.63 | 4.29 | 2.23 | 0.21 |
| | 4 | 4.88 | 4.52 | 2.33 | 0.22 |
| | 5 | 4.94 | 4.57 | 2.35 | 0.22 |
| | 6 | 4.95 | 4.58 | 2.36 | 0.22 |




**図–5** 累積保険料と累積保険金の期待値の現価の推移

### (4) 支払即時性の有用性

**4.(4)** に従い，シミュレーションを行う．修繕年度の点検年度からの遅れを $t' = 1, 2, 3, 4$（年）とし，検証を行う．また，比較対象として点検と修繕が同じ年度に行われる場合を $t' = 0$ とする．$t' = 0$ の結果は **5.(2)** に一致することに注意されたい．$Q = 5,000$ 回のシミュレーションによって観測された，$K = 500$ の RC 床版に対する $T = 30$ 年の健全度ごとの修繕数の平均値を**表–10** に示す．また，修繕費の現価を**表–11** に示す．**表–10** から，修繕即時性がない，すなわち修繕が遅れるほど健全度が悪い RC 床版に対する修繕数が増加傾向にある．

**表–10** 30 年にわたり経験した修繕数

| | | 修繕の遅れ $t'$ | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 |
| 健全度 | 1 | - | - | - | - | - |
| | 2 | 248.2 | 222.5 | 198.3 | 174.8 | 150.9 |
| | 3 | 7.1 | 6.0 | 5.3 | 4.9 | 4.9 |
| | 4 | 211.6 | 214.4 | 216.3 | 217.5 | 218.5 |
| | 5 | 11.1 | 12.2 | 13.2 | 14.3 | 15.3 |

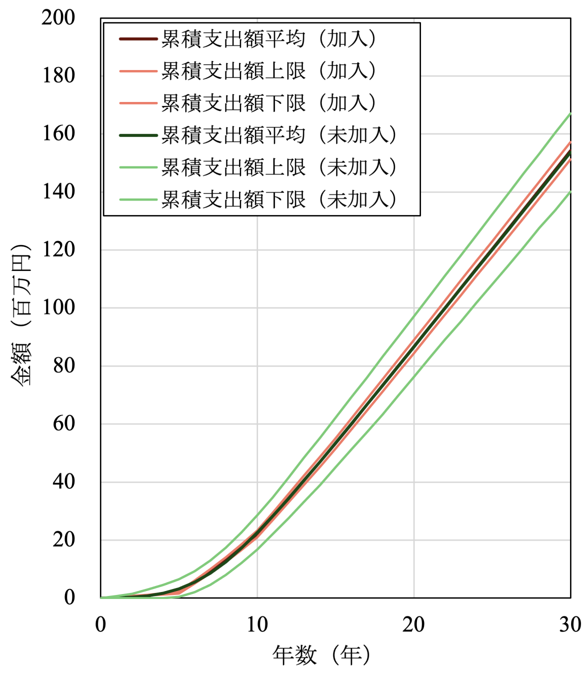
**表–11** 30 年度の累積修繕費 $R_{t'}(30)$ の現価（百万円）

| 修繕の遅れ $t'$ | | | | |
|---|---|---|---|---|
| 0 | 1 | 2 | 3 | 4 |
| 153.53 | 155.72 | 157.41 | 158.90 | 160.24 |

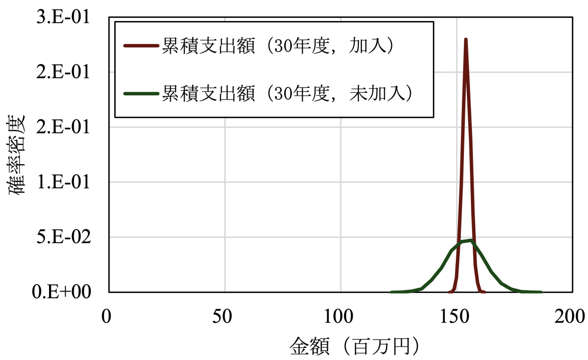
早急に修繕ができないことによって，RC 床版が健全性の低い状態におかれていることがわかる．また，**表–11** から，費用的にも修繕の年度が遅れるほど，修繕費が増大することがわかる．確かに，RC 床版を放置するほどその状態が悪くなり，またその状態からの修繕費が高額となることは容易に予測できることではある．しかし，これを定量的に示すことにより，保険金の支払即時性から享受される修繕即時性を確保できるという点において，社会基盤施設の維持管理にパラメトリック型保険を適用する意義を見出すことが可能となる．ただし，点検と修繕との間に生じるタイムラグは費用（支払即時性）の問題のみではない．点検業務と修繕業務が分離発注されるような場合にはパラメトリック保険を導入してもこの問題は完全に解消されない．点検・補修の一括発注など，新しい事業形態も，保険と並行して検討していくことが重要である．

**(5) 維持更新費用の不確実性の低減**

**4.(5)** に基づき，維持更新費用の不確実性の低減について考察する．まず，$\iota = 1$ における累積の維持修繕費用の現価 ${}^{1.5}_{1}\boldsymbol{M}(t), \boldsymbol{M}'(t)$ の推移を**図–6** に示す．また，30 年度における累積の維持更新費用の現価の分布 ${}^{1.5}_{1}\boldsymbol{M}(30), \boldsymbol{M}'(30)$ を**図–7** に示す．保険の加入の有無に関わらずに期待値がほとんど一致しているのは，保険料が収支相等の原則に基づいて算出されるためである．不確実性の低減に関して，上下 5%点の幅の推移が，保険に加入した場合のほうが加入していない場合に比べて小さく抑えられていることが確認できる．正規化標準偏差は，保険加入時は ${}^{1.5}_{1}\sigma(30) = 0.012$，未加入時は $\sigma'(30) = 0.053$ であることから，正規化標準偏差低減率は ${}^{1.5}_{1}\chi(30) = 0.778$ であり，高い水準で維持更新費用の不確実性が低減されていることがわかる．また，それぞれのトリガー $\iota$ 下におけるシミュレーション結果を**表–12** に示す．正規化標準偏差低減率は $\iota$ が小さい方が大きくなる傾向にあることが読み取れる．これは，$\iota$ が小さい方が，トリガーが比較的緩い条件で発動するため，想定より相当大きく修繕費が生じた場合でも補償されるためである．一方，$\iota$ が小さい施策は支払われる保険金が高額となることが期待されるために保険料も高く設定されており，例えば $\iota = 1$ では保険料の修繕費に対する割合が 0.739 と非常に高額である．これは，一般的な損害保険は発生確率が低い事象を対象としているのに対して，本研究で考察する保険は社会基盤施設の劣化を対象としており，トリガー事象は想定より劣化したか否かであるために保険金の支払いが発生する機会が多くなるためである．このことを踏まえても，修繕費に対する保険料の割合が 0.739 であることは高額であり，高い水準で不確実性を低減できることが期




**図–6** 累積支出額 ${}^{1.5}_{1}M(t), M'(t)$ の推移




**図–7** 30 年度における累積支出額 ${}^{1.5}_{1}M(30), M'(30)$ の分布

**表–12** 各トリガー $\iota$ 下におけるシミュレーション結果

| | トリガー $\iota$ | 1 | 2 | 3 | 4 |
|---|---|---|---|---|---|
| | 修繕費（百万円） | 153.69 | 153.65 | 153.61 | 153.80 |
| 加入 | 保険料（百万円） | 114.02 | 105.49 | 55.47 | 5.87 |
| 加入 | 修繕費に対する保険料の割合 | 0.739 | 0.683 | 0.359 | 0.038 |
| 加入 | 修繕に際する支出（百万円） | 40.22 | 49.58 | 99.05 | 148.00 |
| 加入 | 支出（百万円） | 154.25 | 155.07 | 154.52 | 153.87 |
| 加入 | 標準偏差（百万円） | 1.82 | 2.29 | 4.99 | 7.64 |
| 加入 | 正規化標準偏差 | 0.012 | 0.015 | 0.032 | 0.050 |
| 加入 | 保険金（百万円） | 113.47 | 104.07 | 54.56 | 5.80 |
| 未加入 | 支出（百万円） | 153.69 | 153.65 | 153.61 | 153.80 |
| 未加入 | 標準偏差（百万円） | 8.14 | 8.19 | 8.04 | 8.17 |
| 未加入 | 正規化標準偏差 | 0.054 | 0.054 | 0.053 | 0.053 |
| | 正規化標準偏差低減率 | 0.778 | 0.723 | 0.390 | 0.066 |

待されるとしても，その効果が実際には得られなかった際のリスクを考慮すると，加入にあたり心理的障壁となる事情に十分になり得る．一方で，$\iota$ が大きい施策は保険料が安価であるため加入はしやすいものの，正規化標準偏差低減率が小さいため，不確実性の低減の効果があまり期待できない．これらのことから，不確実性の低減の度合いと保険料はトレードオフの関係にあることが推測される．本保険を実商品として展開するにあたり，両者を適切に満足する施策を提案することが求められる．

### (6) 最適施策の検討

前節では，不確実性の低減の度合いと保険料はトレードオフの関係にあることが示唆された．本節ではこの結果を受けて，トレードオフの関係にあることの実証と，最適施策の検討を行う．前節では，$\mu = c_I$ と想定外の支出のすべてが補償される場合について考察したが，本節では，$\mu < c_I$ について考察することで補償される範囲に制限を設ける．補償される範囲に制限を設けることで不確実性の低減の度合いは小さくなることが予想されるが，その分保険料が安くなることが期待され，前節の結果を含める形で施策の選択肢が増える．本研究においては，トリガー $\iota$ を 4 通り，保険金支払い上限額 $\mu$ を 75 通りの計 300 通りの検討を行うとし，これら 300 通りの組の集合を $\mathcal{A} = \{(\iota, \mu) \mid \iota = 1, 2, 3, 4, \mu = 0.02, \ldots, 1.5\}$ とする．正規化標準偏差低減率 ${}^{\mu}_{\iota}\chi(T)$ と修繕費に対する保険料の割合 ${}^{\mu}_{\iota}F(T)$ は $\iota$ と $\mu$ に依存するため，これを $({}^{\mu}_{\iota}\chi(T), {}^{\mu}_{\iota}F(T)) = f(\iota, \mu)$ と記述して，$\mathcal{A}$ の $f$ による像を $\mathcal{B} = f(\mathcal{A})$ とする．ただし，${}^{\mu}_{\iota}F(T)$ は $T$ 年度における累積の修繕費 $R(T)$ に対する累積の保険料として与えられ，

$$ {}^{\mu}_{\iota}F(T) = \frac{1}{R(T)} \sum_{n=1}^{N} \sum_{t=5n-4}^{5n} v^{t-1} \cdot {}^{\mu}_{\iota}P_n $$

である．$R(T)$ は $\mu$ と $\iota$ によらず一定であることが期待されるため，${}^{\mu}_{\iota}F(T)$ は保険料の程度の指標として利用できる．なお，$\mathcal{B}$ は組 $({}^{\mu}_{\iota}\chi(T), {}^{\mu}_{\iota}F(T))$ がとりうる空間である．

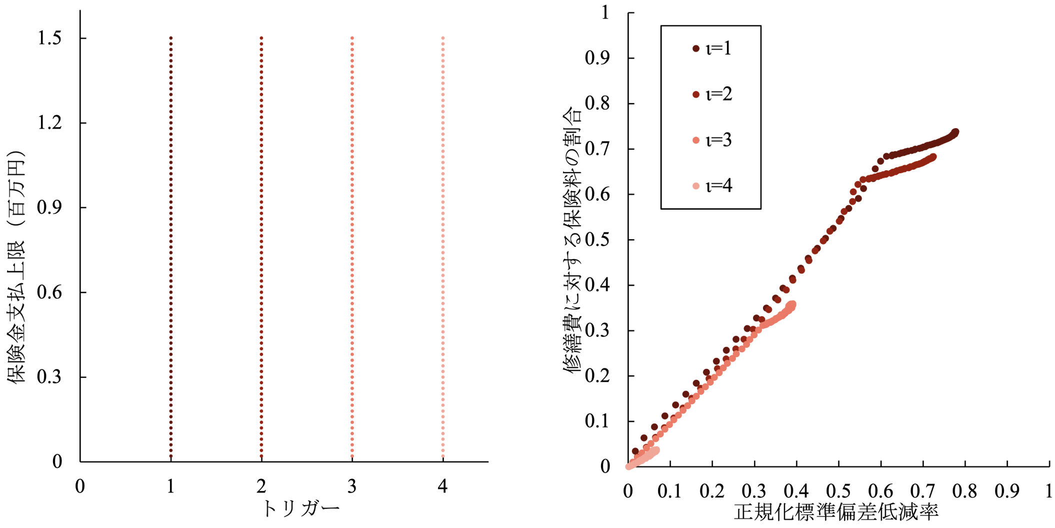
本研究における最適施策とは，組 $(\chi_0, F_0) \in [0,1]^2$ を決めるごとに定まるとする．具体的には，$(\chi_0, F_0)$ に対して，$\{({}^{\mu}_{\iota}\chi(T), {}^{\mu}_{\iota}F(T)) \mid {}^{\mu}_{\iota}\chi(T) \geq \chi_0, {}^{\mu}_{\iota}F(T) \leq F_0\} \in \mathcal{P}(\mathcal{B})$ の逆像

$$ f^{-1}(\{({}^{\mu}_{\iota}\chi(T), {}^{\mu}_{\iota}F(T)) \mid {}^{\mu}_{\iota}\chi(T) \geq \chi_0, {}^{\mu}_{\iota}F(T) \leq F_0\}) \tag{40} $$

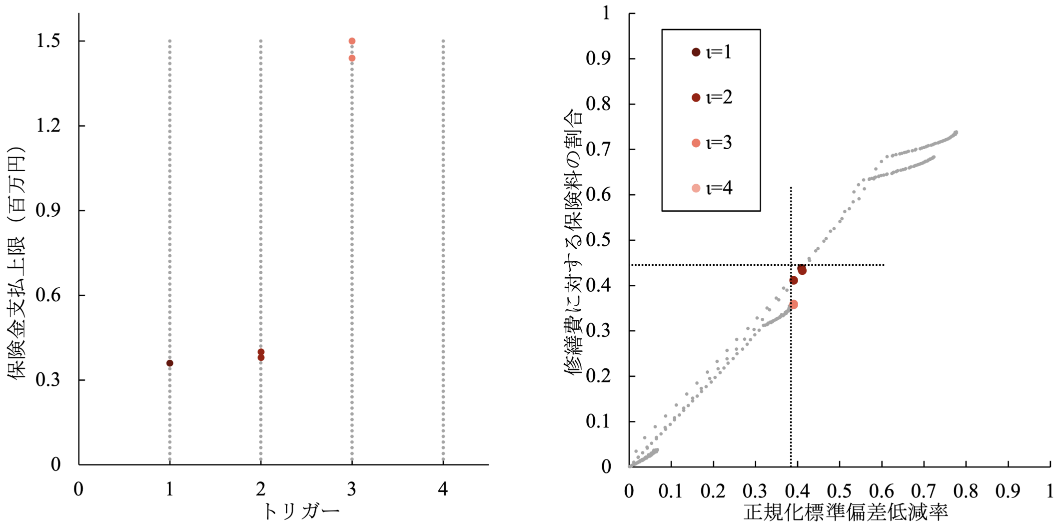
と定義する．ここに，$\mathcal{P}(\mathcal{B})$ は $\mathcal{B}$ の部分集合の集合を表すとし，$\mathcal{B}$ の冪集合である．${}^{\mu}_{\iota}\chi(T) \geq \chi_0$ により不確実性の低減の度合いが一定の水準以上であることが，${}^{\mu}_{\iota}F(T) \leq F_0$ により保険料が一定の水準以下の金額であることが保証される．つまり，式 (40) は一定水準以上の施策の集合といえる．$(\chi_0, F_0)$ は各加入者がそれぞれの事情に応じて指定することが可能であり，式 (40) の要素から 1 つ任意に選択すればよい．式 (40) が空集合である場合は，指定された組 $(\chi_0, F_0)$ に対応する施策は本スキーム下では存在しないということであり，加入にあたっては異なる組の指定の提案が必要となる．

**図–8** に $\mathcal{A}$ と $\mathcal{B}$ を示す．$\mathcal{A}$ は格子状に要素が配列されている．$\mathcal{A}$ の $f$ による像である $\mathcal{B}$ は強い線形性を示していることが読み取れ，${}^{\mu}_{\iota}\chi(T)$ が大きいほど ${}^{\mu}_{\iota}F(T)$ も大きくなるという点から，不確実性の低減の度合いと保険料はトレードオフの関係にあることが実証される．

また，${}^{\mu}_{\iota}\chi(T)$ を固定したとき，$\iota$ が小さいほど ${}^{\mu}_{\iota}F(T)$ は大きい傾向にあることが確認できる．$\iota$ が小さい場合




**図–8** $\mathcal{A}$ と $\mathcal{B}$ の図示




**図–9** $(\chi_0, F_0) = (0.44, 0.39)$ 下の最適施策の検討

は観測される健全度と期待される健全度の差が小さい場合であってもトリガーが発動するため，トリガーの発動が高い頻度で発生し，そのようなトリガーの発動に伴う保険金は少額であることから，この支払いに起因する不確実性の低減効果は小さい．以上のことから，単位保険料に対する，$i-\tilde{i}$ が小さい場合のトリガー発動に伴う不確実性の低減効果は小さいことが推測される．つまり，$\iota$ が大きい施策の方が保険料という観点においては効率的である．しかし，それぞれの $\iota$ ごとに ${}^{\mu}_{\iota}\chi(T)$ の上限が存在し，その上限は $\iota$ が大きいほど小さいため，ある ${}^{\mu}_{\iota}\chi(T)$ を達成しようとした場合，より小さい $\iota$ を選択する必要がある場合がある．

例として，$(\chi_0, F_0) = (0.44, 0.39)$ について考察する．この場合における最適施策とは，式 (40) より $f^{-1}(\{({}^{\mu}_{\iota}\chi(T), {}^{\mu}_{\iota}F(T)) \mid {}^{\mu}_{\iota}\chi(T) \geq 0.44, {}^{\mu}_{\iota}F(T) \leq 0.39\})$ により与えられる．引数である部分集合は**図–9** の右図の着色部分により与えられる．また，最適施策は**図–9** の左図の着色部分により与えられ，$\iota = 1$ では 1 施策，$\iota = 2$ では 2 施策，$\iota = 3$ では 2 施策存在する．この最適施策の集合に属する施策をとった場合，${}^{\mu}_{\iota}\chi(T) \geq 0.39$ かつ ${}^{\mu}_{\iota}F(T) \leq 0.44$ となることが期待されることから，施策として一定水準が保証されているといえる．しかし，これらの施策に対して，${}^{\mu}_{\iota}\chi(T)$ は $\iota$ によって大きく値が異なることはない．一方で，$\iota = 3$ である場合の ${}^{\mu}_{\iota}F(T)$ は，$\iota = 1, 2$ である場合の ${}^{\mu}_{\iota}F(T)$ に対して小さい傾向にある．この事実より，$\iota = 1, 2$ ではなく $\iota = 3$ を選択することは，${}^{\mu}_{\iota}\chi(T)$ の値に大きな影響を与えずに ${}^{\mu}_{\iota}F(T)$ を小さくできるといったような追加的な考察を行うことも可能である．

実際は，$(\chi_0, F_0)$ は $\mathcal{B}$ の形状の考察を通じて与えら

れると考えられる．加入者の財務状況を踏まえた上で，$\iota, \mu$ を変化させた際の ${}^{\mu}_{\iota}\chi(T), {}^{\mu}_{\iota}F(T)$ の挙動を考慮し，より小さい ${}^{\mu}_{\iota}F(T)$ でより大きい ${}^{\mu}_{\iota}\chi(T)$ を実現する施策の検討を行うことが求められる．以上は期待値ベースでの議論となるため，期待値として高い不確実性の低減の効果が見込まれる施策は，施策としては高い水準であると判断できるが，一方でそのような施策は結果に対して大きな不確実性を抱えていることに注意しなければならない．つまり，劣化が想定より進行しなかった場合は保険金の支払いが受けられず，保険金の掛け捨てが発生する．保険である以上このようなリスクは一定程度受容しなければならないが，事業者としてどの程度のリスクであれば受容できるかも施策の決定に影響を与えるといえる．

## 6. 留意事項

前章までは主に加入者（被保険者）である事業者からの視点でパラメトリック型保険の適用可能性について論じた．維持更新費用の不確実性が抑えられることが把握できたことから，十分な適用可能性を有するものと考えられる．ただし，実務上では付加保険料の分だけ維持更新用が増大することに留意されたい．これを実現していくためには，保険を提供する保険者側からの検討も必要である．保険会社の脅威となる集積リスクに関しては前述したとおり，本研究で取り扱うリスクに関しては問題ないものと考えられる．他方，モラルハザードと逆選択，トリガーとなる健全度の透明性などに関しては依然課題があるため，以下に課題を整理していく．

### (1) モラルハザードと逆選択

保険には常にモラルハザードと逆選択の問題が発生する．本研究の場合，モラルハザードは健全度を低下させないことに関して，加入者である事業者が保険金目当てにある種の妥協を示すことである．逆選択は事業者が加入前に予想外（計画外）の老朽化が発生することを見越して当該パラメトリック型保険に加入することが該当する．

モラルハザードについては，社会基盤施設の維持管理に最善を尽くすことは事業者の使命の 1 つともいえるため，このような事象が生じることは想定しにくい．しかし，保険商品を販売する以上，ある程度モニタリングが必要なものと考えられる．予想外の範囲まで劣化速度を故意に高める行為，もしくは高まったことを放置する行為を防止するには，第三者機関などによる日々の日報や点検結果・維持管理体制などの監査が必要となる．ただし，既存の火災保険のモラルハザード防止では，上記のような第三者機関などによる監査は行われていない．体制等の確保が困難であるし，保険導入のために監査コストを大幅に増加させるのは本末転倒となる．デジタル技術などを用いた，コストのかからない監査が十分に検討されるべきものと考えられる．

逆選択に関しては，事業者に劣らない劣化予測などの知見が保険会社側に必要となるであろうし，事業者の保有する社会基盤施設の健全度や維持管理状況を加入時に保険会社側が取得・評価する仕組みが必要となる．例えば，公共施設等運営権の入札では入札の前に大量のデータが応札者に開示される．このパラメトリック型保険においても同様に，保険会社への事業者からの点検結果・維持管理状況などを開示する仕組みが必要となるものと推察される．前述したモラルハザードを防止するための第三者機関による保険加入前の監査と保険会社への監査結果の公表も有効と考えられる．

### (2) データの透明性の担保

本研究で用いた健全度という指標は透明性に関して若干問題を抱えている．一般に公表されるのが稀な指標であり，かつ，点検基準も事業者によって異なる場合もある．さらに点検結果には，点検員の個人差があるものと推察される [24]．理想的には誰が行っても同様の結果が導出される健全度の算出方法の開発が必要であり，点検結果を保険会社がバイアスなく入手できる仕組みが必要である．現在，点検は事業者が行っている事業であり，加入時および加入後に保険会社に開示される健全度に虚偽があったとしてもそれを見破る術は保険会社側には存在しない．

上述の課題を解決する方法として，社会基盤施設に対する目視点検の一部をヘルスモニタリングで代替することが考えられる．杉崎等は数多くのヘルスモニタリング手法を如何に実装していくかをまとめている [25]．ここでも指摘されているとおり，社会基盤施設の変状や損傷を検知する技術は数多くの研究業績がある一方，実装に至って点検等に実用化された事例は少ない．こうした技術の実装・横展開による点検技術の標準化がパラメトリック型保険の成立にもつながるものと考えられる．また，バイアスなく点検結果を入手する仕組みとしては，第三者機関による点検および結果の公表が考えられるが，それ以外にもブロックチェーン技術を用いた点検データベースの構築などが考えられる．矢部らはすでに法面に関して，ブロックチェーンを用いたデータベースの構築に着手している [26]．この仕組みにより，点検結果のインプット後は，データの透明性が確保され，保険会社も事業者の点検データを安全なものとして取り扱うことができる．ただし，点検データの入力の際に事業者の職員個人による改ざんがあった

場合は，その限りではないため，やはり第三者機関による点検や監査もセットでこれらの仕組みを導入する必要がある．

### (3) ベーシスリスク

パラメトリック型保険の課題としてよく指摘されるのが，実損の額（ここでは修繕費用の差異）と，設定された保険金の乖離を指すベーシスリスクである[27]．損害額と相関性が高い指標を利用したとしても，指標で定められた支払保険金と実損には乖離が発生する可能性がある．現商品では，一度保険金を支払った後，損害調査を実際に行い，調査完了後，支払保険金の補正を行っているケースがある．データが未熟なうちはこのような仕組みが必要となる．しかし，その一方で，パラメトリック型保険の特徴の１つである損害調査が不要になることによる迅速な支払いというメリットを棄損することとなる．このようなベーシスリスクを回避するためには，より多くの点検データを蓄積し，損害額と相関性がさらに高い指標を導出し，ベーシスリスクを小さくすることが必要となる．そのためには，数多くある点検データを１つのデータベースに保存し，ビッグデータ分析ができる体制が必要となる．現在，トンネルや橋梁では，5 年に一度の近接目視点検が義務化されたことにより，国土交通省によって全国の点検データが収集されている．この点検データを用いた劣化に関するベンチマーク分析を実施して，保険の対象となる事業者が全国平均や同じ規模の事業者と比較して，相対的にどの程度劣化が速い社会基盤施設を保有しているかを予めモニタリングできるような仕組みも有効である．本研究では議論を簡略化するために，比較的損害額と相関性の高い橋梁部材を事例として取り上げたが，仮にそのようなデーターベースやベンチマークシステムが構築され，単一の指標で損害額を表現することが港湾・水道・下水道・空港など，他の分野でもできるようになれば，パラメトリック型保険の社会基盤施設分野全体への適用の可能性は進むものと考えられる．

### (4) シナリオの実現唯一性

本研究では，保険はリスクの空間的な移転が可能であることを指摘した上で，支払即時性に優位性を持つパラメトリック型保険の付保によるリスクの時間的な移転について検討した．社会基盤施設の劣化過程は不確実性を孕むため，劣化過程や維持更新費用の想定からの乖離は年度により様々である．ただし，乖離が想定内に収まる場合，保険に加入せずとも事業者自身による維持更新費用の時間的な平準化は可能であると考えられる．乖離の程度が事業者で対処可能な範囲内であればよいが，突発的な劣化の進展が生じ，維持更新費用の一時的な増大に伴う費用負担に耐えられない場合は本保険の付保が効果的である．**図–6** の未加入の推移は，維持更新費用の時間的な平準化が自動的に実現されることを示唆しかねない．しかし，実際に事業者が経験するシナリオはシミュレーションにより考え得る複数の結果のうちの一つにすぎないため，想定以上の維持更新費用が発生し続ける場合もある．保険が付保されれば，そのような状況においても補償されるため，当初の想定より大きく乖離した維持更新費用の負担のすべてまたは一部が回避できる点にも本保険の優位性を確認できる．一方で，想定以下の維持更新費用が発生し続ける場合には，修繕費自体は低額で済むが，保険料の支払いにより，維持更新費用は当初の想定に比べてそれほど低額にはならない．いずれの場合でも，保険の付保は当初の想定から大きく乖離しない維持更新費用を実現するための手段であり，当初の想定を正確に見積もることが当然のことながら最重要事項となる．またこのことが結果的に，保険の設計に必要となる点検データの信頼性や透明性の担保につながり，同時にモラルハザードの回避につながる．

## 7. おわりに

本研究では，劣化過程の不確実性に伴う維持更新費用の不確実性を本研究で取り扱うリスクと定義し，このリスクを軽減する手法を検討した．リスクコントロール・リスクファイナンスの２つの手法のうち，主にリスクファイナンスについて検討を行い，リスクファイナンスの事前・事後の措置のうち，事前措置の一つである保険について考察を進めた．この過程の中で，トリガーとなる事象が生じた場合に即時に支払いを行うパラメトリック型保険の適用可能性を論じ，目視点検データとマルコフ劣化ハザードモデルを用いてシミュレーションを行った．検討の結果，パラメトリック型保険の特徴の１つである支払即時性の優位性が示され，かつ，維持更新費用の不確実性の効果を示すことができた．後者に関しては，保険料とのトレードオフ関係も示し，最適施策に関する考察も検証した．最後に，本パラメトリック型保険が成立するための課題として点検データ等の透明性を指摘した．第三者機関の設置，ブロックチェーンやヘルスモニタリングなどが解決策の方向性の１つとなるものと考えられる．

本研究に関して残された課題がいくつか存在する．第一に，本研究においては簡単のために付加保険料を無視し，純保険料のみを検討している点があげられる．本来であれば，収支相当の原則に基づいて算定される支払保険金の現価の期待値に対応した純保険料に加え，保険会社の運営のための付加保険料が徴収される．その

ため，保険に加入した場合の支出額は，未加入の場合に比べて付加保険料分高額となる．付加保険料を考慮したスキームでは，付加保険料が保険加入により期待される不確実性の低減の度合いを優位に上回る場合，保険に加入しない判断が選択肢となりうる．実務に適用する際は，本研究で取り上げた条件に加え，付加保険料を考慮した上での最適施策を検討する必要がある．第二に，本研究においては運用を考慮していないため現価率を 1 としていることがあげられる．徴収した保険料を運用することで，保険料の低廉化が見込まれる．本保険の保障の対象は公共性が高い社会基盤施設であるため，確定利付債などの安定性の高い運用が適すると考えられる．第三に，ハザード率が加入から十分時間が経過した後も一定であることがあげられる．社会基盤施設の劣化はハザード率を与えた上でシミュレーションにより再現しているため，健全度の推移のミクロなばらつきは表現できる．しかし，マクロな視点で施設全体の劣化を観察した場合，ハザード率が時間に関して一定である場合は施設の平均的な劣化は一様となる．実際は，時間の経過や修繕の実施などによってハザード率は変化すると考えられる．本スキームでは加入当時に推定されるハザード率をもとに保険期間全体の保険料を算出しているため，より精緻な保障の実現のためにはハザード率が時間に応じて変化することを考慮することが求められる．

**謝辞：**本研究は，国立研究開発法人科学技術振興機構，科学技術イノベーション政策のための科学 研究開発プログラム「科学的エビデンスに基づく社会インフラのマネジメント政策形成プロセスの研究（研究代表者，貝戸清之）」の助成を受けて実施した．ここに感謝の意を表する．

### 参考文献


1) 稲垣博信，水野裕介，藤野陽三，河村圭：地方自治体における橋梁の維持管理の状況と投資効果に関する調査検討，土木学会論文集 F，Vol.66，No.3，pp.351-359，2010.
2) 神尾文彦，稲垣博信，北崎朋希：社会インフラ　次なる転換ー市場と雇用を創る，新たなる再設計とは，東洋経済新報社，2011.
3) 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.
4) 小濱健吾，岡田貢一，貝戸清之，小林潔司：劣化ハザード率評価とベンチマーキング，土木学会論文集 A，Vol.64，No.4，pp.857-874，2008.
5) 例えば，大峰秀人，吉川弘道，矢代晴美，大滝健：リスクファイナンスのための線状施設の地震リスク評価，土木学会論文集 F6，Vol.67，No.1，pp.14-26，2011.
6) 宮本文穂，河村圭，中村秀明：Bridge Management System(BMS) を利用した既設橋梁の最適維持管理計画の策定，土木学会論文集，No.588/VI-38，pp.191-208，1998.
7) 貝戸清之，保田敬一，小林潔司，大和田慶：平均費用法に基づいた橋梁部材の最適修繕戦略，土木学会論文集，No.801/I-73，pp.83-96，2005.
8) 織田澤利守，石原克治，小林潔司，近藤佳史：経済的寿命を考慮 した最適修繕政策，土木学会論文集，No.772/IV-65，pp.169-184，2004.
9) 青木一也，小田宏一，児玉英二，貝戸清之，小林潔司：ロジックモデルを用いた舗装長寿命化のベンチマーキング評価，土木技術者実践論文集，Vol.1，pp.40-52，2010.
10) Thao, N., D., Aoki, K., Kato, T., Toan, T., N., Kobayashi, K. and Kaito, K.: A practical process to introduce a customized pavement management system in Vietnam, *Journal of JSCE, F5 Division*, Vol.3, pp.246-258, 2015.
11) 内閣府：平成 25 年度年次経済財政報告（経済財政対策担当大臣報告）–経済の好循環の確立に向けて–，pp.333-394，2013.
12) 例えば，内閣府：平成 26 年防災白書，2014.
13) 小林潔司，横松宗太：災害リスクマネジメントと経済評価，土木計画学研究・論文集，Vol.19，No.1，pp.1-12，2002.
14) OECD: Disaster Risk Assessment and Risk Financing, 2012.
15) 内田傑，平田輝満，松野由希，尹鍾進，末吉徹也：交通施設の災害復旧に対するリスクファイナンスと公的負担制度に関する現状と課題，運輸政策研究，Vol.12，No.2，pp.66-72，2009.
16) 内閣府：我が国経済の災害リスクマネジメント力向上に向けて，2017.
17) 総務省：地方公営企業が会計を整理するに当たりよるべき指針，2012.
18) スイス・リー・インスティテュート：企業保険：イノベーションによる保険引受可能性の範囲拡大，sigma No.5/2017.
19) 岩田恭彦：家計分野の火災保険における保険価額評価の実務にかかる考察，保険学雑誌，643 号，pp.155-178，2018.
20) 金融庁監督局保険課：保険商品審査事例集，2020.
21) 貝戸清之，小林潔司：マルコフ劣化ハザードモデルのベイズ推定，土木学会論文集 A，Vol.63，No.2，pp.336-355，2007.
22) 小林潔司，小濱健吾：リスク・アセットマネジメントのための統計数理，電気書院，2019.
23) 水谷大二郎，小濱健吾，貝戸清之，田中晶大：集計的劣化過程モデルによる高速道路橋 RC 床版の劣化総合評価，土木学会論文集 F4，Vol.73，No.3，pp.50-69，2017.
24) 小林潔司，貝戸清之，林秀和：測定誤差を考慮した隠れマルコフ劣化モデル，土木学会論文集 D，Vol.64，No.3，pp.493-512，2008.
25) 杉崎光一，家入正隆，北原武嗣，長山智則，河村圭，松田浩：維持管理のイノベーションのためのモニタリング実装方法に関する研究，土木学会論文集 F3，Vol.73，No.2，pp.II_17-II_32，2017.
26) 矢部嘉人，嶋田拓斗，舛谷拓也，前田佐嘉志，廣重法道，高橋伸弥，奥村勝，鶴田直之：道路法面点検データの公開に向けたブロックチェーンを用いたデータの信憑性担保の研究，情報処理学会第 80 回全国大会講演論文集 2018(1)，pp.569-570，2018.
27) 濱田和博：パラメトリック保険の現状と課題，損保総研レポート，Vol.129，2019. `https://www.sonposoken.or.jp/reports/wp-content/uploads/2019/12/sonposokenreport129_1.pdf`（参照 2021/04/21）


**(Received 30, 2020)**

**(Accepted ?? ??, 202?)**

# APPLICABILITY OF PARAMETRIC INSURANCE TO THE MAINTENANCE OF INFRASTRUCTURE

Hironobu INAGAKI, Takuho YAMAGISHI and Kiyoyuki KAITO

The increase of costs for maintaining and renewing infrastructure due to deterioration is a long-standing issue. Especially, it is practically important to secure long-term funds, but there exist uncertainties in the deterioration process of infrastructure, so we cannot ignore the difference between the budget for maintenance and renewal and the actual cost that would increase due to unexpected deterioration. Accordingly, it is indispensable to take measures for reducing the uncertainties in the costs for maintenance and renewal caused by the uncertainties in the deterioration process of infrastructure. In this study, the authors discuss the applicability of infrastructure insurance to the maintenance of infrastructure from the viewpoint of risk finance. In detail, we focus on parametric insurance, which has immediacy and can pay insurance premium immediately after a triggering event happens, predict the deterioration of actual bridges based on inspection data, carry out numerical simulation based on the prediction results, and examine the effects of the insurance.