

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

山本浩司¹・青木一也²・貝戸清之³・小林潔司⁴

¹正会員 中日本高速道路株式会社東京支社 保全サービス事業部 (〒105-6010 港区虎ノ門4-3-1)
E-mail:k.yamamoto.af@c-nexco.co.jp

²正会員 株式会社パスコ 研究開発センター (〒153-0043 目黒区東山2-8-10 目黒ビル別館1F)
E-mail:kazuya_aoki@pasco.co.jp

³正会員 大阪大学特任講師 大学院工学研究科グローバル若手研究者フロンティア研究拠点 (〒565-0871 吹田市山田丘2-1)
E-mail:kaito@ga.eng.osaka-u.ac.jp

⁴フェロー会員 京都大学教授 経営管理大学院 (〒606-8501 京都市左京区吉田本町)
E-mail:kkoba@psa.mbox.media.kyoto-u.ac.jp

本研究では、社会基盤施設を支援する大規模情報システムのアセットマネジメントを目的として、システムのサービス停止がもたらす社会的影響を考慮した情報システムの動的故障解析モデルを提案した。その際、情報システムを構成する機器の劣化過程を、ランダム比例ワイブル劣化ハザードモデルにより記述する。さらに、機器の故障がシステムのサービス水準に及ぼす影響をフォールトツリーを用いて表現する。その上で、機器の故障率の変化が、情報システムの信頼性（故障の発生確率とその影響度）と期待ライフサイクル費用の時間的な推移過程に及ぼす影響を、モンテカルロ・シミュレーションにより分析する。さらに、本研究で提案した動的故障解析モデルを、高速道路の中央交通管制システムに適用し、モデルの有効性を実証的に検証する。

Key Words : *dynamic fault tree analysis, hazard model, Monte Carlo simulation, asset management*

1. はじめに

土木施設をはじめ、大型の社会基盤施設では、オペレーションの効率化や利用者への迅速な情報提供を目的として、各種のモニタリング機器、情報処理・出力装置が設置され、それらの情報はネットワークを經由して相互に伝達される。社会基盤施設の規模に伴い、情報施設の規模も大きくなる。このような情報施設のアセットマネジメントで留意すべき点として、1) 情報施設が膨大な数の設備群で形成される複雑な階層構造を有すること、2) 階層構造の最下層に位置する設備の故障が施設全体の故障に発展する可能性があること、さらに3) 各機器の劣化が進展することにより、システム全体の信頼性が動的に変化することがあげられる。

従来より、フォー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機器で構成されるが、これらの機器の故障は、偶発系故障と消耗系故障に分類することができる。中でも、消耗系故障は要素や機器の劣化により発生する。したがって、システムが更新された時点から、稼動時間が増加するに従って、機器が故障する確

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的故障解析が必要となる。

一般に、情報システムのアセットマネジメントでは、情報システムの更新戦略を検討することが重要な課題となる。その際、情報システムの更新費用や保守費用の総和（ライフサイクル費用）と、システムの故障確率が重要な評価指標となる。情報システムの保守業務において、機器の故障が発見されれば、直ちに新しい機器に交換される。しかし、システムの導入より一定時間が経過すれば、機器の在庫が枯渇したり、技術的対応に時間が必要となり、補修のための調整費用が増加する。それと同時に、システムの復旧時間が長期化し、システムの故障がもたらす社会的影響度が大きくなる。そこで、本研究では、前述のライフサイクル費用、故障確率に加えて、システムの故障がもたらす社会的影響度も、システムの更新戦略を検討するための評価指標として取り上げる。

以上の問題意識の下に、本研究では、大規模情報システムを構成する機器の故障確率の時間的な変化をハザードモデルにより表現した上で、情報システム全体の故障発生事象をフォールトツリーで表現し、機器の故障確率の時間的な変化に伴ってシステム全体の故障率の時間的な変化を分析する方法論を提案する。さらに、情報

システムの動的故障解析モデルを用いたモンテカルロ・シミュレーションにより、システムの期待ライフサイクル費用、社会的影響度の動的変化を分析する方法論も提案する。以下、2. で本研究の基本的な考え方を説明する。3. では、中央交通管制システムの故障事象を静的フォールトツリーを用いて表現する。4. では、機器の故障過程をハザードモデルにより定式化し、システムの動的故障解析モデルを提案する。5. では、高速道路の交通管制システムを対象とした適用事例を示す。

2. 本研究の基本的な考え方

(1) 従来の研究概要

本研究では、機器の故障過程をハザードモデルで表現するとともに、これらの故障過程がシステム全体の機能レベルの故障に及ぼす影響を動的故障解析モデルを用いて分析する。機器の統計的故障解析に関しては、ハザードモデル^{1),2)}を用いた研究事例が蓄積されている。また、アセットマネジメントの分野においても、多段階指数ハザードモデルをはじめとして、いくつかの新しい劣化ハザードモデル³⁾⁻⁵⁾が提案されている。情報システムの故障過程を分析する場合、機器の故障事象は、故障の有無という2値情報で表現されるため、伝統的なハザードモデルの適用が可能である。情報システムの機器の故障は、機器の劣化とは関係なく故障が発生する偶発的故障と、劣化が原因となって発生する消耗系故障に大別される。本研究では、偶発的故障の発生過程を指数劣化ハザードモデル、消耗系発生過程をワイブル劣化ハザードモデルを用いて表現する。すでに、貝戸らは、交通管制システムが、膨大な種類の機器類で構成されていることに着目し、多品種・少数の機器群の故障過程をモデル化するために、ランダム比例ワイブル劣化ハザードモデル⁶⁾を提案している。本研究では、大規模情報システムの機器の故障過程を、貝戸らが提案したランダム比例ワイブル劣化ハザードモデルを用いて表現することとする。

一方、フォールトツリー分析に関しても、膨大な研究の蓄積⁷⁾があり、原子炉故障解析をはじめとして数多くの適用事例が存在する。土木工学の分野でも、すでに適用事例がいくつか見出せる^{8),9)}。これらの研究では、個々の要素の故障（損傷）確率が、システム（構造物）全体の故障確率に及ぼす影響を分析し、システム（構造物）の信頼性や冗長性を分析することに主眼が置かれている。これに対して、システムの機器の劣化に伴う故障率の増加が、システム全体の信頼性や利用者や社会に及ぼす影響を分析することを目的とした動的故障解析に関してはそれほど研究が蓄積されていない。システムの動的故障解析に関しては、簡単な構造を有

するシステムを対象とした分析のみが行われているのが実情である¹⁰⁾。本研究が対象とする大規模情報システムでは、消耗系故障が発生した機器が逐次交換される特性を有しており、システムの信頼性の動的過程を解析的に検証することは極めて困難である。

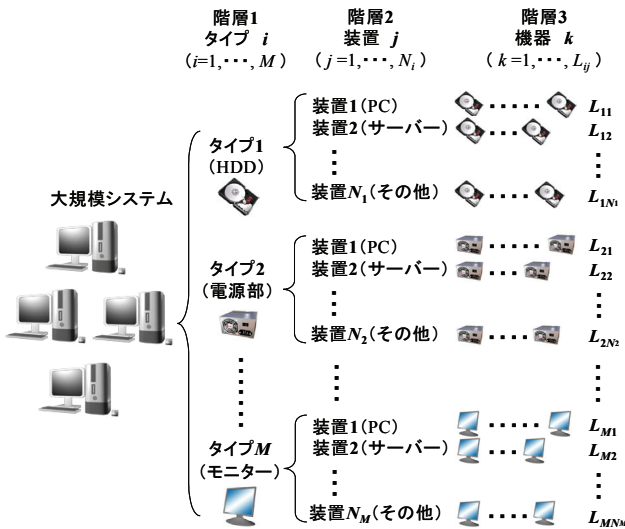
本研究では、ハザード率が異なる多様な機器で構成されているような実際的な情報システムを対象として、実用的な動的故障解析モデルを提案することを目的とする。このような問題意識に基づいて、本研究ではモンテカルロ・シミュレーションにより個々の機器の故障事象の生起状況に関するサンプル過程を発生させることにより、システム全体の動的故障解析を実施する方法論を提案する。

(2) 情報システムのアセットマネジメントの課題

交通管制システムのような大規模情報システムのアセットマネジメントを実施する場合、情報システムの構造的、機能的な複雑性を考慮した検討が不可欠である。大規模情報システムのアセットマネジメントは、1) 機器レベル、2) システムレベル、3) 機能レベルという3つのレベルで構成される。すでに、筆者らは、機器レベルを対象として、ランダム比例ワイブル劣化ハザードモデルを用いて、システムを構成する個々の機器の故障確率と、その時間的推移過程について分析している⁶⁾。本研究では、2) システムレベル、および3) 機能レベルにおけるアセットマネジメントを対象とする。

システムレベルのアセットマネジメントでは、サブシステム、機器群の故障確率を分析するとともに、各々の故障がシステム全体の機能障害に及ぼす影響の重大性に着目して、各サブシステム、機器群の保全戦略を検討することが重要な課題となる。具体的には、機器レベルで検討した故障解析モデルを用いて、サブシステムやシステム全体の故障解析を実施し、情報システムの信頼性について検討する。その上で、システムの信頼性とライフサイクル費用の関係を分析し、システムの望ましい信頼性水準を検討することが求められる。

一方で、機能レベルのアセットマネジメントでは、情報システムの故障解析だけでなく、情報システムの陳腐化に関する検討が必要となる。本研究では、情報システムの陳腐化を検討する際、機器や部品の取り換えのために発生する取引費用の増加という現象に着目する。なお、情報システムの機能そのものの陳腐化に関しては、情報システムに対するニーズや価値に関する分析が不可欠である。本研究は、情報システムの故障リスク、維持補修のためのライフサイクル費用の分析に焦点を置いており、情報システムの機能的陳腐化に関する議論については、別の機会に改めて発表したいと考える。



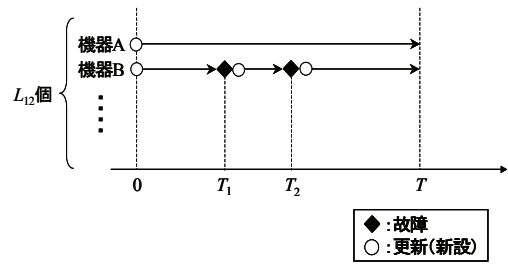
注) 大規模システムは M 個のタイプの機器群で構成される。また、タイプ i ($i = 1, \dots, M$) の機器は、 N_i 個の装置に用いられる。さらに、装置 j ($j = 1, \dots, N_i$) には、タイプ i の L_{ij} 個の機器が用いられており、各機器を添え字 k ($k = 1, \dots, L_{ij}$) で表す。

図-1 情報システムの機器構成⁶⁾

(3) 情報システムの故障過程

情報システムの故障事象の発生過程をモデル化する。ただし、本節は参考文献⁶⁾に記載済であるが、読者の便宜を図るために再掲することを予め断っておく。いま、情報システムを構成する機器群を、図-1に示すように、1) タイプ、2) 装置、3) 機器という3つの階層レベルに整理する。「タイプ」は、ハードディスク (以下、HDDと略す)、電源部、処理部、モニター等、機器の種類が該当する。情報システムは M 種類のタイプの機器で構成されており、各機器のタイプを添え字 i ($i = 1, \dots, M$) で表す。さらに、タイプ i の機器は、 N_i 個の「装置」で利用されており、装置の種類を添え字 j ($j = 1, \dots, N_i$) で表す。例えば、本研究の実証分析の対象とする交通管制システムで使用される HDD の場合、異なる9つの部局において、パーソナルコンピュータ (PCと略す)、サーバ、その他という3種類の異なった用途で利用されている。したがって、 $N_1 = 9 \times 3 = 27$ となる。当然ながら、装置により、「機器」の利用方法が異なるため、故障の発生確率も異なる (27通り存在する)。さらに、装置 j には L_{ij} 個のタイプ i の機器 k ($k = 1, \dots, L_{ij}$) が用いられている。各タイプ、各装置を構成する機器のハザード率は異質であると考えられる。しかし、各装置を構成する同種のタイプの機器の故障過程は、同質のハザード率を用いて表現できると考える。なお、この場合には機器の総数は $\sum_{i=1}^M \sum_{j=1}^{N_i} L_{ij}$ となる。

故障履歴データ: タイプ1 (HDD), 装置2 (サーバー)

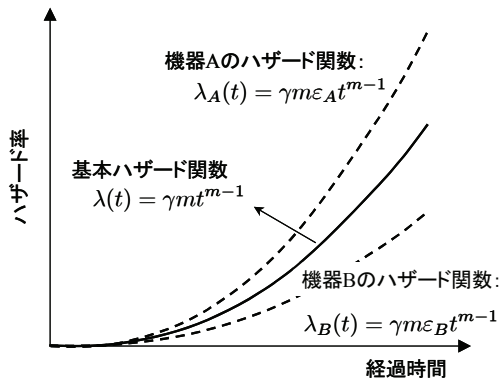


注) 故障履歴データベースには、各機器ごとに、初期時点から故障が発生した時点に関する情報が記載されている。

図-2 故障事象の履歴データ⁶⁾

ここで、時点 $t = 0$ から、無限遠に続く連続時間軸を導入する。時点 $t = 0$ に、情報システムが、すべて現有的システムに更新されたと考える。時点 $t = 0$ から、各機器の劣化が進展する。機器が故障すれば、直ちに新しい機器に交換される。交換される機器は、故障した機器と同様の性能を有すると仮定する。いま、時点 $t = 0$ から、時間 T が経過した時点 $t = T$ に着目する。この時、各機器に関して、図-2に示すような故障履歴が得られたと考える。図の例では、タイプ1 (HDD) に分類される装置2 (サーバー) の故障履歴を例示している。装置2は、 L_{12} 個の機器で構成されている。このうち、機器Aは、時点 $t = 0$ から一度も故障していない。機器Aに関して、観察された使用時間は T であり、当該機器の寿命は少なくとも使用時間 T より長いことが理解できる。一方、同図の機器Bの場合、すでに時点 T_1, T_2 において故障している。最初の故障時点までの寿命は $\zeta = T_1$ であり、2回目の故障時点までの寿命は $\zeta = T_2 - T_1$ となる。

このとき、各タイプの機器が、消耗故障系の故障特性を有すると考える。消耗故障系機器では、図-3に示すように、直近の更新時点からの経過時間が長くなるほど、故障の発生確率 (ハザード率) が大きくなる。このような消耗故障系機器の寿命分布が、ワイブル分布に従うと仮定する。さらに、異なる装置を構成する機器のハザード率が、時間の関数として図-3に示すように異なる関数で表現できると考える。このようなハザード率の時間的変化を表した関数をハザード関数と呼ぶ。ここで、各装置のハザード関数が、ある基準となるハザード関数に対して、互いに定数倍に拡大、もしくは縮小した関係にあると考える。このように互いに相似的な拡大・縮小関係にあるハザード関数群を表現するモデルを、比例ハザードモデルと呼ぶこととする。各装置を構成する各タイプの機器の故障過程が、互い



注) 消耗系故障機器では、時間の経過とともに単位期間当りの故障の発生確率（ハザード率）が増加する。情報システムは多くの種類の機器で構成されており、装置によって故障の発生確率が異なる。このような装置ごとのハザード率の異質性を表現するためにランダム比例ワイブル劣化ハザードモデルを用いる。

図-3 消耗故障系機器の故障過程⁶⁾

に比例ハザードモデルで表現できる場合、ハザード率の異質性をハザード関数の比例定数の確率分布で表現することができる。

情報システムは、数多くの装置で構成されるが、各装置を構成する機器の数は十分でない場合が多い。ランダム比例ワイブル劣化ハザードモデルは、基準となるワイブル劣化ハザード関数のパラメータと、タイプ、装置間における比例定数の異質性分布を表す確率分布のパラメータを推計することにより、タイプ、装置間のハザード率の異質性を容易に表現できる。一方、ワイブル劣化ハザード率の異質性が比例ハザードモデルで表現できない場合、タイプ、装置ごとに異なるワイブル劣化ハザードモデルを推計することが必要となる。しかし、各装置を構成する機器の数が少ない場合、ワイブル劣化ハザードモデルを推計することが困難となる。

以上のことを考慮すれば、装置間の劣化過程の異質性をハザード関数の比例定数の確率分布として表現可能なランダム比例ワイブル劣化ハザードモデルは、多品種・少数の機器構成を有する情報システムの故障過程を表現するために優れた性質を有しているといえる。

(4) 情報システムのリスクマネジメント

本研究の分析対象とする中央局システムは、交通管制システムと施設制御システムから構成される。交通管制システムは、交通管理業務の中核として、高速道路上で発生する様々な形態の交通障害事象に的確に対応するための情報収集と情報提供を担うシステムである。例えば、気象情報や交通量、渋滞情報等を予測し、情

報板等を通じて利用者へそれらの情報を伝達する。施設制御システムは、高速道路上にある設備を監視・制御することにより、設備の障害を防止し正常に機能させることを主な役割としている。交通管制システムの場合には、交通管制情報を情報板、情報ターミナルという情報提供装置を通じて利用者に提供することを目的としている。一方で、施設制御システムは、高速道路上の設備の障害に関する情報を、設備の維持管理部局やオペレーション機器に提供することを目的としている。そこで、システムの機能を、「情報の最終利用者に対して、情報を的確に伝達すること」と定義する。情報システムがこのような機能のすべて（もしくは、その一部）を達成できない場合、システムの機能に障害が発生することになる。

本研究では、中央局システムの機能障害のレベルを、それがもたらす情報システムの障害の重要度に着目して、1) すべての情報提供装置に対して情報が提供できない（重要度1）、2) すべての情報提供システムに対して一部の情報提供ができない（重要度2）、3) 一部の情報提供装置に対して情報提供ができない（重要度3）、4) 一部の情報提供装置に対して一部の情報提供ができない（重要度4）という4つのカテゴリーに分類する。重要度1の障害が発生した場合、情報提供装置が稼働せず、必要な情報が最終ユーザーに伝達されない。重要度2の場合、情報提供装置は停止しないが、必要な（かつ重要な）情報の一部が最終ユーザーに伝達されない。このうち、本研究では、重要度1、重要度2のシステム障害をもたらす故障事象のみに着目する。もちろん、本研究で提案する方法論を用いて、重要度3、重要度4のシステムの機能障害リスクを分析することができる。

さらに、情報システムの機能障害リスクを、1) 機能障害の発生確率と2) 期待影響度という2つの評価指標を用いて評価する。情報システムの機能障害の発生確率は、情報システムが稼働している期間中の各時点において、重要度1の機能障害（あるいは、重要度2の機能障害）が発生する確率を意味する。現実には、情報システムを構成する機器の故障発生過程には多くの不確実性を含んでいることから、機能障害の発生確率をゼロとすることは不可能であり、発生確率をある一定の許容値以下の水準に抑制することが課題となる。一方、システムの機能障害が発生しても、それが短時間で修復される場合には、社会や利用者には及ぼす影響が、それほど大きくない場合もある。しかし、機能障害が継続すれば、社会や利用者には及ぼす影響度は甚大となる。情報システムの導入時点から時間が経過するほど、代替の機器の入手が困難になったり、機器の調整に手間取ったりするなど、システムの機能障害が継続する時

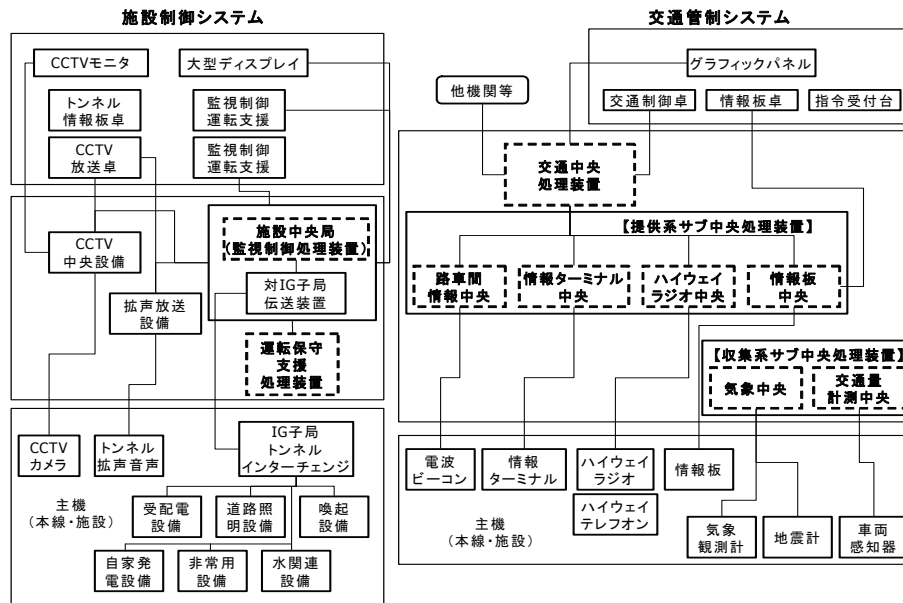


図-4 中央局システム系統図

間が長くなる。本研究では、システムの機能障害が社会や利用者にもたらす影響の度合いを「影響度」という評価指標で表現する。3.(3)で述べるように、システムの機能障害をもたらす影響度は、機能障害の継続時間の関数として表現される。システムの機能障害が継続する時間は、機能障害の原因となった機器のタイプに依存する。そこで、リスク管理指標として、期待影響度という評価指標を用いることとする。すなわち、情報システムのリスクマネジメント目標として、システムの機能障害の期待発生確率、期待影響度がある一定水準以下に抑制することが必要となる。

3. 静的フォールト・ツリー分析

(1) 分析の目的

本研究の分析対象とする中央局システムは、交通管制システムと施設制御システムから構成される。中央局システムの系統図を図-4に示す。交通管制システムは、7つのサブ中央局で構成され、高速道路上に設置された情報板や情報ターミナルへの情報提供及び気象観測設備等による情報収集を行っている。一方、施設制御システムは、施設中央局（監視処理制御装置）と運転保守支援処理装置で構成され、トンネル内やインターチェンジ部等に設置された道路照明や非常用設備、CCTVカメラ等を監視・制御している。

中央局システムは、道路管制センターにおいて取り扱うデータの管理と処理を一元的に行っている。中央局システムは数多くの装置や機器から構成されているが、それらが設置されてからの経過時間が増加すると

ともに、故障発生確率が高くなりシステム全体のリスクも増加することが懸念される。さらには、将来の交通需要の増加、新設道路の開通に伴い、管理路線延長の増加によるシステムへの負荷が増加する可能性がある。このため、現行システムの故障発生メカニズムを明確にして管理リスクの計量化を行うとともに、将来のシステム更新計画を立案することが必要となっている。

本研究では、高速道路中央局システムを対象としてフォールト・ツリーを作成する。その際、頂上事象として、2.(4)で言及したように、重大度1の機能障害（すべての情報提供装置に対して情報が提供できない）が発生する事象、および重要度2の機能障害（すべての情報提供システムに対して一部の情報提供ができない）が発生する事象をとりあげる

(2) フォールト・ツリーの構築

フォールト・ツリー分析は、故障事象の発生がシステムの故障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故障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り、原子炉故障解析や航空工学などの分野の設計段階において多くの適用事例が存在している⁷⁾。フォールト・ツリー分析では、対象とするシステムの機能障害を表す事象（頂上事象）を設定する。さらに、下位のレベルの故障事象の発生と、頂上事象が発生する条件や因果関係を明らかにし、下位の故障事象の発生が頂上事象の発生に展開する可能性をフォールト・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、より上位の故障事象や頂上事象の発生確率や期待影響度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と期待影響度に基づいて、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。

中央局システムのフォールト・ツリーを作成した結果を図-5に示している。同図は、中央局サブシステムの故障事象により、中央局システム全体の故障がどのように発生するかを表している。本研究では、図-5に示す故障事象のうち、1) すべての情報提供装置に対して情報が提供できない(重要度1)、2) すべての情報提供システムに対して一部の情報提供ができない(重要度2)場合を頂上事象として採用することとした。同図に示すように、これら2種類の頂上事象は、交通中央局、情報中央局、ハイウェイラジオ中央局、情報ターミナル中央局、気象中央局、交通量計測中央局に重要度1の頂上事象が発生した場合に生起することが理解できる。そこで、各サブシステムの頂上事象の発生を説明するフォールト・ツリーを作成した。以上のように作成したフォールト・ツリーの全体像は膨大な量に及ぶ。図-6には、これらのサブシステムのフォールト・ツリーの中で、交通中央局の頂上事象(全ての情報提供装置に対し自動処理による情報提供ができなくなる)に関するフォールト・ツリーを例示している。

(3) 影響度

中央局システムを管制している中日本高速道路株式会社横浜支社は、機器を供給する各情報機器メーカーとの間に保守対応契約を締結している。保守対応契約期間内では、情報機器メーカーは部品の交換需要に対応できる体制を確保している。しかし、一般に、メーカーは短いサイクルでモデルチェンジを実施するため、保守対応契約期間が経過したのちも、メーカー側に旧部品の在庫が存在している保証はない。旧部品の在庫が枯渇した場合には、別の部品で代替せざるを得ないが、システムを稼働させるために技術的な調整が必要となる。システム導入から時間が経過するにつれて、システム調整に要する費用や時間が増加する。さらに、当該システムの開発に従事した技術者が移動したり、ソフトウェア環境やOS等のモデルチェンジに伴う開発環境の変化が生じるため、システムの補修に迅速に対応できなくなる。このため、システムの導入から時間が経過するとともに、システムの故障発生時において障害調査、部品調達、技術者の修理時間が長期化する危険性が増加する。システムの頂上事象が継続する時間が長期化するほど、システムの故障が利用者や社会に及ぼす影響が大きくなる。

本研究では、システムの故障発生から復旧までに要する時間を影響度と定義する。また、システム導入時点からの経過時間と復旧までに要する時間の関係を影響度曲線と呼ぶ。影響度曲線の一例を図-7に示すが、一般的に、システム導入からの経過時間が増加するほど、システムの復旧時間が長期化することになる。

(4) 頂上事象の発生確率と期待影響度算定

静的フォールト・ツリー分析では、フォールト・ツリーを構成する機器レベルにおける各機器の故障発生確率と影響度を与件として、情報システムの重要度1、もしくは重要度2の機能障害の発生確率、および期待影響度を計算することが重要な課題となる。このような頂上事象の発生確率、および期待影響度は、ブール演算則を用いて計算することができる。いま、システム全体を対象とするフォールト・ツリーの中から、図-8に示すような簡単なフォールト・ツリーを取り出し、より上位の故障事象が発生する確率、およびその故障事象が生起した場合の期待影響度の計算方法を説明する。なお、以下に示すフォールト・ツリー分析の方法論自体は一般的なものであるが、読者の便宜を図るために概要を述べることを断っておく。詳細については、参考文献7)などを参照されたい。

上位事象をAとし、中位事象としてB, C, 最下位の故障事象としてD, Eを考える。いま、最下位の故障事象DとEの故障状態を、それぞれ状態変数 δ_D, δ_E を用いて表そう。ただし、 δ_D, δ_E は、それぞれ故障事象D, Eが生起している場合に1を、そうでない場合に0となるダミー変数である。このとき、1階層上位の中間事象Bの発生事象を表す状態変数(ダミー変数) δ_B が、故障事象DとEに関する「OR事象(事象DとEのどちらか一方が生起した場合に生起する事象)」の場合

$$\delta_B = \delta_D + \delta_E \quad (1)$$

と表される。ただし、演算子「+」はブール則に従い、 $1+1=1$ が成立する。つぎに、頂上事象Aは、中間事象BとCに関する「AND事象(事象BとCの両方が生起した場合に生起する事象)」であり、

$$\delta_A = \delta_B \times \delta_C \quad (2)$$

と表される。また、事象Aと事象Bが生起する確率 $P(A), P(B)$ は、それぞれ

$$P(A) = P(B)P(C) \quad (3a)$$

$$P(B) = P(D) + P(E) - P(D \cap E) \quad (3b)$$

と表される。

つぎに、期待影響度を故障発生率×影響度として定義する。ここで、影響度は、それぞれの機器の故障が利用者や社会、環境に及ぼす影響の程度を表す。いま、

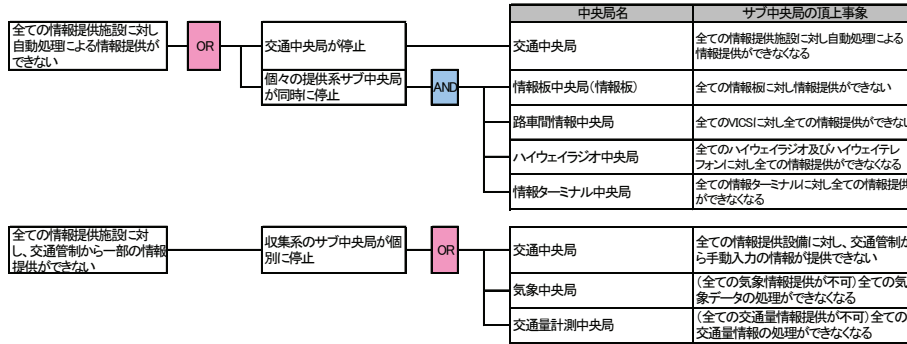


図-5 中央局システム フォールト・ツリー図

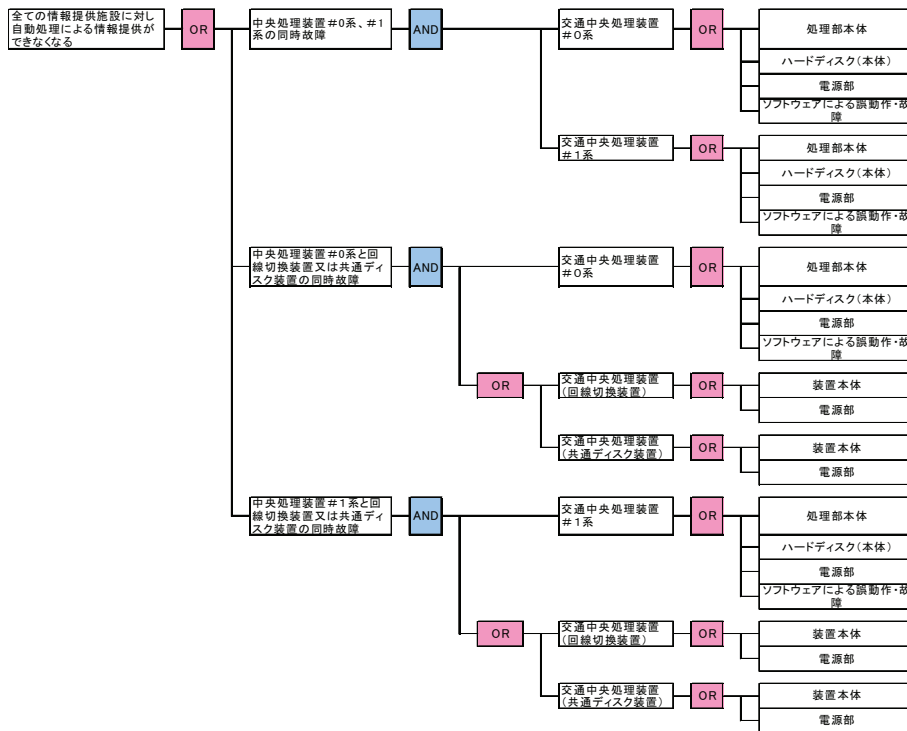


図-6 交通中央局 フォールト・ツリー図

機器D, 機器Eの影響度を, それぞれ $T(D), T(E)$ とせば, これらの機器による故障の期待影響度は

$$RISK(D) = P(D)T(D) \quad (4a)$$

$$RISK(E) = P(E)T(E) \quad (4b)$$

と表せる. さらに, ANDゲートで結合される頂上事象Aの発生による影響度 $T(A)$, およびORゲートで結合される事象Bの発生による影響度 $T(B)$ は

$$T(A) = \delta_B \delta_C \max\{T(B), T(C)\} \quad (5a)$$

$$T(B) = \delta_D T(D) + \delta_E T(E) - \delta_D \times \delta_E \min\{T(D), T(E)\} \quad (5b)$$

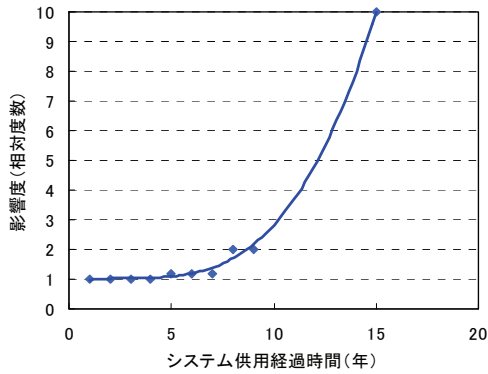
と定義できる. さらに, 事象A, Bの期待影響度は

$$RISK(A) = P(B)P(C) \max\{T(B), T(C)\} \quad (6a)$$

$$RISK(B) = P(D)T(D) + P(E)T(E) - P(D \cap E) \min\{T(D), T(E)\} \quad (6b)$$

と表せる.

中央局システムの下位レベルの機器の故障確率を与件として, 以上の演算ルールを用いて, 中央局システムの頂上事象が発生する確率, およびその期待影響度を計算することができる. しかし, 中央局システムは極めて多くの消耗故障系機器で構成されている. 消耗故障系機器の故障率, および影響度は, 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, 中央局システムの頂上事象の発生確率, 期待影響度も時間とともに変化する. さらに, 機器が故障した場合, 新しい機器に取り換えられることになる. このような中央局システムを構成する機器の更新過程と, それに伴



注) 影響度曲線は、システムが更新時点からの経過時間と、故障が発生した際のシステムを復旧させるまでの時間の関係を示している。ここでは、5. の適用事例で用いた影響度曲線を示している。同図は、機器メーカーにおける部品・機器の在庫状況や保守対応期限に関するヒアリング等をもとに設定したものである。

図-7 影響度曲線

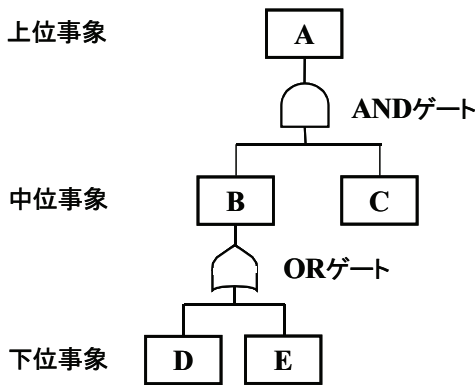


図-8 フォールト・ツリー図

うシステムの故障率の動的変化を解析的に分析することは不可能である。そこで、本研究では中央局システムの更新過程のサンプルパスを乱数発生させるとともに、中央局システムの故障過程をシミュレートする方法をシステム化する。4. では、中央局システムの下位レベルの機器群の動的故障・更新過程を記述する。さらに、モンテカルロ・シミュレーションにより、中央局システムの動的故障解析を行う方法を提案する。

4. 動的故障解析モデル

(1) 中央局システムの故障・更新過程

中央局システムの故障事象の発生過程をモデル化する。前述したように、中央局システムでは、タイプ i ($i = 1, \dots, M$) の機器が、装置 j ($j = 1, \dots, N_i$) に L_{ij} 個利用されている。タイプ i , 装置 j に用いられている機器

k ($k = 1, \dots, L_{ij}$) を添え字の組 (i, j, k) で表そう。中央局システムは時点 $t_0 = 0$ に導入され、それ以降、連続的に稼動している。初期時点 $t_0 = 0$ を起点として無限に続く離散的な時間軸 t_t ($t = 0, 1, \dots$) を考える。時間間隔 $\tau = t_{t+1} - t_t$ は十分小さく、期間 $[t_t, t_{t+1})$ において各機器の故障発生確率、影響度は一定であると考え。また、離散的な時間軸を微小な単位期間 τ を用いて分割し、各単位期間を $\tau_t = [t_t, t_{t+1})$ ($t = 0, 1, \dots$) と表そう。時点 $t_0 = 0$ から、各機器の劣化が進展する。単位期間中に発生する故障は、すべて当該期間の期首に発生すると考える。機器が故障すれば、直ちに新しい機器への交換作業が始まる。機器の交換時間は、3. (2) で言及したように、初期時点からの経過時間により変化する。すなわち、初期時点より時間が経過するほど、機器の調達や調整のために要する時間が増加する。いま、期間 t ($t = 0, 1, 2, \dots$) において機器 (i, j, k) ($i = 1, \dots, M; j = 1, \dots, N_i; k = 1, \dots, L_{ij}$) が故障した場合、交換のために $r_{ij}^k(t)$ 期間が必要になると考える。したがって、期間 t の期首に故障した機器 (i, j, k) は、期間 $[t, t+1, \dots, t+r_{ij}^k(t)]$ にわたり故障が継続することになる。このように故障が継続した機器は、期間 $t+r_{ij}^k(t)$ の期末に交換が終了し、期間 $t+r_{ij}^k(t)$ の期首から再稼動すると考える。ただし、初期時点においては、単位期間中に直ちに更新が可能と考え、 $r_{ij}^k(0) = 0$ が成立する。以下、期間 $r_{ij}^k(t)$ を交換期間長と呼ぶ。初期時点からの時間が経過するほど、部品等の調達や調整に時間を要することになり、 $dr_{ij}^k(t)/dt \geq 0$ が成立する。期間 t ($t = 0, 1, \dots$) における機器の交換期間長ベクトルを $\mathbf{r}(t) = \{r_{ij}^k(t) : i = 1, \dots, M; j = 1, \dots, N_j; k = 1, \dots, L_{ij}\}$ と表す。

ここで、機器 (i, j, k) の直近の更新時点からの時点 t_t における経過時間 (以下、使用期間と呼ぶ) を $s_{ij}^k(t)$ と表す。また、期間 t における機器の使用期間ベクトルを $\mathbf{s}(t) = \{s_{ij}^k(t) : i = 1, \dots, M; j = 1, \dots, N_j; k = 1, \dots, L_{ij}\}$ と表そう。ある期間に機器が更新されれば、つぎの期間の期首に使用時間はゼロに更新されることになる。また、単位期間 τ_t における機器 (i, j, k) の故障の有無を表す状態変数 $\delta_{ij}^k(t)$ を

$$\delta_{ij}^k(t) = \begin{cases} 1 & \text{該当する機器が故障している時} \\ 0 & \text{故障していない時} \end{cases}$$

と定義する。したがって、機器 (i, j, k) の故障事象が期間 τ_t に発生した場合、期間 $[t, t+1, \dots, t+r_{ij}^k(t)]$ の間、 $\delta_{ij}^k(n) = 1$ ($n = t, \dots, t+r_{ij}^k(t)$) の状態が継続することになる。

いま、初期時点から一定期間が経過したある離散時点 t_t を現在時点と考える。初期時点 t_0 から、現在時点 t_t までの各機器の故障履歴を、 $\bar{\delta}_{t \leq \bar{t}} = (\bar{\delta}_0, \dots, \bar{\delta}_{\bar{t}})$ と表そう。ただし、 $\bar{\delta}_{\bar{t}} = \{\bar{\delta}_{ij}^k(t) : i = 1, \dots, M; j = 1, \dots, N_j; k =$

$1, \dots, L_{ij}$ は、単位期間 τ_t ($t = 0, \dots, \bar{t}$) における機器の故障履歴を表している。記号「 $\bar{\quad}$ 」は、実績値であることを表している。また、各機器の故障履歴が与えられれば、各期間における使用時間の実績値 $s_{ij}^k(t)$ を定義することができる。機器が故障している期間では、使用時間は定義されないが、計算上、便宜的に使用時間 0 と定義しておく。また、期間によっては、その期間中に故障した機器の更新が完了せず、複数の期間にまたがって故障が継続する可能性がある。いま、ある時点 t に故障状態にある機器 (i, j, k) が、復旧するまでに必要となる期間（以下、故障継続期間と呼ぶ）を $d_{ij}^k(t)$ と表そう。ここで、時点 t に故障した機器の復旧期間を $r_{ij}^k(t)$ とすれば、時点 t の故障継続期間は $d_{ij}^k(t) = r_{ij}^k(t)$ と表される。当然のことながら、時点 $t+s$ において故障が継続している場合、 $d_{ij}^k(t+s) = d_{ij}^k(t) - s$ となる。各期間における各機器の故障状態 $\delta_{ij}^k(t)$ 、使用期間 $s_{ij}^k(t)$ 、および故障継続時間 $\bar{d}_{ij}^k(t)$ の流れ $\xi_t = \{(\delta_{ij}^k(t), s_{ij}^k(t), \bar{d}_{ij}^k(t)) : i = 1, \dots, M; j = 1, \dots, N_j; k = 1, \dots, L_{ij}\}$ を用いて、システムを構成する各機器の故障・更新過程（以下、故障・更新過程と呼ぶ）を記述することができる。

現在時点 t までは、故障履歴 $\bar{\xi}_t$ ($t = 0, \dots, \bar{t}$) に関する情報を得ることができる。現在時点 t 以降の故障・履歴過程は不確実な確率過程となる。中央局システムを構成する各機器は消耗故障系機器であり、その故障率は故障・履歴過程に依存する。さらに、更新のために要する期間長も時間とともに変化する。このように歴史依存的な確率過程を解析的に表現することは不可能と言わざるを得ない。しかし、各機器の故障確率は、直近の更新時点からの使用時間を与件として予測することができる。そこで、本研究では、現時点以降の機器レベルの故障・更新過程を記述するために、モンテカルロ・シミュレーションを用いて多数のサンプルパスを発生させるとともに、その結果を集計化することにより目的とする中央局システムのリスク管理指標の動的な変化を追跡する。その際、各機器の故障の発生率を予測するモデルが必要となるが、本研究においては貝戸等が開発したランダム比例ワイブル劣化ハザードモデル⁶⁾を用いることとする。

(2) ランダム比例ワイブル劣化ハザードモデル

ランダム比例ワイブル劣化ハザードモデル⁶⁾は、機器の間のハザード率の異質性を考慮したワイブル劣化ハザードモデルである。ハザードモデルに関する詳細は、参考文献1),2)に譲る。ここでは、ランダム比例ワイブル劣化ハザードモデルを定式化するに先立って、読者の便宜を図るために、ランダム比例ワイブル劣化ハザードモデルについて簡単に説明しておく。なお、詳細については参考文献6)を参照されたい。

いま、ある機器が更新され、それが故障するまでの期間（以下、寿命と呼ぶ）に着目する。記述の簡単のために、タイプ、装置、機器に関する添え字を、しばらくの間省略する。さらに、機器は連続して使用されており、故障の有無が常時観測されていると考える。機器の寿命を確率変数 ζ で表し、確率密度関数 $f(\zeta)$ 、分布関数 $F(\zeta)$ に従って分布すると仮定する。ただし、寿命 ζ の定義域は $[0, \infty)$ である。いま、直近の更新時点から任意の使用期間 $s \in [0, \infty)$ に対して、機器が故障しないで生存する確率（以下、生存確率と呼ぶ） $\tilde{F}(s)$ は、全事象確率 1 から使用期間 s の間に機器が故障する累積故障確率 $F(s)$ を差し引いた値

$$\tilde{F}(s) = 1 - F(s) \tag{7}$$

により定義できる。ここで、機器が使用時間 s にわたり生存し、かつ期間 $[s, s + \Delta s]$ 中にはじめて故障する確率は

$$\lambda(s)\Delta s = \frac{f(s)\Delta s}{\tilde{F}(s)} \tag{8}$$

と表せる。機器が使用期間 s にわたり生存し、かつその瞬間に故障する確率密度 $\lambda(s)$ を「劣化ハザード関数」と呼ぶ。式(7)の両辺を s に関して微分することにより、

$$\frac{d\tilde{F}(s)}{ds} = -f(s) \tag{9}$$

を得る。この時、式(8)は

$$\lambda(s) = \frac{f(s)}{\tilde{F}(s)} = \frac{d}{ds} \left(-\log \tilde{F}(s) \right) \tag{10}$$

と変形できる。ここで、 $\tilde{F}(0) = 1 - F(0) = 1$ を考慮し、式(10)を積分すれば

$$\int_0^s \lambda(u)du = -\log \tilde{F}(s) \tag{11}$$

を得る。したがって、劣化ハザード関数 $\lambda(u)$ を用いれば、使用期間 s まで機器が生存する確率 $\tilde{F}(s)$ は

$$\tilde{F}(s) = \exp \left[- \int_0^s \lambda(u)du \right] \tag{12}$$

と表される。このように、劣化ハザード関数 $\lambda(u)$ の形式を決定すれば、機器の生存確率 $\tilde{F}(s)$ を導出することができる。さらに、 $\tilde{F}(s) = 1 - F(s)$ より、機器の累積故障確率 $F(s)$ を求めることができる。ここで、劣化ハザード関数としてワイブル劣化ハザード関数

$$\lambda(s) = \gamma m s^{m-1} \tag{13}$$

を考える。ただし、 γ は、到着密度を表すパラメータ、 m は、時間を通じたハザード率の増加傾向を表す加速度パラメータである。ワイブル劣化ハザード関数を用いた場合、機器寿命の確率密度関数 $f(s)$ 、および機器の生存確率 $\tilde{F}(s)$ は、それぞれ

$$f(s) = \gamma m s^{m-1} \exp(-\gamma s^m) \tag{14a}$$

$$\tilde{F}(s) = \exp(-\gamma s^m) \tag{14b}$$

と表される.

ここで、再び、タイプ i ($i = 1, \dots, M$), 装置 j ($j = 1, \dots, N_i$) の機器 k ($k = 1, \dots, L_{ij}$) に着目する. 4. (1) で定義したように、機器 (i, j, k) が前回更新されてから期間 t の期首までに経過した使用時間を $s_{ij}^k(t)$ と表す. 各機器の故障事象の到着率がランダム比例ワイブル劣化ハザード関数

$$\lambda_{ij}(s_{ij}^k(t)) = \gamma_i m \varepsilon_{ij} \{s_{ij}^k(t)\}^{m-1} \quad (15)$$

に従うと考える. 式(15)は、ワイブル劣化ハザード関数(式(13))に、タイプ i のハザード率の異質性^{11),12)}を表すパラメータ γ_i とタイプ・装置間の異質性を表すパラメータ ε_{ij} が付加されている. これらの異質性パラメータは、同一タイプ、同一装置を構成する機器に対して共通の値をとる. この時、タイプ i , 装置 j の機器 k の寿命分布を表す確率密度関数 $f_{ij}(s_{ij}^k(t))$, および生存確率 $\tilde{F}_{ij}(s_{ij}^k(t))$ は、それぞれ

$$f_{ij}(s_{ij}^k(t)) = \gamma_i m \varepsilon_{ij} \{s_{ij}^k(t)\}^{m-1} \exp \left[-\gamma_i \varepsilon_{ij} \{s_{ij}^k(t)\}^m \right] \quad (16a)$$

$$\tilde{F}_{ij}(s_{ij}^k(t)) = \exp \left[-\gamma_i \varepsilon_{ij} \{s_{ij}^k(t)\}^m \right] \quad (16b)$$

と表される. ここで、モデル化のために、期間 $\tau_t = [l_t, l_t + \iota)$ 中に発生する故障事象は、当該期間の期首にすべて発生すると考える. 期間 τ_t において使用期間 $s_{ij}^k(t)$ の機器が故障する確率 $p_{ij}^k(t)$ は、使用期間 $s_{ij}^k(t)$ にわたり故障していないという条件の下で、

$$\begin{aligned} p_{ij}^k(t) &= \frac{\tilde{F}_{ij}(s_{ij}^k(t+1))}{\tilde{F}_{ij}(s_{ij}^k(t))} \\ &= \frac{\exp[-\gamma_i \varepsilon_{ij} \{s_{ij}^k(t+1)\}^m]}{\exp[-\gamma_i \varepsilon_{ij} \{s_{ij}^k(t)\}^m]} \\ &= \exp[-\gamma_i \varepsilon_{ij} \{(s_{ij}^k(t+1))^m - (s_{ij}^k(t))^m\}] \quad (17) \end{aligned}$$

と表される. したがって、使用期間 $s_{ij}^k(t)$ の機器が期間 τ_t 中に故障する確率 $p_{ij}^k(t)$ は

$$p_{ij}^k(t) = 1 - \tilde{p}_{ij}^k(t) \quad (18)$$

と表される.

なお、実証分析では異質性パラメータがガンマ分布に従うと仮定する. ガンマ分布は、その特殊型として指数分布を含んでおり、区間 $[0, \infty)$ で定義される指数族確率密度関数を表現できるという利点がある. 一般に、ガンマ分布 $G(\alpha, \beta)$ の確率密度関数 $g(\varepsilon_i : \alpha, \beta)$ は

$$g(\varepsilon_i : \alpha, \beta) = \frac{1}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} \varepsilon_i^{\alpha-1} \exp \left(-\frac{\varepsilon_i}{\beta} \right) \quad (19)$$

と定義できる. ガンマ分布 $G(\alpha, \beta)$ の平均は $\mu = \alpha\beta$ で、分散は $\sigma^2 = \alpha\beta^2$ である. また、 $\Gamma(\cdot)$ はガンマ関数である. さらに、実証分析では、異質性パラメータの確率分布を基準化するために、平均値 1、分散 $1/\phi$ のガンマ

確率密度関数

$$\bar{g}(\varepsilon_i : \phi) = \frac{\phi^\phi}{\Gamma(\phi)} \varepsilon_i^{\phi-1} \exp(-\phi\varepsilon_i) \quad (20)$$

に従うと考えると、ランダム比例ワイブル劣化ハザードモデルを推計している⁶⁾.

(3) 機器レベルの故障・更新過程

初期時点 l_0 から、現在時点 l_t までに故障履歴 $\bar{\xi}_t$ ($t = 0, \dots, \bar{t}$) が与えられているとする. その上で、現在時点から将来時点にわたり、中央局システムの動的故障解析を試みよう. 前述したように、機器レベルの故障・更新過程を解析的に分析することは不可能であるため、モンテカルロ・シミュレーションにより故障・更新過程のサンプルパスを発生させ、システムの故障特性を分析することとする. サンプルパスは、故障・更新過程として起こり得る 1 つの確定的パスを表している. 将来時点の故障・更新過程は、無数のサンプルパスの集合として記述できる. このようなサンプルパスの集合を、モンテカルロ・シミュレーションにより、以下のような手順で求めることとした. なお、読者の便宜を図るために、**図-9** にフローチャートを示す. 併せて参照されたい.

ステップ1 サンプルパスの番号を $q = 1$ に設定する. サンプルパスの目標個数 Q と、ライフサイクル費用評価のための目標期間 Z を設定する.

ステップ2 現在時点 l_t をシミュレーションの初期時点と考え、シミュレーション上のサンプル時点を $z = 0$ に設定する. 初期時点の故障情報を $\tilde{\delta}_0^q = \bar{\delta}_{\bar{t}}$ と表す. 記号「 $\tilde{\cdot}$ 」は、サンプルパスに関わる情報であることを示す. また、上付き添え字 q はサンプルパス番号を表す. 初期時点の継続期間ベクトル $\tilde{d}^q(0) = \bar{d}^q(\bar{t})$ と表す. ただし、 $\tilde{d}^q(0) = \{\tilde{d}_{ij}^{kq}(0) : i = 1, \dots, M; j = 1, \dots, N_j; k = 1, \dots, L_{ij}\}$ である. $z = 1$ に更新する.

ステップ3 期間 $\tilde{\tau}_z$ において、前期から故障状態が継続している機器の集合 (以下、故障継続集合と呼ぶ) を $\omega_z^q = \{(i, j, k) \in \omega | \tilde{d}_{ij}^{kq}(z-1) > 1\}$ と表す. 同様に、故障が継続していない機器の集合 (以下、故障非継続集合と呼ぶ) を $\omega_z^q = \omega - \omega_z^q$ と定義する.

ステップ4 期間 z の故障非継続集合 ω_z^q に属する機器 (i, j, k) に対して、式(18)に示す故障確率に基づいて乱数を発生させ、当該の機器が故障するか否かを決定する. その結果に基づいて、サンプルパス q における機器 (i, j, k) の期間 z における故障状態を

$$\delta_{ij}^{kq}(z) = \begin{cases} 0 & \text{故障が発生しない時} \\ 1 & \text{故障が発生する時} \end{cases} \quad (i, j, k) \in \omega_z^q$$

と表す。また、 $\tilde{d}_{ij}^{kq}(z) (i, j, k) \in \omega_z^q$ を

$$\tilde{d}_{ij}^{kq}(z) = \begin{cases} r_{ij}^{kq}(z) & \delta_{ij}^{kq}(z) = 1 \text{の時} \\ 0 & \text{それ以外の時} \end{cases}$$

$$(i, j, k) \in \omega_z^q$$

に更新する。

ステップ5 故障継続期間ベクトル $\tilde{d}^q(z+1)$ の各要素 $\tilde{d}_{ij}^{kq}(z+1)$ を

$$\tilde{d}_{ij}^{kq}(z+1) = \begin{cases} \tilde{d}_{ij}^{kq}(z) - 1 & \tilde{d}_{ij}^{kq}(z) \geq 1 \text{の時} \\ 0 & \tilde{d}_{ij}^{kq}(z) = 0 \text{の時} \end{cases}$$

と表す。さらに、サンプルパス q 上の期間 z における故障継続集合 $\omega_{z+1}^q = \{(i, j, k) \in \omega | \tilde{d}_{ij}^{kq}(z+1) \geq 1\}$ 、故障非継続集合 $\omega_{z+1}^q = \omega - \omega_{z+1}^q$ を定義する。

ステップ6 z が目標期間 Z に到達しており、サンプルパス数 q が目標数 Q に到達していればアルゴリズムを終了する。 z が目標期間 Z に到達しているが、サンプル数が目標回数に到達していない場合は、 $q = q + 1, z = 0$ としてステップ2へ戻る。それ以外の場合には、 $z = z + 1$ として、ステップ3へ戻る。

以上の手順により、現在時点 $z = 0$ を初期時点とする故障・更新過程に関する合計 Q 個のサンプルパスを獲得することができる。サンプルパス $q (q = 1, \dots, Q)$ は、故障・更新過程に関する確定的パスであり、その内容は次式で表される。

$$\tilde{\xi}^q = (\tilde{\xi}_0^q, \dots, \tilde{\xi}_Z^q)$$

$$= \{(\delta_{ij}^{kq}(z), \tilde{s}_{ij}^{kq}(z), \tilde{d}_{ij}^{kq}(z)) : i = 1, \dots, M; j = 1, \dots, N_j; k = 1, \dots, L_{ij}; z = 0, \dots, Z\} \quad (21)$$

(4) リスクマネジメント指標

機器レベルにおける故障・更新過程のサンプルパス集合を用いれば、現在時点 $z = 0$ 以降における1) 各機器の故障発生確率と、システムレベルにおける2) 故障発生確率、および3) 期待影響度を求めることができる。まず、機器 $(i, j, k) \in \omega$ の故障発生確率の動的過程 $P_{ij}^k(z)$ は、サンプルパスごとの故障状態を集計化することにより

$$P_{ij}^k(z) = \frac{\sum_{q=1}^Q \delta_{ij}^{kq}(z)}{Q} \quad (22)$$

と定義することができる。つぎに、システムレベルにおける故障発生確率も、サンプルパスごとの頂上事象に関する生起状態を集計化することにより求めることができる。すなわち、各機器の故障状態を表す情報 δ_z^q に基づいて、3.(4)で言及したブール代数式(1),(2)を逐次用いることにより、サンプルパス q における期間 z の頂上事象の生起状態 $\bar{\delta}^q(z)$ を求めることができる。た

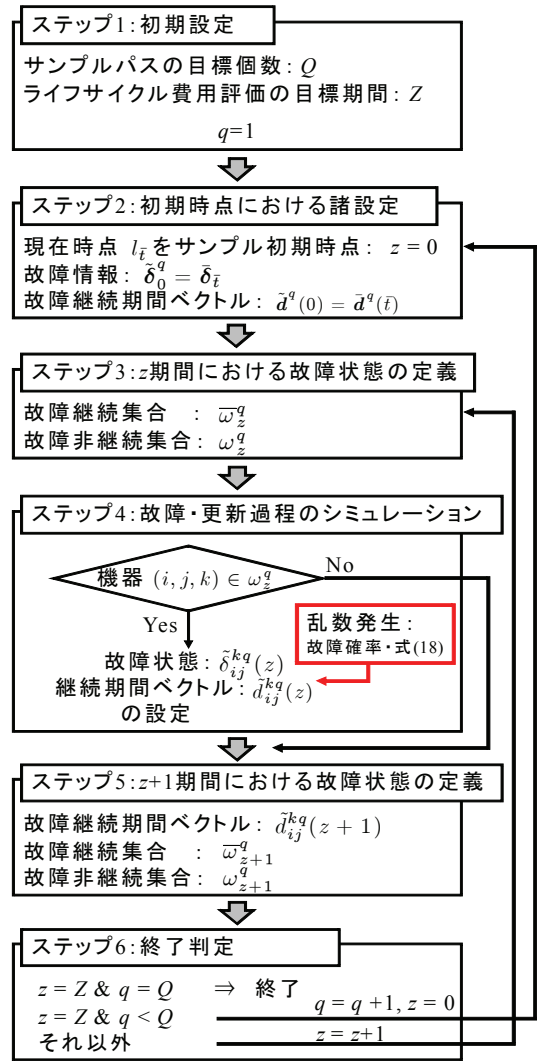


図-9 故障・更新過程シミュレーション

だし、

$$\bar{\delta}^q(z) = \begin{cases} 0 & \text{頂上事象が生起しない時} \\ 1 & \text{頂上事象が生起する時} \end{cases} \quad (23)$$

である。この時、期間 z におけるシステムの故障発生確率 $\bar{P}(z)$ は

$$\bar{P}(z) = \frac{\sum_{q=1}^Q \bar{\delta}^q(z)}{Q} \quad (24)$$

と表せる。さらに、システムレベルの故障事象の期待影響度を定義する。いま、システムの故障事象が生起した場合、3.(4)に示した演算式(5b),(5a)を用いて影響度 $T(z)$ を各サンプルパスごとに求める。したがって、システムの故障事象の期待影響度 $\overline{RISK}(z)$ は

$$\overline{RISK}(z) = \frac{\sum_{q=1}^Q \bar{\delta}^q(z)T(z)}{Q} \quad (25)$$

と定義できる。最後に、中央システムの目標期間 Z までの維持補修に要する各期の期待ライフサイクル費用 $\bar{C}(z)$ は、期間 z における機器 (i, j, k) の更新費用を $C_{ij}^k(z)$ と

すれば

$$\bar{C}(z) = \frac{\sum_{q=1}^Q \delta^q(z) C_{ij}^k(z)}{Q} \quad (26)$$

と表される。したがって、現在時点 $z = 0$ における現在価値で評価した期待ライフサイクル費用の割引現在価値 LCC は、割引率を ρ とすれば次式で表される。

$$LCC = \frac{\sum_{z=0}^Z \bar{C}(z)}{(1 + \rho)^z} \quad (27)$$

5. 適用事例

(1) 適用事例の概要

本研究で提案した動的故障解析モデルを、中日本高速道路株式会社横浜支社が管理する中央局システムの更新問題に適用する。中央局システムの保守・更新については、管理コストの削減、安全・環境対策の促進等の観点から、合理的なシステムの保守・更新計画策定のための方法論が求められている。同支社の中央局システムは、9つのサブ中央局システムにより構成され、各々の中央局の老朽化により個別に更新が実施されてきた。交通中央局システムは、前回の更新から供用後13年経過した時点で、個別に更新された実績を有している。

3. (3) で述べたように、システムが一括更新されてから時間が経過するにつれて、システムが復旧するまでに要する時間が着実に増加する。本研究では、このような故障事象が社会・経済に及ぼす影響を影響度曲線で表現する。適用事例においては、影響度曲線を以下の手順で作成した。すなわち、1) 各機器ごとに保守契約期間長、メーカーにおける部品・機器の在庫状況や保守対応期限に関してヒアリング調査を実施し、システム導入時からの時間経過に伴う在庫状況の変化および技術者の対応の可能性等を考慮してシステム復旧までに要する時間の平均値を算出し、最後に最小二乗法によって2次曲線近似を行う。2) 各機器の故障が生じた場合に復旧に要する時間を経年的に予測する。3) 各頂上事象が発生した場合に、それが継続する時間を経年的に予測する。4) 環境、コスト、安全性という3つの評価指標をとりあげ、システムの故障時間が、それぞれの評価指標に及ぼす影響を、評価指標別の影響度曲線で表現する。5) それぞれの評価指標の重みとして、同支社内のヒアリングにより、環境：コスト：安全 = 35：45：20を設定する。6) 評価指標別の影響度曲線を荷重平均し、影響度曲線を作成する。以上の手順で作成した影響度曲線は図7に示したとおりである。

(2) シミュレーション条件

本適用事例では、貝戸⁶⁾が提案しているランダム比例ワイブル劣化ハザードモデルを用いて、はじめに、

表-1 異質性パラメータ⁶⁾

部局	HDD	電源部	処理部本体
1 (PC)	0.154 (1)	0.006 (5)	0.154(1)
(サーバー)	0.148 (1)	-	0.148 (1)
(その他)	-	-	0.008 (2)
2 (PC)	0.123 (9)	0.120 (96)	0.770 (10)
(サーバー)	2.208 (17)	-	0.125 (7)
(その他)	0.161 (1)	-	0.008 (13)
3 (PC)	0.146 (3)	0.007 (81)	0.146 (3)
(サーバー)	0.669 (23)	-	0.008 (15)
(その他)	0.133 (2)	-	0.860 (15)
4 (PC)	1.437 (12)	0.004 (27)	0.688 (5)
(サーバー)	0.768 (22)	-	0.674 (7)
(その他)	0.006 (16)	-	0.833 (16)
5 (PC)	0.753 (5)	0.008 (12)	0.113 (4)
(サーバー)	0.600 (15)	-	0.628 (9)
(その他)	-	-	-
6 (PC)	0.134 (4)	0.008 (17)	0.132 (4)
(サーバー)	0.114 (8)	-	0.802 (6)
(その他)	-	-	0.142 (2)
7 (PC)	0.147 (2)	0.007 (7)	0.147 (2)
(サーバー)	1.304 (9)	-	0.136 (2)
(その他)	-	-	0.009 (4)
8 (PC)	5.400 (32)	1.360(51)	0.481 (23)
(サーバー)	1.833 (13)	-	1.508 (7)
(その他)	-	-	0.581 (16)
9 (PC)	0.844 (4)	0.632 (10)	0.416 (3)
(サーバー)	0.138 (3)	-	0.948 (3)
(その他)	-	-	0.123 (5)

注) -は、該当する部局に装置が存在しないことを示す。また、電源部にはPC、サーバー、装置の用途別の分類はないため、一括してPC部に記入している。()内の数字は故障履歴の数である。

HDD、電源部、処理部の3つのタイプの機器別にワイブル劣化ハザードモデルのパラメータ (γ_i, m) を推計する。つぎに、異質性パラメータを考慮してランダム比例ワイブル劣化ハザードモデルを推計する。このとき、3つのタイプの機器それぞれに対して、設定される異質性パラメータの数は同一タイプに属する装置の数と同数となる。今回の場合、装置数は、交通管制システムを構成する中央局システムの数と、各中央局システムでの用途の数で決まる。具体的には、HDDであれば、9つの中央局システムに設置され、最大で3種類の用途、1) PC (モニタ、端末部で使用)、2) サーバー (サーバー、処理装置で使用)、3) その他装置として使用されている。詳細は表-1に示すが、今回の場合、異質性パラメータの数は、HDD：21、電源部：9、処理部本体：26となる (電源部には用途の区別はない)。

それぞれの異質性パラメーター (ϵ_{ij}) を推計した。ワイブル劣化ハザードモデル(15)は、すべてのタイプの機器に対して同一の劣化加速パラメータ m を持つが、機器のタイプごとにハザード到着密度 $\gamma_i m \epsilon_{ij}$ が比例的に異なるような劣化特性を表現している。ランダム比例ワイブル劣化ハザードモデルの推計結果を表-2に

表-2 モデルの推計結果⁶⁾

パラメータ	推計値	t-値	
γ	γ_1	1.251E-5	-5.104E6
	γ_2	1.631E-6	-2.311E7
	γ_3	5.293E-6	-9.182E6
m	2.174	49.031	
ϕ	1.193	2.182	
対数尤度	402.441		

表-3 費用パラメータ

部品名	復旧単価 (千円)
処理部本体 (ソフト)	500
処理部本体 (ハード)	1,500
装置本体	1,500
HDD	700
電源部	500
システム更新費用	480,000

注) 復旧単価は故障1件当たりの復旧に要する費用を、システム更新費用は、交通中央局を一斉更新した場合に発生する費用の総額の概算を示している。

示している。さらに、異質性パラメータの推計結果を表-1に示している。また、同表の推計結果の後に示した括弧の中の数字は故障履歴の数である。最大で96の履歴が存在する装置を確認することができるが、大半はその装置単独での推計が極めて困難な情報しか蓄積されていない。このことから、交通管制システムが多品種・少数の機器で構成されていることがわかる。さらに、表-3に各機器の故障1件当たりの復旧単価と、交通中央局を一括更新した場合の概算費用を示している。

以上の条件のもとで、4.(3)に示した方法で、中央局システムの動的な故障確率と期待影響度の推移過程に関するサンプルパスを発生させた。シミュレーションはモンテカルロ法を用いており、サンプルパスを50万回発生させ、故障発生確率、期待影響度、期待ライフサイクル費用を算出した。

(3) 動的故障解析結果の考察

本適用事例では、中央局システム全体と各サブ中央局システムを対象とした動的故障解析を試みた。以上の分析結果は膨大な量に及ぶが、ここでは7つのサブ中央局で構成される交通管制システムのうち、交通中央局システムを対象とした動的故障解析の結果を紹介する。

図-10に、システム供用経過時間(年)と故障確率および期待影響度の推移の関係を図示している。故障確率は、交通中央局の機能停止確率と等しく、故障確率に故障発生後の復旧までの時間を考慮した影響度を乗じた値を期待影響度と定義する。交通中央局システムを構成する末端の部品(HDDや電源部等)に発生する

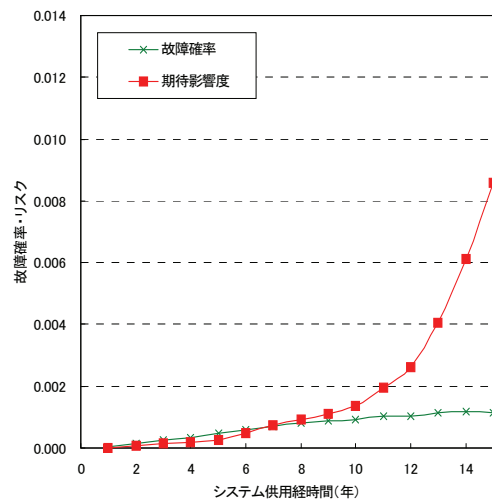


図-10 故障確率・期待影響度の推移

故障は、フォールト・ツリーに従って頂上事象の機能停止へ影響を及ぼすことになる。故障が発見された部品は直ちに新しい部品へ取替えられる。各部品の故障過程は、時間依存型のランダム比例ワイブル劣化ハザードモデルに従うとしていることから、各部品の故障確率は、部品の交換がない限り、システムの更新時点から時間が経過するにつれて増加する。その結果、中央局システム全体の故障確率も、システムの供用期間が長くなるにつれて増加している。

一方、期待影響度の推移をみると、システム供用開始から10年あたりまでは、故障確率と同様の推移を示しているが、約12年を越えてから加速的に増加しており、20年経過後の期待影響度は、10年時点の約30倍の予測値を示している。これは、3.(3)および図-7で説明した影響度の増加関数がシミュレーション結果に反映されていること、すなわち、各機器の保守契約期間の終了時点(在庫品の品切れが予測される時点)から、システム復旧に要する時間が増加することを表している。このようにシステム供用期間が増加するにつれて、故障確率、及び影響度がともに増加するため、システムの供用期間がある一定限度を超えると、期待影響度が急速に増加するようになる。

つぎに、図-11には、交通中央局システムの更新間隔を変化させ、更新費用を含めた期待ライフサイクル費用と期待影響度の関係を図示したものである。本図の縦軸に示している期待ライフサイクル費用は、各部品の故障による復旧費用とシステム全体の更新費用(4.8億円)の割引現在価値(割引率4%)の合計を更新間隔で割った年平均費用として算出したものである。期待影響度はシステムの供用時間とともに増加するため、更新サイクルにおける最大値を代表値として採用している。交通中央局システムの更新間隔を10年から25年ま

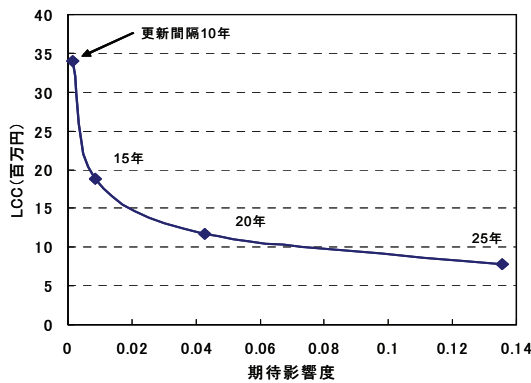


図-11 期待影響度と期待ライフサイクル費用の関係

で1年間隔で変化させ、期待ライフサイクル費用と期待影響度を算出した。図-11に示す通り、期待ライフサイクル費用と期待影響度はトレードオフの関係にあり、期待影響度を小さく抑えるためにはシステムの更新間隔を小さく設定する必要がある。そのためには更新費用を含めたライフサイクル費用が大きくなる。一方、前述したように、各機器の故障がもたらす影響度が10年を越えたあたりから急激に増加することから、本図においても更新間隔15年以上のケースでは、期待ライフサイクル費用に比較して期待影響度が急激に増加していることが読み取れる。以上のように、動的故障解析モデルを用いて、交通中央システムの故障確率の変化、期待影響度、および期待ライフサイクル費用の関係を明確にすることが可能であり、これらのアウトプットは、システム更新政策の意思決定のために有用な情報となりうる。

(4) システム更新問題への拡張

最後に、本研究で提案した動的故障解析モデルを、大規模交通管制システムの更新問題へ適用した結果について考察する。大規模交通管制システムの更新に関する意思決定においては、本論文で分析した期待ライフサイクル費用、故障確率、期待影響度といった評価項目以外にも、経営主体の財務状況や利用者便益等を総合的に勘案することが求められる。さらには、高速道路の延伸や新規建設路線が供用されるタイミング、情報機器の性能向上、交通管制システムの統廃合問題を含めた複雑な条件下での意思決定が必要とされる。この問題については、本研究の域を超えており、6.で研究課題としてとりまとめることとし、ここでは、動的故障解析モデルを用いた中央局システム全体の更新問題について分析した結果について考察するに留める。

交通管制システムは、交通中央局のほか、複数の交通中央局（サブ中央局）により構成している。現実の高速道路網では、複数の交通管制センターが空間的に分散立地しており、それぞれの路線が別の交通管制セ

ンターにより管理されている。しかし、昨今の情報技術の進展により、サブ中央局間の集約化が技術的に可能になってきている。このような複数の交通管制センターを統廃合することにより、より少数の交通管制システムに統合化するとともに、バックアップ機能を拡充し、システム全体の信頼性を向上するという政策も考えられる。本節では、動的故障解析モデルを用いて、このようなサブ中央局の集約政策や交通管制システムの空間的な統廃合が、システム更新費用も含めた期待ライフサイクル費用や期待影響度に及ぼす影響について分析することとする。

サブ中央局の集約政策として、1) 現状のシステムを継続運用した場合、2) 現状構成のまま現時点で管制システム全体を更新した場合、3) 2箇所分散されている交通管制システム（横浜と八王子）を現時点で統合した場合、の3つの代替案をとりあげる。その上で、本研究で提案した動的故障解析モデルを用いて、これらの集約政策が、中央局システム全体の期待ライフサイクル費用や期待影響度に及ぼす影響についてシミュレートした。シミュレーションにあたっては、各サブ中央局の更新シナリオを以下のような考え方で設定した。前述したように、中日本高速道路株式会社横浜支社が管理する中央局システムは、1990年に一括更新された後、13年を経過した時点で、交通中央局システムのみが個別に更新されている。そこで、動的故障解析モデルを用いて、交通中央局システムが更新された時点における期待影響度を計算し、そのときの期待影響度を各サブ中央局システムの個別更新を検討するためのリスク管理基準（ベンチマーク）として設定する。その上で、動的故障解析モデルを用いて、各々のサブ中央局システムの期待影響度の経年的な変化を分析するとともに、各サブ中央局システムの期待影響度がリスク管理基準に到達した時点で、当該のサブ中央局システムを更新し、その時点でサブ中央局の集約化を随時進めていくこととした。このような各サブ中央局システムの更新シナリオを与件として、中央局システム全体の故障・更新過程をシミュレートする。ただし、サブ中央局システムの個別更新後は、その時点で機器を新規に調達し、保守対応契約を新たに締結するものと仮定する。更新直後の影響度は0に更新される。ただし、システムを更新しても、従前のシステムと同様の故障性能を有すると仮定する。

図-12は、1) 現状のシステムを継続運用した場合、2) 現状構成のまま現時点で管制システム全体を更新した場合、3) 2箇所分散されている交通管制システム（横浜と八王子）を統合する場合、の3ケースに対するシミュレーション結果を示している。ただし、いずれの場合でも、システム故障のバックアップ機能は考慮

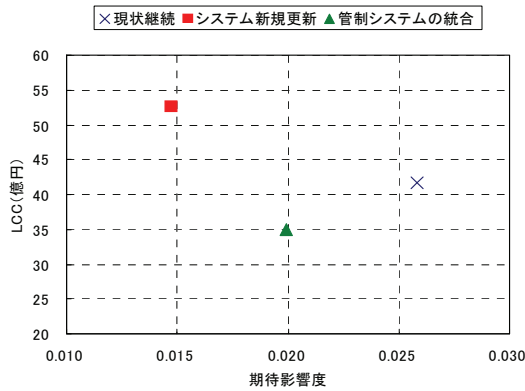
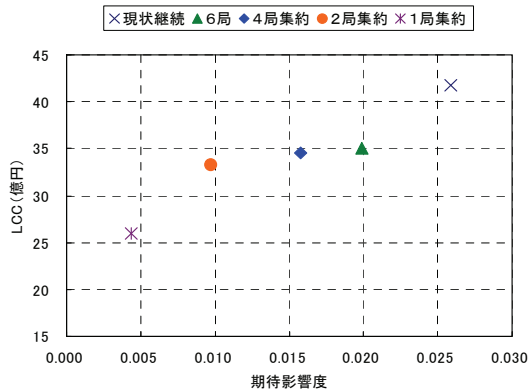


図-12 システム更新政策の評価結果 (1)



注) 図-12における管制システムの統合案は、本図の6局集約案に該当する。

図-13 システム更新政策の評価結果 (2)

しない。つまり、故障が発生したときには当該システムを人為的に在庫品や代替品で交換することを前提としている。現状システムを継続運用を続けた場合、最も期待影響度が高くなる。すなわち、各機器の保守対応期間に期限があり、故障時の復旧までの時間を要することが影響している。現状構成のまま現時点で管制システム全体を更新した場合、期待影響度を抑制できるが、期待ライフサイクル費用は増加する。これに対して、交通管制システムを統合した場合、管理すべき交通管制システムの数が減るために期待ライフサイクル費用を減少することができる。しかし、システムの統合により、システムがサービスを提供する空間的範囲が増加するため、システムの故障がもたらす影響度が大きくなる。したがって、サブ中央局の集約化を図るためには、冗長性を強化したシステム構築を行うことにより、期待影響度を低減させることが前提となることが理解できる。

つぎに、システムの機能の2重化を行うことにより、システムの機能の冗長性を強化する場合を考える。ここで、2重化とは具体的に、導入を検討するシステムと

同等の予備システムを並列的に設置し、システムに故障が発生したときには自動的に予備システムに切り替わるような機能を想定している。その上で、サブ中央局の集約化政策が、期待ライフサイクル費用や期待影響度に及ぼす影響について分析した。図-13は、1) 現状のシステムを継続運用した場合 (2重化は行わない)、2) 2箇所の交通管制システムを統合し、システム構成は既存のまま集約せず更新した場合 (2重化は行わない)、3) 2箇所の交通管制システムを統合し、さらにサブ中央局を4局、2局、1局にそれぞれ集約した場合のシミュレーション結果を示している。本シミュレーション結果に基づけば、サブ中央局を集約することにより、期待ライフサイクル費用、および期待影響度の最小化を同時に達成できることが理解できる。従来、リスク分散や空間的影響度を抑制するために、サブ中央局の分散化が望ましい政策と考えられてきた。しかし、以上の分析結果より、情報システムの2重化政策により、システム全体の信頼性を飛躍的に向上できることが明らかになった。このようなシステムの冗長化を達成できる場合、サブ中央局の分散化政策は、故障時の資材調達や技術者の派遣時間の増大を招き、結果として期待影響度の増加につながるため、必ずしも望ましい政策とは言えない。しかも、情報システムの費用低減の結果、システムの集約化により、期待ライフサイクル費用を低減することが可能であることが理解できる。

6. おわりに

本研究では、社会基盤施設を支援する大規模情報システムのアセットマネジメントを対象として、情報システムの動的故障解析モデルを提案した。具体的には、情報システムの機器群の故障過程を、ランダム比例ワイプ劣化ハザードモデルで表現した。さらに、機器の故障により情報システム全体の故障が発生するメカニズムをフォールト・ツリーにより表現した。その上で、時間の経過に伴って変化する機器群の故障率の変化や、機器の復旧時間の変化が、情報システムの故障発生確率や、故障がもたらす影響度の時間的変化に及ぼす影響をモンテカルロ・シミュレーションにより分析する方法論を提案した。さらに、高速道路の交通管制システムを対象とした適用事例を通じて、提案した動的故障解析モデルの有効性を実証的に検証した。その結果、現状の交通管制システムを継続的に使用する場合と比較して、2箇所に分散された交通管制システムを統合し、さらに中央局を1局に集約させるケースが期待ライフサイクル費用と期待影響度を同時に最小化でき得ることを定量的に示した。

本研究で提案した動的故障解析モデルを情報システ

ムのアセットマネジメントへ適用する上で、いくつかの研究課題が残されている。第1に、本研究で提案した情報システムの動的故障解析モデルとマイクロレベルでの機器の最適更新戦略を同時に考慮するモデルの開発が必要である。本研究では、個々の機器の故障の発生により情報システム全体の機能障害に及ぼす影響について分析した。個々の機器の故障確率を低減させるような情報機器の予防的保全のための合理的な更新政策と代替品の備蓄の方法を最適化することにより、より精緻な情報システムの保全政策について分析することが可能となる。このようなマイクロレベルでのアセットマネジメントを考える際にも、本研究で提案した動的故障解析モデルを適用することが可能である。第2に、情報システムの機能的劣化に対応したマネジメントシステムへの改良が必要となる。情報システムはその技術的革新が急速に進展する性質を有しており、社会環境の変化により道路利用者やシステムユーザが要求する機能も変化する。情報システムが要求される機能を満たさなくなった場合、情報システムが機能的寿命を迎えることとなり、システム的大幅な改良が必要となる。本研究では機器の故障が情報システム全体の信頼性に与える影響として、システム復旧までの時間の指標を導入したが、さらに情報システムの技術的陳腐化による機能低下の影響を考慮したリスク指標の開発が必要となる。第3に、情報システムの最適な更新のタイミングを評価するモデルの開発が必要である。情報システムを取り巻く環境の変化は不確実性を多く含んでおり、更新するか否か、あるいは更新のタイミングといった情報システムへの投資判断をリアルオプションモデルにより決定する方法論の開発が必要となる。

謝辞：本研究の遂行にあたり、中日本高速道路株式会社横浜支社道路管制センター管制チーム、同横浜支社施設チーム、同横浜支社施設整備チーム、財団法人高速道路技術センター施設技術研究部から多大なご協力を賜った。ここに感謝の意を表す。また、本研究の

一部（貝戸清之担当分）は文部科学省科学技術調整振興費「若手研究者の自立的な研究環境整備促進」事業により大阪大学大学院工学研究科グローバル若手研究者フロンティア研究拠点において実施された。

参考文献

- 1) Lancaster, T.: *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press, 1990.
- 2) Gourieroux, C.: *Econometrics of Qualitative Dependent Variables*, Cambridge University Press, 2000.
- 3) 青木一也, 山本浩司, 小林潔司: 劣化予測のためのハザードモデルの推計, 土木学会論文集, No.791/VI-67, pp.111-124, 2005.
- 4) 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.
- 5) 青木一也, 山本浩司, 津田尚胤, 小林潔司: 多段階ワイブル劣化ハザードモデル, 土木学会論文集, No.798/VI-68, pp.125-136, 2005.
- 6) 貝戸清之, 山本浩司, 小濱健吾, 岡田貢一, 小林潔司: ランダム比例ワイブル劣化ハザードモデル, 交通管制システムへの適用, 土木学会論文集F, Vol.64, No.2, pp.115-129, 2008.
- 7) Bedford, T. and Cooke, R.: *Probabilistic Risk Analysis*, Cambridge University Press, 2001, 金野秀敏訳: 確率的リスク解析, 基礎と方法, シュプリンガー・ジャパン, 2006.
- 8) 大津安康, 大矢敏雄, 水谷守, 鶴沢哲史: 企業における地震時対策機能の実用性に関する検討, 地震工学研究発表会講演論文集, Vol.24, pp.1245-1248, 1997.
- 9) 竹林亜夫, 滝沢文教, 木村正樹, 三上元弘, 奥井裕三: 湧水によるトンネル切羽の不安定化に関する地震工学的研究, トンネル工学報告集, Vol.14, pp.61-68, 2004.
- 10) Dugan, J.B., Bavuso, S.J. and Boyd, M.A.: Dynamic fault-tree models for fault-tolerant computer systems, *Reliability, IEEE Transactions*, Vol.41, pp.363-377, 1992.
- 11) Maher, M.J. and Summersgill, I.: A comparative methodology for the fitting predictive accident models, *Accident Analysis & Prevention*, Vol.28, pp.281-296, 1996.
- 12) Piegorisch, W.W.: Maximum likelihood estimation for the negative binomial dispersion parameter, *Biometrika*, Vol.46, pp.863-867, 1990.

(2007. 8. 2 受付)

DYNAMIC FAULT ANALYSIS OF LARGE-SCALE TRAFFIC CONTROL SYSTEMS WITH REFERENCE TO COMPONENT'S DETERIORATION

Kouji YAMAMOTO, Kazuya AOKI, Kiyoyuki KAITO and Kiyoshi KOBAYASHI

In this paper, a dynamic fault analysis model of large-scaled information systems is formulated to investigate the impacts of the system service inoperability upon social systems. The renewal processes of the components of the systems are described by use of random Weibull hazard models, and the fault tree model is formulated to analyze the magnitude of the system inoperability. The reliability of the information systems and the expected repair/maintenance cost estimated by Monte Carlo simulation models. The practical availability of the methodology presented in this paper is investigated by a case study dealing with the traffic control systems for an expressway.