

加速劣化ハザードモデル：コンクリート 中性化予測への適用

田中尚¹・藤森裕二²・貝戸清之³・小林潔司⁴・安野貴人⁵

¹正会員 大阪市水道局工務部 (〒 559-8558 大阪市住之江区南港北 1-14-16)

E-mail: tak-tanaka@suido.city.osaka.jp

²学生会員 京都大学大学院 工学研究科都市社会工学専攻 (〒 615-8540 京都市西京区京都大学桂)

E-mail: fujimori.yuji@student.mbox.media.kyoto-u.ac.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 経営管理大学院経営管理講座 (〒 606-8501 京都市左京区吉田本町)

E-mail: kkoba@psa.mbox.media.kyoto-u.ac.jp

⁵正会員 (株) ニュージェック (〒 531-0074 大阪市北区本庄東 2-3-20)

E-mail: yasunotk@newjec.co.jp

浄水場施設のアセットマネジメントにおいて、コンクリート版に対する維持管理が重要な課題となっている。短・中期間を対象とした中性化速度式では、中性化深さが経過年数の平方根に比例するという仮定（以下、「ルート t 則」と略す）が採用されている。しかし、アセットマネジメントの対象となる長期間に及ぶ中性化過程に関しては十分な知見が蓄積されていない。本研究では、浄水場施設のコンクリート構造物を対象に、長期にわたって蓄積された中性化深さの測定データに基づいて、長期的な中性化過程を解析するための加速劣化ハザードモデルを提案する。さらに、ルート t 則に関する統計的仮説検定の結果、少なくとも対象とした長期間のデータに関してルート t 則は棄却され、現実の中性化過程はルート t 則より、加速して進行することが判明した。

Key Words : concrete carbonation, accelerated hazard model, root- t formula, water treatment facility

1. はじめに

近年、浄水場施設の老朽化が進み、補修時期や更新時期の精査が大きな問題となっている¹⁾。浄水場施設の劣化・損傷のモニタリングは、多大な費用と時間を要することから、構造物の劣化予測に必要な点検結果が十分に蓄積されていないのが実情である。しかし、近年のアセットマネジメントの重要性に対する認識の結果、限られた情報ではあるが、浄水場施設の劣化過程に関する点検データもいくつか利用可能になってきている。このような現実のデータを用いて、これまで実務において用いられてきた劣化予測式の現象再現性について実証的な検証を試みる事が可能となった。

本研究では、浄水場施設におけるコンクリート構造物の老朽化の主要な要因の1つである中性化過程^{1)–4)}に着目する。コンクリートの短・中期間を対象とした中性化予測では、中性化深さが経過時間の平方根に比例することが定説（以下、「ルート t 則」と略す）であり、ルート t 則に基づく中性化速度式⁵⁾を用いて構造物の設計が行われている。ルート t 則は、定常状態における炭酸イオンのコンクリート内拡散現象に基づいて導出された力学モデルであり、実験室内での自然暴露試験や促進試験、あるいは数ヶ月から15年程度の短・中期的

な現場観測の結果により、その妥当性が確認されてきた^{5)–24)}。しかし、アセットマネジメントの対象となる長期間を対象とした中性化過程に関しては十分な知見が蓄積されていないのが実情である。とりわけ、長期間を対象としたアセットマネジメントにおいて、ルート t 則による劣化予測結果に基づいたライフサイクル費用評価が経験的妥当性を有しているかどうかを検討することが必要である。

本研究では、現実に観測された中性化深さの測定データに基づいて、コンクリート構造物の中性化速度式を統計的に推計する方法を提案する。既往の中性化速度式⁵⁾は確定的モデルであり、現実のデータとの整合性に関して、統計的検証が不可能であるという問題がある。そこで、ルート t 則に基づく中性化速度式に対して、1) 加速度パラメータ値（ルート t 則の場合、0.5となる）に関する制約を緩和する、2) 中性化過程に介在する個別的な環境要因を表現する確率誤差項を付加することにより、統計分析が可能な確率モデル（以下、加速劣化ハザードモデルと呼ぶ）として再定式化する。以上のように定式化した加速劣化ハザードモデルは、既往の中性化速度式を特殊ケースとして包含するような統計的劣化予測モデルであり、このモデルを推計することにより既往の中性化速度式の現象再現性に関して統

計的解析を実施することが可能となる。

以上の問題意識の下、本研究では、浄水場施設におけるコンクリート構造物の中性化判定結果に基づいて、加速劣化ハザードモデルを推計するとともに、ルート t 則に基づく中性化速度式（力学的劣化モデル）の現象再現性について実証的に考察する。さらに、加速劣化ハザードモデルを用いて、浄水場施設のコンクリートに対するリスクマネジメント指標の設定および余寿命の評価に関する手法を提案する。以下、**2.**では、本研究の基本的な考え方を述べる。**3.**で加速劣化ハザードモデルと、それを用いた余寿命の推計方法について言及する。**4.**では適用事例について述べる。

2. 本研究の基本的な考え方

(1) 既往研究の概要

中性化は、長年の供用に伴って、通常高いアルカリ性を示すコンクリート内に大気中の炭酸ガスが拡散し、水酸化カルシウムと反応して炭酸カルシウムを生成することにより、コンクリートの pH を低下させる現象である⁹⁾。中性化そのものにより、コンクリートの物理的、機能的劣化が発生するわけではない。しかし、中性化が鉄筋の位置まで進行すれば、鉄筋の腐食に対する保護性能を失って、鉄筋腐食の原因となる。また、発錆による鉄筋の体積膨張がコンクリートのひび割れやかぶりコンクリートのかい離を生じさせ、コンクリート構造物の耐久性を低下させる²⁵⁾。

コンクリート構造物の中性化過程に関しては、実験的および解析的手法により多くの研究が蓄積されている。実験的研究としては、自然暴露試験や促進試験等を通じて、中性化の進行速度に関する研究が行われている。さらに、中性化深さと経過期間の関係を求めた中性化速度式⁵⁾⁻¹⁶⁾が提案されている。中でも、岸谷は建築物の調査データに基づいて、中性化深さが経過時間の平方根に比例することを指摘し、コンクリート構造物の中性化速度式を提案している⁵⁾。一方、解析的研究として、物理化学的あるいは熱力学的手法に基づいて、コンクリートの pH 変化等の予測を行った事例がある¹⁷⁾⁻²⁴⁾。コンクリートは、当初は pH13 程度のアルカリ性を呈しているが、大気中に存在する炭酸ガス、水中に存在する炭酸イオン、その他の酸、塩などの作用により、セメント水和物のアルカリ性が中性化していく。大気中の炭酸ガスによるコンクリート表面からの中性化の進行が、定常状態における炭酸ガスのコンクリート中への拡散によって生じると仮定すれば、中性化深さが経過時間の平方根に比例するという理論式を導出することができる。すなわち、中性化深さ x は、

経過時間 t の関数として

$$x = A\sqrt{t} \quad (1)$$

と表される。係数 A は、中性化速度係数とも呼ばれ、 A の値が大きいほど中性化速度が大きいことを表している。多くの外的・内的要因が中性化速度係数 A に影響を及ぼす。既存コンクリート構造物の調査、供試体の暴露試験や促進中性化試験等を通じて、係数 A に関して種々の提案⁵⁾⁻¹⁶⁾がなされている。このように、中性化深さが経過時間の平方根に比例するという仮定は、定常状態における拡散現象に基づいて導出されたものであり、モデル化の前提となる諸条件を満足する範囲において、理論的な妥当性が保証される。したがって、実験的および解析的研究のいずれにおいても、中性化は一般的にルート t 則に従って進行すると考えられており、実務レベルの研究はルート t 則を基本式としながらも、中性化速度係数にどのような要因を考慮すべきかを検討することによって発展してきた経緯がある^{10),11)}。実際に、ルート t 則を用いた中性化速度式は実用的であり、設計段階においてコンクリート構造物のかぶり厚等を決定する拠り所となっている。

その一方で、コンクリートは鋼材とは異なり、材料・施工の質を均一化することは難しい。また、コンクリート構造物の劣化過程は環境依存性が強いことも指摘されている^{26),27)}。例えば土木学会コンクリート標準示方書²⁸⁾には、「中性化の進行速度は、コンクリート中における二酸化炭素の移動速度と細孔溶液の pH 保持能力によって決まる。二酸化炭素の移動速度は、セメント硬化体および骨材の空隙量と空隙構造に影響を受ける。このため、セメント・混和剤・骨材の種類、水セメント比（水結合材比）、結合材の水和度などが問題となる。（中略）したがっていずれにしても、中性化速度はコンクリートの含水状態の影響を受けることになり、考慮すべき環境条件として、温度・湿度・降雨頻度・日射等があげられる。一方、細孔溶液の pH 保持能力は、水酸化カルシウム量で決まる。このため、セメント・混和剤の種類、水セメント比、単位セメント量、結合材の水和度等の影響を受ける。以上のことから、これらの影響を適切に評価して、予測に取り込む必要がある。」との記述があり、中性化過程には多種多様な要因が介在していることが理解できる。しかし現実的には、実務レベルでこれらの要因を取捨選択することは困難であり、同標準においても、中性化深さの測定値を用いて中性化速度係数を逆算することで、その後の予測に反映させることを提案している²⁸⁾。ただし、そのような場合であっても中性化深さの測定結果は、同一構造物、部材においても空間的なばらつきが大きいことが指摘されている^{29),30)}。したがって、確定的なモデルによって中性化過程を記述し、その結果をアセットマネジメ

ントに反映させることには限界がある。不確実性を考慮したような確率モデルを用いて中性化過程を記述し、中性化過程に影響を及ぼす要因を統計的に検証することが重要である。ただし、測定データから中性化過程を記述するモデルを構築するには膨大なデータを必要とすることから、ルート t 則に基づく予測式を包括したようなベースラインを設定し、測定データにより統計的に推計することが効率的である。したがって、これ以降で述べるモデルと方法論は確率モデルを採用する等の拡張はあるものの、従来の予測式と方法論を踏襲し、その延長線上に位置していることを断っておく。

(2) アセットマネジメントと劣化予測式

コンクリート構造物の維持補修計画を検討する場合、長期にわたる計画期間を対象として、ライフサイクル費用の最小化に資するような最適補修計画を立案することが主たる目的となる²⁵⁾。アセットマネジメントにおいて、ルート t 則に基づいた中性化速度式を用いた場合、ライフサイクル費用分析においていくつかの評価上の問題が発生する。ルート t 則に基づいた中性化速度式は、ライフサイクルの後半において劣化速度が非常に緩慢になることを意味する。その結果、最適な更新間隔を算定しても、非現実的な結果が得られる場合も少なくない。ライフサイクル後半期において、定常状態における炭酸イオンの拡散現象以外の原因により、中性化が進展している場合には、ルート t 則に基づいた中性化予測を用いることにより対策時期の判断に重大な遅延をもたらす可能性がある。さらに、のちに図-1に示すように、中性化速度式のわずかな推計誤差が補修タイミングの決定に多大な誤差をもたらすことになる。しかしながら、これは既往研究が中性化機構の解明や中性化の誘因・促進要因を特定化することを主たる目的としているのに対して、アセットマネジメントが補修や更新時期の決定を主たる目的としていることが原因である。2.(1)で述べたように中性化過程に影響を及ぼす要因は多種多様であり、機構解明のために記述されたモデルで長期間の劣化予測を行うことや、包括した予測式を定式化することはそもそも現実的ではない。目的（本研究では長期間の中性化予測を行う）に応じた方法論の開発が不可欠である。

既往研究では、数ヶ月から15年程度の短・中期間を対象とした室内実験や現況調査により中性化速度式を検証しており、アセットマネジメントが対象とするような長期間を対象として中性化速度を検討した事例は、筆者らの知る限り存在しない。実際の使用環境で、長期間にわたり供用しているコンクリート構造物の中性化過程に関しては、ほとんど情報が蓄積されていないのが実情である。対策時期に関する判断遅延リスクを

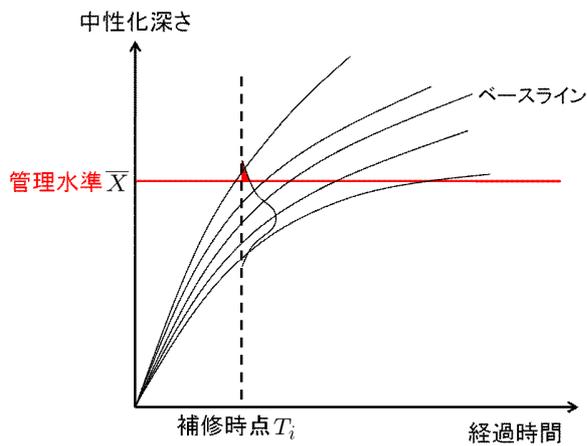
避けるためには、現実のコンクリートの中性化過程に関する実データに基づいて、中性化速度式を統計的に推計することが必要となる。本研究では、1.で言及したように、既往研究における中性化速度式に対して、1) 中性化方程式における加速度パラメータ値の制約を緩和する、2) 中性化過程に介在する個別的な環境要因を表現する確率誤差項を付加したような加速劣化ハザードモデルを提案する。加速劣化ハザードモデルの加速度パラメータを0.5に拘束したモデルは、ルート t 則に基づく中性化速度式に確率誤差項を付加した力学モデルに相当する。したがって、加速劣化ハザードモデルを用いて、中性化速度式におけるルート t 則に関する統計的検定を行うことが可能となる。

当然のことながら、本研究で提案する加速劣化ハザードモデルは、確率誤差項の確率分布として、パラメトリックな確率分布関数を想定しており、仮説検定の結果が確率誤差項分布に関する特定化誤差の影響を受けている可能性がある。このため、加速劣化ハザードモデルを用いた仮説検定によりルート t 則に関する仮説が棄却されたからといって、直ちに中性化に関わるルート t 則の妥当性が否定されるわけではない。しかし、今後、点検サンプルを蓄積することにより、ルート t 則の経験の有効性に関する研究を積み重ねることが重要である。

(3) ベースラインモデルと比例性

目視点検の結果に基づいて、構造物の劣化過程を予測する統計的劣化予測モデルに関しては、多くの研究蓄積^{31)–35)}がある。統計的劣化モデルを推計するためには、一定量のデータの蓄積が必要である。たとえば、津田ら³³⁾はマルコフ劣化モデルを安定的に推計するためには、2,000個程度の点検データが必要となるとしている。統計的予測モデルは、劣化過程のベンチマークとなる力学モデルを内蔵していないため、劣化過程を安定的に表現するために、大量のデータが必要となる。これに対して、力学的劣化モデルは、劣化過程を直接モデル化しているため、(モデル化が正しい限り)より少ないデータを用いて劣化予測を行うことが可能となる。しかし、現実の劣化過程には多様な要因が介在するため、単一の力学モデルを用いて劣化過程を表現するには限界がある。このため、限られたデータを用いて力学モデルを統計的に推計しようとするハイブリッド型劣化予測モデル³⁶⁾も提案されている。

本研究では、比例ハザードモデル³⁷⁾を用いたハイブリッド型劣化予測モデルを提案する。比例ハザードモデルは、ベースラインの寿命関数（ベースラインモデル）を特定化し、定数やハザード形状パラメータを最尤法により推計する手法である。比例ハザードモデルは、構造物による劣化速度の異質性を表現するが、構造物



注) 中性化曲線と管理水準 \bar{X} の交点が補修タイミングとなる。これらの交点の分布より、中性化曲線のわずかなシフトが補修タイミングの大きな変動をもたらすことが理解できる。また、ある補修時点における中性化深さの確率分布も示しているが、中性化が管理水準以上に進展する超過確率は図中の斜線部分の面積で表される。

図-1 ルート t 則に基づく中性化曲線

ごとに定義された損傷発生ハザード関数が交差しないことを仮定する。ルート t 則を用いた中性化速度式 (1) も、このような比例性を満足している。すなわち、ベースラインモデルとしてパラメトリックな関数 $x = \sqrt{t}$ を用いるとともに、構造物ごとの中性化速度の異質性を中性化速度係数 A により表現している。比例ハザードモデルは、ベースラインモデルを特定化することにより、パラメータ空間が相対的に絞られるため、限定されたデータによっても推計できる点に利点がある。

本研究で提案する加速劣化ハザードモデルは、比例ハザードモデルの性質を満足している。その際、ベースラインモデルとして、加速度方程式 (ベースライン劣化速度式) $x = t^{1/\alpha}$ を採用する。ここに、 x は中性化深さであり、経過時間 t の関数として表現される。 α は加速度パラメータであり、ルート t 則に基づく中性化速度式 (1) は、加速度パラメータを $\alpha = 2$ に設定したことに他ならない。さらに、加速劣化ハザードモデルは、ベースラインの中性化速度式として加速度方程式を採用し、中性化係数に確率誤差項を導入することにより、個別構造物の中性化速度の異質性を表現しようとする点に特徴がある。

(4) 浄水場施設のリスクマネジメント

図-1 は、加速劣化ハザードモデルを用いて作成した中性化の進行プロセス (中性化曲線) を表現している。同図の縦軸は中性化深さを、横軸は経過時間を表している。コンクリート構造物特性や使用環境が同一でも、施工条件や個別的要因等の異質性により、中性化曲線が多様に異なる。この図では、ベースラインモデルと

してルート t 則を採用している。縦軸に中性化深さに関する管理水準 \bar{X} を決定し、横軸と平行に予防的に補修すべき限界ライン (図中の赤線) を定めると、それと中性化曲線との交点から、補修時期を決定することができる。限界ラインの例として、RC コンクリート構造物の場合、鉄筋位置までのかぶり厚さを管理限界ラインとすると、中性化曲線と管理限界ラインの交点より、補修時期の設定に資する情報が得られる。ルート t 則に基づく中性化曲線は、図-1 に示すように凹曲線として表現される。このため、中性化曲線のわずかな推計誤差が、補修時期の大きな変動に結びつく可能性がある。現実のコンクリート構造物の中性化進行過程には、多大な不確実性が存在するため、補修時期を確定的に決定することができない。しかし、構造物個々の中性化曲線の多様性を支配する複数の要因を異質性パラメータとして1つの変数に集約化し、さらにその異質性パラメータが形成する分布を推計できれば、補修時期タイミングの確率分布を同図のように導出することができる。その上で、現実の中性化が管理水準以上に進展する超過確率 (図中の赤色部分の面積) を設定すれば、補修時期を決定することが可能となる。このように加速劣化ハザードモデルは、個別構造物の中性化進行に関する異質性をモデル化することが可能となるため、アセットマネジメントを実施するうえで必要なリスクマネジメント指標を導出することが可能となる。このようなリスクマネジメント指標に関しては、3.(4) で言及する。

3. 加速劣化ハザードモデル

(1) 劣化ハザードモデル

中性化過程には多種多様な要因が介在し、中性化速度係数に各種要因が及ぼす影響について実証的に検討がなされ、適宜中性化速度係数に反映されてきた⁵⁾⁻¹⁶⁾。しかし、その中には計測が極めて困難な要因、未だ特定化されていない要因などが含まれており、中性化過程に及ぼす影響は大きいものの、データが蓄積されていないケースも少なくない。このような場合にこれまでは、理論的妥当性が保証されたルート t 則に基づき、測定データを用いて中性化速度係数を逆算する、すなわち中性化速度係数に全ての要因の影響を集約させるという方法論が採用されてきた。本研究においても、既往の方法論を踏襲する形で、中性化過程を加速劣化ハザードモデルで表現し、測定データにより確率モデルを統計的に推計する方法論を提案する。さらに、中性化速度係数に加えて、加速度パラメータ値も未知パラメータと考える。実測データとの適合性を高めることで、長期間の中性化予測精度の向上を図る。

いま、対象とするコンクリート構造物群が、 n 個の部材で構成されていると考える。対象とする部材 i ($i = 1, \dots, n$) の前回の更新時点からの経過時間を t_i 、コンクリート部材の中性化深さを x_i (mm) と表す。中性化の進行プロセスを

$$x_i = \exp\left(\frac{-B_i}{\alpha}\right) t_i^{1/\alpha} \quad (2a)$$

$$B_i = \theta' z_i + \sigma w_i \quad (2b)$$

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

と定式化する。ここで、 $\alpha (> 0)$ は加速度パラメータ、 B_i は、個々のコンクリート部材の構造特性の異質性を反映する係数（中性化係数と呼ぶ）であり、加速要因と誤差項の和で構成される。ただし、 $z_i = (1, z_i^1, \dots, z_i^M)$ は部材 i の劣化・損傷の共変量ベクトル、 $\theta = (\theta_0, \theta_1, \dots, \theta_M)$ は寿命に関するパラメータベクトル、 θ_0 は定数パラメータ、 w_i は部材 i に固有な劣化要因を表す確率誤差項、 σ は偏差パラメータを表す。ここで、 $\alpha = 2$ を仮定すれば

$$x_i = \exp\left(\frac{-B_i}{2}\right) t_i^{1/2} \quad (3)$$

を得る。式 (3) は中性化深さが経過時間の平方根に比例する既往の中性化速度式に他ならない。すなわち、式 (3) は、既往の中性化速度式を特殊ケースとして内包するモデルとなっている。右辺の中性化係数 B_i は、個々のコンクリート構造物の中性化速度が、構造特性 z_i と誤差項 w_i に応じて異質であることを表現している。

加速劣化ハザードモデル¹⁵⁾では、劣化状態がある管理水準に到達するまでの経過時間（寿命）の対数値を、劣化・損傷の共変量 $\theta' z_i$ と誤差項 σw_i の線形和として表現する。式 (2a) の両辺の対数をとれば、加速劣化ハザードモデル

$$y_i = \ln t_i = \alpha \ln x_i + \theta' z_i + \sigma w_i \quad (i = 1, \dots, n) \quad (4)$$

を得る。確率変動項 w_i が確率密度関数

$$f_w(w_i) = \exp\{-w_i - \exp(-w_i)\} \quad (5)$$

で表現される標準ガンベル分布に従うと仮定する。ただし、 $E(w_i) = \gamma$ であり、 $\gamma (= 0.57722 \dots)$ はオイラー定数である。式 (4) を

$$w_i = \frac{y_i - \alpha \ln x_i - \theta' z_i}{\sigma} \quad (i = 1, \dots, n) \quad (6)$$

と書き直し、確率密度関数 (5) の変数変換を行う。その結果、部材 i が構造特性 z_i において中性化深さが管理水準 x_i に到達するまでの所要時間（寿命）の条件付分布を表す確率密度関数は、

$$\begin{aligned} f_y(y_i|x_i, z_i) &= \frac{1}{\sigma} f_w\left(\frac{y_i - \alpha \ln x_i - \theta' z_i}{\sigma}\right) \\ &= \frac{1}{\sigma} \exp\left\{-\exp\left(-\frac{y_i - \alpha \ln x_i - \theta' z_i}{\sigma}\right) - \frac{y_i - \alpha \ln x_i - \theta' z_i}{\sigma}\right\} \end{aligned} \quad (7)$$

と表すことができる。一方、確率密度関数 (5) より、生存関数は

$$\begin{aligned} S_w(w_i) &= 1 - \int_{-\infty}^{w_i} f_w(w) dw \\ &= 1 - \exp\{-\exp(-w_i)\} \end{aligned} \quad (8)$$

と表現される。部材 i が構造特性 z_i において対数時間 y_i が経過した時点で、中性化深さが管理水準 x_i まで到達していない確率は、生存関数

$$\begin{aligned} S_y(y_i|x_i, z_i) &= S_w\left(\frac{y_i - \alpha \ln x_i - \theta' z_i}{\sigma}\right) \\ &= 1 - \exp\left\{-\exp\left(-\frac{y_i - \alpha \ln x_i - \theta' z_i}{\sigma}\right)\right\} \end{aligned} \quad (9)$$

を用いて表現できる。さらに、変数変換 $t_i = \exp(y_i)$ により経過時間 t_i に関する生存関数は、

$$S_t(t_i|x_i, z_i) = 1 - \exp\{-\lambda_i(x_i, z_i) t_i^{-\beta}\} \quad (10a)$$

$$\lambda_i(x_i, z_i) = \exp\left(\frac{\alpha \ln x_i + \theta' z_i}{\sigma}\right) \quad (10b)$$

となる。ただし、 $\beta = 1/\sigma$ である。

このように、加速劣化ハザードモデルに対しても、生存関数 (10a) を導出することができる。伝統的なハザードモデル³⁸⁾⁻⁴¹⁾は、対象物の寿命が確率分布すると仮定しているのに対して、加速劣化ハザードモデルでは、個別部材の中性化速度係数の異質性が寿命分布の原因となっていることに留意する必要がある。また、生存関数は、中性化の進展が所与の中性化深さ x_i に到達するまでの経過時間の分布を示しており、個々の部材における中性化プロセスを示したものではない。当然のことながら、確率変動項 w_i の確率分布として、ガンベル関数以外の確率分布（例えば、対数正規分布、ロジスティック分布等）を採用することも可能である。このうち、対数正規分布、ロジスティック分布は、ある時期にハザード率のピークがあるようなハンプ型形状の場合に適している⁴²⁾。しかし、対象とする水道施設の場合、のちに考察するように、経過時間とともに劣化が加速しハザード率が増加するような劣化特性を有している。さらに、ガンベル分布は、ハザード率が経過時間に対して一定、逡増、逡減となるような変化過程を表現できるという柔軟な構造を有している。以上の理由により、本研究では確率誤差変動としてガンベル分布を採用することとする。

(2) ハザード関数の推計

コンクリート構造物の中性化過程に関するサンプルの利用可能性により、ハザード関数の推計方法が異なる。本研究では、以下の2つの異なったタイプのサンプルが入手可能な場合を考える。すなわち、1) 経過時間 y_i と中性化深さ x_i に関する情報が獲得可能な場合（タイプ 1）、2) 中性化深さが管理水準 x_i に到達したかど

うかを表すデータのみが入手可能な場合(タイプ2)という2種類の場合を考える。タイプ1は非破壊検査など詳細な検査を実施した場合、タイプ2は目視点検などを実施した場合を想定している。

a) タイプ1の場合

本研究の適用事例では、浄水施設の更新時に、コンクリート版から無作為にサンプルコアを抽出し、各サンプルの中性深さを実測している。経過時間の異なる施設からサンプルを抽出しており、各サンプルの情報を ξ_i ($i = 1, \dots, n$) を $\xi_i = (x_i, y_i, z_i)$ と表すことができる。ただし、 $z_i = (z_i^1, \dots, z_i^M)$ はサンプル i の構造特性を表すベクトルであり、 z_i^m ($m = 1, \dots, M$) はサンプル i の m 番目の構造特性を表している。サンプル ξ_i が観測される尤度 \mathcal{L}_i は、

$$\mathcal{L}_i = \frac{1}{\sigma} f_w \left(\frac{y_i - \alpha \ln x_i - \theta' z_i}{\sigma} \right) \quad (11)$$

と表すことができる。ここで、浄水場施設の布設年次は同一であるとは限らず、異なる場合を含む。浄水場施設は、構造物の諸元や環境条件が均質でない場合が多い。対象とする単位の浄水場施設は、それらの劣化・損傷に関して相互に独立であると仮定できる。したがって、すべてのサンプル $\xi = \{\xi_i \ (i = 1, \dots, n)\}$ を与件とした対数尤度関数は

$$\begin{aligned} \ln \mathcal{L}(\alpha, \theta, \sigma) &= \sum_{i=1}^n \left\{ -\exp \left(-\frac{y_i - \alpha \ln x_i - \theta' z_i}{\sigma} \right) - \left(\frac{y_i - \alpha \ln x_i - \theta' z_i}{\sigma} \right) \right\} - n \ln \sigma \end{aligned} \quad (12)$$

と表される。タイプ1のデータは、加速劣化ハザードモデルの説明変数に関する情報が直接観測可能である場合を想定している。このようなデータは、適用事例のように施設更新が実施された機会等を利用して、コンクリートのコアサンプルを抽出することが必要となる。しかし、現在供用中の浄水施設に対して、このようなコアサンプルを把握することは容易ではない。

b) タイプ2の場合

目視点検で、中性化により構造物が限界状態に達成しているかどうかを判定することができる場合を考える。さらに、非破壊試験等により、コンクリートの鉄筋かぶり厚 x_i が測定できると考える。目視点検で、構造物に中性化による損傷・損壊が発見された場合、中性化深さが少なくともかぶり深さ x_i に到達していると考えよう。この場合、目視点検のサンプルが有する情報は $\xi_i = (\delta_i, y_i, z_i)$ として整理できる。ただし、 δ_i はダミー変数であり、

$$\delta_i = \begin{cases} 1 & \text{管理水準を満足しない場合} \\ 0 & \text{満足する場合} \end{cases} \quad (13)$$

と定義する。すなわち、 $\delta_i = 1$ ならば、構造物 i に中性化による損傷・損壊が発生し、中性化が鉄筋の位置まで進行していることを意味している。 $\delta_i = 1$ が生起する確率は、寿命関数

$$\begin{aligned} F_y(y_i | x_i, z_i) &= 1 - S_y(y_i | x_i, z_i) \\ &= \exp \left\{ -\exp \left(-\frac{y_i - \alpha \ln x_i - \theta' z_i}{\sigma} \right) \right\} \end{aligned} \quad (14)$$

を用いて表現される。一方、 $\delta_i = 0$ ならば、管理水準を満足しており、その確率は生存確率(10a)を用いて表現される。浄水場施設のある経過時間 $y_i = \ln t_i$ に点検すると、「すでに、ある限界状態に到達している」か、あるいは「未到達であるか」のいずれかの状態が観測される。したがって、尤度関数は

$$\begin{aligned} \mathcal{L}(\alpha, \theta, \sigma) &= \prod_{i=1}^n \{F_y(y_i | x_i, z_i)\}^{\delta_i} \{S_y(y_i | x_i, z_i)\}^{1-\delta_i} \end{aligned} \quad (15)$$

と表せる。さらに、対数尤度関数は次式で表される。

$$\begin{aligned} \ln \mathcal{L}(\alpha, \theta, \sigma) &= \sum_{i=1}^n \delta_i A_i \\ &\quad + \sum_{i=1}^n (1 - \delta_i) \ln \{1 - \exp(A_i)\} \end{aligned} \quad (16)$$

ここで、 $A_i = -\exp\{-(y_i - \alpha \ln x_i - \theta' z_i)/\sigma\}$ である。

なお、多くのコンクリート構造物の場合、タイプ1のデータを入手することが困難であり、タイプ2のデータのみが入手可能な場合が少なくない。しかし、浄水場施設は、高度なコンクリート管理が必要であり、タイプ2のようにコンクリートの中性化が限界状態に到達していることはありえない。したがって、タイプ1のデータに頼らざるを得ず、このことが浄水場施設の劣化状態に関する情報の蓄積が十分でないことの原因となっている。本研究の適用事例は、浄水場のコンクリート構造物に関する詳細調査が蓄積されており、タイプ1のデータが入手可能な場合をとりあげる。

c) 最尤推計問題

パラメータの最尤推計問題は、いずれのタイプのデータを用いた場合も、対数尤度関数最大化問題

$$\max_{\alpha, \theta, \sigma} \{\ln \mathcal{L}(\alpha, \theta, \sigma)\} \quad (17)$$

に帰着する。ここで、パラメータベクトルを $(\zeta, \sigma) = (\zeta_1, \dots, \zeta_{M+2}, \sigma) = (\alpha, \theta, \sigma)$ と書き換える。対数尤度関数(12)は σ に関して凸性が保証されない。したがって、 σ に関する直接探索法と残りのパラメータに関するニュートン・ラフソン法⁴⁰⁾を組み合わせた方法によりパラメータ (ζ, σ) に関する最尤推計量を求めることとする。すなわち、 σ の値を $\bar{\sigma}$ に固定した場合、残りのパラメータ ζ の条件付き最尤推計量 $\zeta^*(\bar{\sigma})$ は非線

形連立方程式

$$\frac{\partial \ln \mathcal{L}(\zeta, \sigma)}{\partial \zeta_i} = 0 \quad (18)$$

$$(i = 1, \dots, M+2) \quad (19)$$

の解として求まる. さらに, 分散パラメータ σ の最尤推計量 σ^* は, 1 次元探索問題

$$\max_{\sigma > 0} \{ \mathcal{L}(\zeta^*(\sigma), \sigma) \} \quad (20)$$

を解くことにより得られる. さらに, 表記の都合上, 最尤推計量 $(\zeta^*(\sigma^*), \sigma^*)$ を $\zeta^* = (\zeta_1^*, \dots, \zeta_{M+3}^*) = (\zeta^*(\sigma^*), \sigma^*)$ と書き改めよう. 最尤推計量 ζ^* の近傍で対数尤度関数が局所的に凸関数である場合, パラメータの漸近的な共分散行列の推計量 $\hat{\Sigma}(\zeta^*)$ は,

$$\hat{\Sigma}(\zeta^*) = \left[\frac{\partial^2 \ln \mathcal{L}(\zeta^*)}{\partial \zeta_i \partial \zeta_{i'}} \right]^{-1} \quad (21)$$

と表すことができる^{43),44)}. ただし, 上式の右辺の逆行列は $\partial^2 \ln \mathcal{L}(\zeta^*) / \partial \zeta_i \partial \zeta_{i'}$ を要素とする $(M+3) \times (M+3)$ 次の Fisher 情報行列⁴⁴⁾の逆行列である. 最尤推計量 ζ^* を求めれば, 共分散行列の推計量 $\hat{\Sigma}(\zeta^*)$ を用いて t -検定統計量を推計できる.

(3) ルート t 則の統計的検定

ルート t 則を用いた中性化速度式は, 加速劣化ハザードモデルの加速度パラメータを $\alpha = 2$ に設定した特殊ケースに相当する. そこで, 2 種類の加速劣化ハザードモデル

$$y_i = \alpha_1 \ln x_i + \theta_1' z_i + \sigma_1 w_i \quad (22a)$$

$$y_i = 2 \ln x_i + \theta_2' z_i + \sigma_2 w_i \quad (22b)$$

を考える. さらに, これら 2 種類の加速劣化ハザードモデル (22a), (22b) のパラメータの最尤推計量を, それぞれ $(\hat{\alpha}_1, \hat{\theta}_1, \hat{\sigma}_1)$, $(2, \hat{\theta}_2, \hat{\sigma}_2)$ と表そう. ルート t 則に関する仮説検定モデルは

$$\begin{cases} H_0 & \hat{\alpha}_1 = 2 \\ H_1 & \hat{\alpha}_1 \neq 2 \end{cases} \quad (23)$$

と定式化できる. すなわち, 帰無仮説 H_0 を対立仮説 H_1 に対して検定する問題を考える. ここで, 尤度比検定法を用いれば, 仮説検定統計量 ξ は

$$\xi = 2 \{ \mathcal{L}(\hat{\alpha}_1, \hat{\theta}_1, \hat{\sigma}_1) - \mathcal{L}(2, \hat{\theta}_2, \hat{\sigma}_2) \} \quad (24)$$

と定式化される. ただし, $\mathcal{L}(\hat{\alpha}_1, \hat{\theta}_1, \hat{\sigma}_1)$, $\mathcal{L}(2, \hat{\theta}_2, \hat{\sigma}_2)$ は, それぞれ最尤推計量 $(\hat{\alpha}_1, \hat{\theta}_1, \hat{\sigma}_1)$, $(2, \hat{\theta}_2, \hat{\sigma}_2)$ に対して定義される尤度である. この時, 検定統計量 ξ が棄却域 $\xi \geq \chi^2_{(100-\alpha)}(\gamma)$ に入れば有意水準 $\alpha\%$ で帰無仮説 H_0 を棄却できる. ここに, $\chi^2_{(100-\alpha)}(\gamma)$ は, 自由度 $\gamma = M+2$ の χ^2 分布における有意水準 $\alpha\%$ の臨界値を表す.

(4) リスクマネジメント指標

コンクリート部材の中性化速度係数に異質性が存在するため, 部材ごとに中性化の進展特性が異なる. した

がって, 初期時点からある一定の時間 T_i が経過した時点で, 中性化深さの確率分布を知ることができる. このように, 中性化深さに関するリスク管理指標を「中性化深さ指標」と呼ぶ. 一方, 加速劣化ハザードモデルを用いた場合, 任意の経過時間に対して, 中性化深さが管理水準 x_i まで到達していない確率を生存関数 (10a) を用いて表現できる. 生存関数は中性化が所与の管理水準 (中性化深さ) まで到達する経過時間分布を表している. 生存関数 (10a) を用いて, 中性化が所与の深さに到達するまでの経過時間に関するリスク管理指標 (余寿命指標と呼ぶ) を定式化できる. 本研究では, コンクリート部材の劣化特性を表すリスク指標として, 1) 中性化深さ指標, 2) 余寿命指標をとりあげる.

a) 中性化深さ指標

初期時点から一定の時間 T_i (対数時間 $Y_i = \ln T_i$) が経過した現時点を考える. この時, 加速劣化ハザードモデル (4) より, 中性化深さ x_i は

$$x_i = T_i^{1/\alpha} \exp \left(\frac{-\theta' z_i - \sigma w_i}{\alpha} \right) \quad (25)$$

と表される. ここで, 確率誤差項 w_i が確率密度関数 $f_w(w_i)$ (式 (5) 参照) に従うことを考慮すれば, 変数変換

$$w_i = \frac{-\alpha \ln x_i + \ln T_i - \theta' z_i}{\sigma} \quad (i = 1, \dots, n) \quad (26)$$

により, 経過時間 T_i における対数中性化深さ $l_i = \ln x_i$ の条件付分布を表す確率密度関数は,

$$\begin{aligned} f_{l_i}(l_i | T_i, z_i) &= \frac{\alpha}{\sigma} f_w \left(\frac{-\alpha l_i + \ln T_i - \theta' z_i}{\sigma} \right) \\ &= \frac{\alpha}{\sigma} \exp \left\{ -\exp \left(\frac{\alpha l_i - \ln T_i + \theta' z_i}{\sigma} \right) \right. \\ &\quad \left. - \frac{\alpha l_i - \ln T_i + \theta' z_i}{\sigma} \right\} \end{aligned} \quad (27)$$

と表すことができる. さらに, 変数変換 $x_i = \exp(l_i)$ より, 経過時間 T_i における中性化深さ x_i の条件付確率密度関数は,

$$\begin{aligned} f_{x_i}(x_i | T_i, z_i) &= \frac{\alpha}{\sigma x_i} f_w \left(\frac{-\alpha \ln x_i + \ln T_i - \theta' z_i}{\sigma} \right) \\ &= \frac{\kappa x_i^{\kappa-1}}{\rho_i(T_i)} \exp \left(-\frac{x_i^\kappa}{\rho_i(T_i)} \right) \end{aligned} \quad (28)$$

と表すことができる. ただし,

$$\kappa = \frac{\alpha}{\sigma} \quad (29a)$$

$$\rho_i(T_i) = \left\{ \exp \left(\frac{\theta' z_i - \ln T_i}{\sigma} \right) \right\}^{-1} \quad (29b)$$

である. すなわち, 中性化深さ x_i はワイブル分布 $W(\mu(T_i), \sigma^2(T_i))$ に従うことになる. ただし, $\mu(T_i)$, $\sigma^2(T_i)$ はワイブル分布の期待値, および分散であり

$$\mu(T_i) = \rho(T_i)^{1/\kappa} \Gamma(\kappa^{-1} + 1) \quad (30a)$$

$$\sigma^2(T_i) = \rho(T_i)^{2/\kappa} \left\{ \Gamma\left(\frac{2}{\kappa} + 1\right) - \Gamma^2\left(\frac{1}{\kappa} + 1\right) \right\} \quad (30b)$$

と表せる。Γ(·) はガンマ関数である。さらに、中性化深さの確率分布を表す分布関数 $H(x_i|T_i, \mathbf{z}_i)$ は

$$H(x_i|T_i, \mathbf{z}_i) = 1 - \exp\left\{-\frac{x_i^\kappa}{\rho(T_i)}\right\} \quad (31)$$

と表せる。この時、リスク管理水準を $\varepsilon \times 100\%$ とした VaR (Value at Risk) 指標 $\hat{x}_i(\varepsilon)$ は

$$H(\hat{x}_i(\varepsilon)|T_i, \mathbf{z}_i) = 1 - \varepsilon \quad (32)$$

を満足するような $\hat{x}_i(\varepsilon)$ として定義できる。すなわち、経過時間 T_i において、それを超えるような中性化深さが出現するような超過確率が ε となるような臨界的な中性化深さを表す。また、経過時間 T_i における期待中性化深さ $E[x_i]$ は、式 (30a) より

$$E[x_i] = \Gamma\left(\frac{1}{\kappa} + 1\right) \exp\left(\frac{\ln T_i - \theta' \mathbf{z}_i}{\kappa \sigma}\right) \quad (33)$$

となる。さらに、上式において経過時間 T_i の値を変化させ、経過時間 T_i と期待中性化深さ $E[x_i]$ の関係を表した曲線を「中性化期待値パス」と呼ぶ。中性化期待値パスは、統計的關係を表したものであり、ある特定の中性化曲線を示したものではないことを断っておく。

b) 余寿命指標

中性化が鉄筋の位置まで進展すると鉄筋の腐食が始まる。したがって、中性化深さの管理水準として、鉄筋のかぶり厚 \bar{X} を採用することができる。中性化が管理水準 \bar{X} まで到達するまでの経過時間を寿命 η_i と呼ぶこととする。現時点において、部材 i の中性化が管理水準にまで到達せず、寿命 η_i に対して $\eta_i > T_i$ が成立している場合を考える。中性化が管理水準 \bar{X} まで到達していないという条件の下で、今後さらに τ 以上の期間にわたって当該施設を補修しないで供用できる条件付確率（以下、余寿命分布と呼ぶ） $\tilde{F}(\tau|\bar{X}, T_i)$ は

$$\tilde{F}(\tau|\bar{X}, T_i) = Pr\{\eta_i \geq T_i + \tau|\bar{X}, \eta_i \geq T_i\} \quad (34)$$

と定義できる。すなわち、確率 $\tilde{F}(\tau|\bar{X}, T_i)$ は、経過時間 T_i の部材 i の管理水準 \bar{X} に到達するまでの余寿命が τ 以上となる確率を表している。さらに、生存確率 $S_t(T_i|\bar{X}, \mathbf{z}_i)$ を用いれば、余寿命分布 $\tilde{F}(\tau|\bar{X}, T_i)$ は

$$\begin{aligned} \tilde{F}(\tau|\bar{X}, T_i) &= \frac{S_t(T_i + \tau|\bar{X}, \mathbf{z}_i)}{S_t(T_i|\bar{X}, \mathbf{z}_i)} \\ &= \frac{1 - \exp\{-\lambda_i(\bar{X}, \mathbf{z}_i)(T_i + \tau)^{-\beta}\}}{1 - \exp\{-\lambda_i(\bar{X}, \mathbf{z}_i)T_i^{-\beta}\}} \quad (35) \end{aligned}$$

と表される。ただし、 $S_t(T_i|\bar{X}, \mathbf{z}_i)$ は、加速劣化ハザードモデルの生存関数であり、式 (10a) で表される。2.(4) で言及したように、中性化が管理水準に到達した時点でコンクリートの補修を実施する場合、余寿命分布は、補修タイミングの確率分布を表している。さらに、中

性化が管理水準以上に進展する超過確率（図-1 の斜線部分の面積）を v に設定すれば、それと対応する補修タイミング τ^* は

$$\tilde{F}_i(\tau^*) = 1 - v \quad (36)$$

を満足するような τ^* として求まる。なお、期待余寿命 (Remaining Mean Distribution) は、部分積分により

$$\begin{aligned} RMD(T_i) &= E[\eta_i - T_i|\eta_i \geq T_i] \\ &= \frac{\int_{T_i}^{\infty} (u - T_i) d\tilde{F}_i(u) du}{\tilde{F}_i(T_i)} \\ &= \frac{1}{\tilde{F}_i(T_i)} \int_{T_i}^{\infty} \tilde{F}_i(u) du \quad (37) \end{aligned}$$

と表される。初期時点における部材 i の期待寿命は

$$RMD(0) = \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \int_{\varepsilon}^{\infty} \tilde{F}_i(u) du \quad (38)$$

となる。

4. 適用事例

(1) 概要

大阪市水道局においては、過去約 20 年間にわたって、浄水場の耐震構造調査に伴い、浄水場コンクリート構造物の劣化状態に関する詳細調査を実施してきた。これらの調査においては、圧縮強度、中性化深さ、鉄筋腐食、鉄筋引張強度、超音波測定（ひび割れ深さ）、シュミットハンマー調査等を実施している。このうち、圧縮強度、中性化深さに関しては、対象とするコンクリート構造物からコアサンプルを無作為に抽出し、損傷の実態について調査している。対象とする浄水場施設は、1910 年代から 20 年代に築造された柴島浄水場、および 1940 年代から 60 年代に築造された施設群に大別される。このうち、1945 年以降に築造された浄水場施設は、品質管理が困難な時代背景の中で築造されたため、コンクリート構造物が経過年数に伴い早期劣化する可能性がある。大阪市水道局が蓄積した詳細調査の中で、表-1 に示すような調査結果を用いて加速劣化ハザードモデルを推計することとした。推計に用いたデータ数は $n = 236$ である。コンクリートコアサンプルの構造特性を表す変数として

$$\delta_i^1 = \begin{cases} 0 & \text{ろ過池以外の場合} \\ 1 & \text{ろ過池の場合} \end{cases} \quad (39a)$$

$$\delta_i^2 = \begin{cases} 0 & \text{1945 年以前の築造物} \\ 1 & \text{1945 年以降の築造物} \end{cases} \quad (39b)$$

という 2 種類のダミー変数を用いることとした。したがって、推計に用いた加速劣化ハザードモデルは

$$y_i = \alpha \ln x_i + \theta_0 + \theta_1 \delta_i^1 + \theta_2 \delta_i^2 + \sigma w_i \quad (40)$$

$$(i = 1, \dots, 236)$$

と表される。ただし、 θ_0 は定数項である。

表-1 対象データ

施設	調査年次	築造年	経過年数	データ数	δ^1	δ^2
A	1993	1967	26	66	0	1
B	1996	1969	27	9	0	1
C	1988	1967	21	30	0	1
D	1989	1955	34	7	0	1
E	1989	1962	27	7	0	1
F	1989	1922	67	33	0	0
G	1986	1914	72	2	0	0
H	1986	1914	72	1	0	0
I	1986	1949	37	2	0	1
J	1990	1962	28	8	1	1
K	1996	1967	29	13	0	1
L	1985	1958	27	12	0	1
M	1985	1955	30	2	0	1
N	1993	1963	30	3	0	1
O	1993	1963	30	0	1	1
P	1991	1964	27	0	1	1
Q	2007	1958	49	15	0	1
R	2007	1958	49	20	1	1
S	2007	1960	47	3	0	1
T	2007	1958	49	3	0	1

注) δ_1 は、ろ過池の場合は 1 を、そうでない場合は 0 をとるダミー変数である。

表-2 推計結果

α	θ_0	θ_1	θ_2	σ
0.6791	1.553	0.3138	-0.9383	0.1603
(5.804)	(3.383)	(9.552)	(-31.32)	(-)

(2) 推計結果

以上のデータベースに基づいて加速劣化ハザードモデルを推計した。その結果を表-2 に示している。同表の括弧内の数値は t - 値を示している。いずれのパラメータも各説明変数が説明力を有さないという仮説は有意水準 95% で棄却される。以上の推計結果より、中性化の進行プロセスは式 (2a) より、

$$x_i = \exp\left(\frac{-B_i}{0.6791}\right) t_i^{1.47} \quad (41)$$

$$B_i = 1.553 + 0.3138\delta_i^1 - 0.9383\delta_i^2 + 0.1603w_i$$

$$(i = 1, \dots, 236)$$

と表される。以上の推計結果より、ろ過池施設であるかどうかを表すダミー変数 δ_i^1 の係数は 0.3138 であり、ろ過池施設の方が他の施設より中性化速度が遅い。1945 年以降に建設された施設であるかどうかを表すダミー変数 δ_i^2 の係数が -0.9383 となっており、戦後の復興過程で建設された浄水場コンクリート施設の中性化過程は、戦前の浄水場コンクリートより中性化速度が早いことが理解できる。一方、中性化過程がルート t 則を満足する場合、加速度パラメータの推計値は $\alpha = 2.0$ となる。しかしながら、分析対象として用いた浄水場コンクリート施設のサンプルに関しては、加速度パラメータの推計値は $\alpha^* = 0.6791$ であり、ルート t 則を満足してい

ない。実際に、式 (24) で評価される仮説検定統計量は $\xi = 126.7$ となり、その一方で、自由度 $\gamma = 5$ の χ^2 分布における有意水準 95% の臨界値は $\chi^2_{(100-95)}(5) = 11.07$ となる。したがって、明らかに条件式 $\xi \geq \chi^2_{(100-95)}(5)$ を満足するために、統計的検定においてもルート t 則は棄却される。

以上は、あくまでも限られた長期のサンプルを対象とした分析結果であり、この分析結果は対象コンクリートに対してのみ適用可能であることは言うまでもない。さらに、提案した加速劣化ハザードモデルは、確率誤差項の確率分布としてパラメトリックな標準ガンベル分布を想定しており、仮説検定の結果が確率誤差項分布に関する特定化誤差の影響を受けている可能性がある。このような理由により、加速劣化ハザードモデルを用いた仮説検定によりルート t 則に関する仮定が棄却されたからといって、直ちにコンクリート中性化過程に関わるルート t 則（特に短・中間を対象としたルート t 則）の妥当性が否定されるものではない。しかし、現実のコンクリート中性化に関する長期的進行過程は、炭酸イオンのコンクリート内拡散理論だけでなく、多様な要因が関連していることが推察できる。コンクリート中性化過程に対しては、力学的進行プロセスに関して、さらに知見を蓄積することが必要である。本研究の 1 つの成果は、コンクリートのかぶり深さの設計指針として用いられてきた中性化過程のルート t 則の統計的妥当性に関する仮説検定の方法論を開発した点にある。今後、コンクリート中性化過程のモデル化に関しては、継続してサンプル数を蓄積することにより、ルート t 則に関する統計的妥当性に関して検討を積み重ねることが必要である。

(3) リスクマネジメント指標の算定結果

a) 中性化深さ指標

初期時点から T_i 年が経過した時点における中性化深さ x_i は条件付確率密度関数 (28) を用いて表すことができる。表-2 の推計結果を用いれば、具体的な中性化深さの条件付き確率分布は、

$$f_{x_i}(x_i|T_i, z_i) = \frac{4.235x_i^{3.235}}{\rho_i(T_i)} \exp\left(-\frac{x_i^\kappa}{\rho_i(T_i)}\right) \quad (42)$$

と表すことができる。ただし、

$$\kappa = 4.235 \quad (43a)$$

$$\rho_i(T_i) = \left\{ \exp\left(\frac{\Theta_i - \ln T_i}{0.1603}\right) \right\}^{-1} \quad (43b)$$

$$\Theta_i = 1.553 + 0.3138\delta_i^1 - 0.9383\delta_i^2$$

である。また、期待値、および分散は、

$$\mu = 0.9093\rho(T_i)^{1/4.235} \quad (44a)$$

$$\sigma^2 = 0.05870\rho(T_i)^{2/4.235} \quad (44b)$$

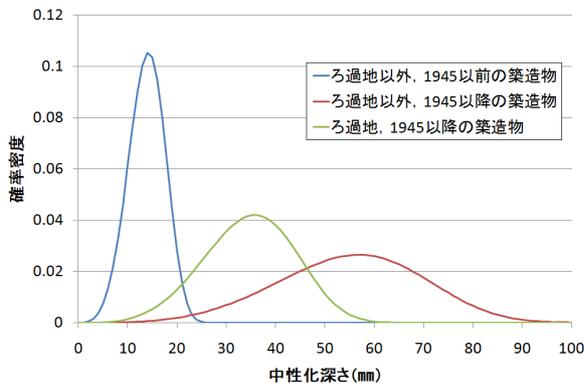


図-2 中性化深さの確率分布 (30 年後)

と表せる. 図-2 は, 初期時点から一定の時間 30 年が経過した時点 ($T_i = 30$) における中性化深さ分布を図示した結果である. 実際に, 大阪市においては, 表面被覆工事の頻度, メーカー保証期間, 点検実績などを勘案した上で, 補修頻度を約 30 年と想定している. 同図は, 横軸に示した任意の中性化深さを対象として, 30 年を経過した時点で, その中性化深さを超えない確率密度関数を図示している. 図から明らかなように, 中性化の進行が最も遅いのは 1945 年以前のろ過池以外であり, ついで 1945 年以降のろ過池, 1945 年以降のろ過池以外の順となっている. これは当然ながら 4.(2) の推計結果と整合的である. また, 式 (44a) より, それぞれの 30 年経過時点における中性化深さの期待値は 13.8mm, 34.7mm, 55.0mm である.

リスク管理水準を 5% とした中性化深さに関する VaR (Value at Risk) 指標 $\hat{x}_i(0.05)$ は, 式 (31),(32) より,

$$1 - \exp\left(-\frac{x_i^k}{\rho(T_i)}\right) = 1 - 0.05 \quad (45)$$

を満足するような $\hat{x}_i(0.05)$ として定義できる. 一方で, 上述した期待値は, VaR (Value at Risk) 指標 $\hat{x}_i(0.50)$ に他ならない. ただし, このことは 30 年経過時点で全体の 50% が管理指標を超える中性化深さに到達していることを意味する. 期待値は概念的に理解しやすく, 設計においては重要な指標となり得るが, 現実の構造物における中性化速度の分散の大きさを考慮すれば, 維持管理の実務においては有用な管理指標であるとは思えない. 具体的に, 図-2 の 1945 年以前のろ過池以外 (青色), 1945 年以降のろ過池 (緑色), 1945 年以降のろ過池以外 (赤色) に対して, $\hat{x}_i(0.95)$ を算出すると, 19.7mm, 49.4mm, 78.4mm となる. なお, これらの値は図-2 のそれぞれの確率分布の上限 5% の面積を与える中性化深さに対応する.

図-3 は経過時間 T_i と期待中性化深さ $E[x_i]$ との関係を示した中性化期待値パス (式 (33) 参照) を示している. 1945 年以前と以降で中性化深さの進行に大きな差

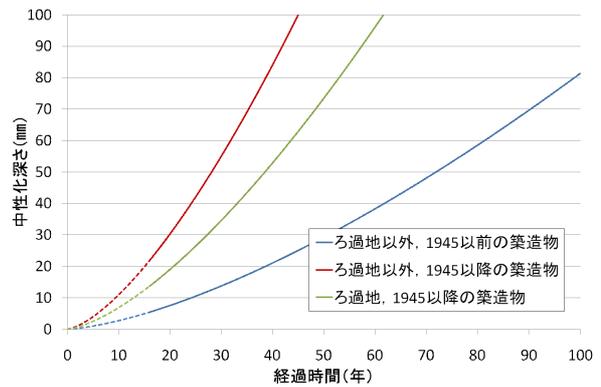


図-3 期待中性化深さ

注) 短・中期 (数ヶ月~15 年程度) を対象とした中性化過程を点線で示す.

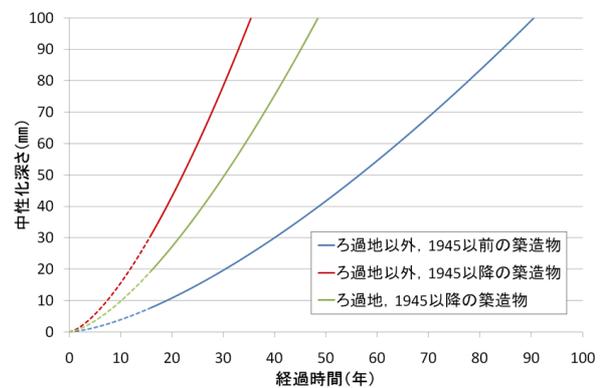


図-4 リスク管理水準 5% の中性化深さ

注) 短・中期 (数ヶ月~15 年程度) を対象とした中性化過程を点線で示す.

異があること, 中性化深さが経年とともに加速的に進行していること, が見て取れる. さらに図-4 には, 経過時間 T_i とリスク管理水準 5% の中性化深さとの関係を示す. 土木構造物の維持管理を実行する実務においては, このような期待中性化深さ $E[x_i]$ を念頭に入れながら, 経過年数に応じたリスク管理指標 (VAR) 指標 $\hat{x}_i(0.05)$ で補修実施に対する意思決定を行うことが重要である. また, 参考までに加速度パラメータの推計値を $\alpha = 2.0$ に設定し, ルート t 則に従う中性化過程を記述したものを図-5 に示す. これまで指摘してきた通り, 20 年を経過した時点から中性化深さの進行が緩やかになることが理解できる.

b) 余寿命指標

適用事例として取り上げる浄水場施設には, 戦前に建設された施設も含まれている. このような施設に関しては, 鉄筋までのコンクリートかぶり厚に関するデータが存在しないが, 非破壊試験によりかぶり厚を推計することができる. 浄水場施設を点検するためには, 浄

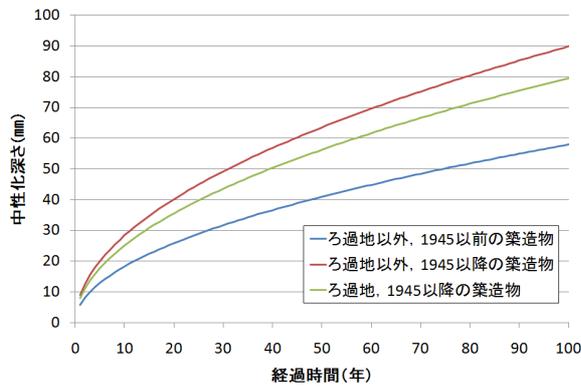


図-5 期待中性化深さ (ルート t 則: $\alpha = 2.0$)

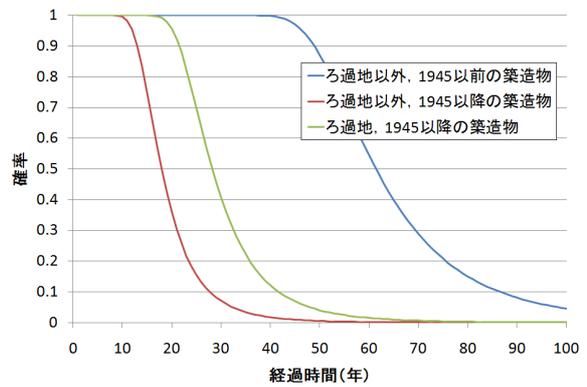


図-6 余寿命分布 ($T_i = 10$ 年, $\bar{X} = 50$ mm)

水場の供用を停止することが必要となる。ただし、点検のために多大な時間を要することは不可能であり、中性化の状態を目視点検で判定せざるを得ない。中性化が鉄筋の位置まで進展している場合、コンクリート版の補修を実施する必要がある。それ以外の場合、中性化が発生したコンクリート施設を必ずしも直ちに補修する必要はない。アセットマネジメント上は、補修を行うまでどの程度の期間にわたって中性化の進展を許容できるかという判断が重要となる。その場合、式 (35) で示した余寿命分布 $\tilde{F}_i(\tau|\bar{X}, T_i)$ が重要なマネジメント情報となる。余寿命指標を再掲すれば、

$$\tilde{F}_i(\tau|\bar{X}, T_i) = \frac{1 - \exp\{-\lambda_i(T_i + \tau)^{-6.238}\}}{1 - \exp\{-\lambda_i T_i^{-6.238}\}} \quad (46)$$

$$\lambda_i = \exp\left(\frac{0.6791 \ln x_i + \Theta_i}{0.1603}\right)$$

$$\Theta_i = 1.553 + 0.3138\delta_i^1 - 0.9383\delta_i^2$$

と表される。いま、施設の建設年度から T_i 年を経過した時点で、コンクリート版を目視点検したとしよう。その段階で、コンクリート版の中性化の発生の有無がデータベースに記載される。鉄筋の腐食が発生している場合、直ちに補修が実施される。中性化が発生しているが、鉄筋の腐食まで進展していないことが判明したと考える。この時、余寿命指標は、中性化管理水準 (コンクリートのかぶり厚) を \bar{X} mm とした場合、この施設が当該時点から、中性化が管理水準までに到達するまでの所要時間 (余寿命) τ の確率分布として定義することができる。図-6 には $T_i = 10$ 年, $\bar{X} = 50$ mm とした場合における余寿命分布を求めた結果を示している。なお、本研究で対象としたコンクリートコアサンプルのかぶり厚の平均値は 48.2mm である。中性化が管理水準以上に進展する超過確率を $v = 0.05$ に設定すれば、1945 年以前のろ過池以外 (青色)、1945 年以降のろ過池 (緑色)、1945 年以降のろ過池以外 (赤色) に対する補修タイミング τ^* は、46.5, 20.2, 12.1 年後となる。一方で、期待余寿命に関して同様に算出すると、現時点に

おいて、65.6, 30.5, 19.6 年であり、とりわけ 1945 年以降の築造物に関しては、管理水準に基づく補修タイミングと顕著な差が確認できない (中性化管理水準に到達するまでに、中性化の進行が上位 5% のサンプルと平均的なサンプルとの間で 10 年も差異がない)。これは、1945 年以降の築造物の中性化深さが経過年数とともに加速的に進展することに起因するが、補修タイミングの遅延には数年程度の猶予しか許されないことを示唆している。

5. おわりに

本研究では、浄水場施設の更新時点で収集されたコアサンプルを用いてコンクリート版の中性化速度を予測する方法を提案した。その際、長期アセットマネジメントにおいて、ルート t 則に基づいた劣化予測式を用いることの問題点を指摘するとともに、中性化深さの測定データに基づいて、長期的な中性化過程を解析するための加速劣化ハザードモデルを提案した。さらに、ルート t 則に関する統計的仮説検定の結果、少なくとも対象データに関してルート t 則は棄却され、現実の中性化過程はルート t 則より、加速して進行することが判明した。本研究で提案した加速劣化ハザードモデルは、浄水場施設に限定されずに、コンクリート構造物の中性化予測に幅広く適用が可能である。しかし、加速劣化ハザードモデルの実用性を向上させるために、今後に残された研究課題が存在する。第 1 に、本研究で用いた浄水場施設のデータに関する限り、コンクリートの長期的な中性化予測にルート t 則は適用できないことが判明した。今後は、コンクリートの中性化過程に関するデータを蓄積し、ルート t 則の妥当性に関する知見を蓄積することが必要である。また、中性化が加速化されている力学的メカニズムについて検討する必要がある。第 2 は、比例ハザードモデルを用いたハイブリッド型劣化予測モデルに関して理論的、経験的な

展開が必要である。力学モデルをベースラインモデルとするような比例ハザードモデルを開発することにより、力学モデルの統計的推計が可能となる。このようなハイブリッドモデルは、コンクリートの中性化のみならず、さまざまな確定的劣化予測モデルの統計的推計に適用が可能である。第3に、加速劣化ハザードモデルにおける確率誤差項の確率分布として、パラメトリックな確率分布関数を想定しており、仮説検定の結果が確率誤差項分布に関する特定化誤差の影響を受けている可能性がある。今後、検査サンプルを蓄積することにより、ルート t 則の経験的有効性に関する経験的研究を積み重ねることが重要である。第4に、加速劣化ハザードモデルは、ベースラインモデルを想定しているため、比較的限定されたデータを用いて推計できるという利点がある。今後、継続的に点検データが蓄積されれば、加速劣化ハザードモデルの推計結果を更新することが必要である。加速劣化ハザードモデルのベイズ更新に関する手法の開発が求められる。

なお、本研究の一部は文部科学省「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) 日本水道協会：水道施設更新指針，2004.
- 2) 大阪市水道局工務部（計画担当）：アセットマネジメントに基づく浄水施設の戦略的な施設保全の推進に向けた調査検討について，2008.
- 3) 厚生労働省健康局水道課：水道事業におけるアセットマネジメントに関する手引き（案）の策定について，2009.
- 4) 北野陽一郎，山崎弘太郎，江口勝彦，宮崎博明，赤木信雄，安野貴人，白濱輝幸：浄水施設整備へのアセットマネジメントの適用，土木学会第64回年次学術講演会，2009.
- 5) 岸谷孝一：鉄筋コンクリートの耐久性，鹿島建設研究所出版部，1963.
- 6) Wierig, H. J.: Longtime Studies on the Carbonation of Concrete under Normal Outdoor Exposure, *Proceedings of the RILEM Seminar on the Durability of Concrete Structures under Normal Exposure*, pp.239-244, 1984.
- 7) 依田彰彦，横室隆：各種セメントを用いたコンクリートの中性化深さ，コンクリート工学年次論文報告集，Vol.9, pp.327-332, 1987.
- 8) 大賀宏行，長瀧重義：促進試験によるコンクリートの中性化深さの予測と評価，土木学会論文集，No.390/V-8, pp.225-233, 1988.
- 9) 佐伯竜彦，大賀宏行，長龍重義：コンクリートの中性化機構解明，土木学会論文集，No.413/V-12, pp.99-108, 1990.
- 10) 魚本健人，高田良平：コンクリートの中性化速度に及ぼす要因，土木学会論文集，No.442/V-17, pp.109-118, 1992.
- 11) 関口司，魚本健人，高田良章，渡辺正：ニューラルネットワークを用いたコンクリート実験のデータ解析に関する研究，土木学会論文集，No.460/V-18, pp.65-74, 1993.
- 12) 伊井克，大賀宏行：統計的手法によるコンクリートの中性化深さの評価，土木学会第52回年次学術講演会，pp.752-753, 1997.
- 13) 伊代田岳史，矢島哲司，魚本健人：コンクリートのひび割れが中性化速度に及ぼす影響，コンクリート工学年次論文報告集，Vol.20, pp.979-984, 1998.
- 14) 依田彰彦：40年経過した高炉セメントコンクリートの中性化と仕上げ材の効果，セメント・コンクリート論文集，No.56, pp.449-454, 2002.
- 15) 長谷川拓哉，千歩修：文献調査に基づく屋外の中性化進行予測，コンクリート工学年次論文集，Vol.28, pp.665-670, 2006.
- 16) 土木学会335委員会：簡略式を用いた劣化予測，構造物表面のコンクリート品質と耐久性検証システム研究小委員会成果報告書，コンクリート技術シリーズ，pp.246-266, 2008.
- 17) Papadakis, V. G., Vayenas, C. G. and Fardis, M. N.: Fundamental modeling and experimental investigation of concrete carbonation, *ACI Material Journal*, pp.363-373, Vol.88, No.4, 1991.
- 18) Saetta, A. V., Schrefler, B. A. and Vitaliani, R. V.: The carbonation of concrete and the mechanisms of moisture, heat and carbon dioxide flow through porous materials, *Cement and Concrete Research*, Vol.23, pp.761-772, 1993.
- 19) Saetta, A. V., Schrefler, B. A. and Vitaliani, R. V.: 2-D model for carbonation and moisture/heat flow in porous materials, *Cement and Concrete Research*, Vol.25, pp.1703-1712, 1995.
- 20) 長田光正，植木博，山崎之典，村上正明：アルカリ成分に着目したコンクリート部材の炭酸化シュミレーション解析，コンクリート工学年次論文報告集，Vol.19, No.1, pp.793-798, 1997.
- 21) 松本洋一，植木博，山崎之典，村上正明：炭酸カルシウムの再溶解を考慮した炭酸化反応に関するモデル解析，コンクリート工学年次論文報告集，Vol.20, No.1, pp.961-996, 1998.
- 22) 石田哲也，前川宏一：物質移動則と化学平衡論に基づく空隙水のpH評価モデル，土木学会論文集，No.648/V-47, pp.203-215, 2000.
- 23) 吉田浩也，宮崎慎也，佐伯竜彦，大下英吉：セメント系材料における炭酸化によるpH遷移に関する解析的研究，コンクリート工学年次論文報告集，Vol.23, pp.481-486, 2001.
- 24) 山本耕児，宮崎慎哉，大矢英吉：濃度依存型の炭酸化反応速度定数とpH遷移に関する研究，コンクリート工学年次論文集，Vol.24, No.1, pp.765-770, 2002.
- 25) 土木学会328委員会主催：コンクリート構造物のヘルスマニタリング・シンポジウム，2007.
- 26) 白川敏夫，鳥添洋治，麻生実：コンクリートの中性化と湿度の関係に関する研究，コンクリート工学年次論文集，Vol.18, No.1, pp.723-728, 1996.
- 27) 小田原暁，白川敏夫，鳥添洋治，麻生実：コンクリート中への酸素ガスの拡散について（空隙の影響について），日本建築学会学術講演梗概要A，pp.239-240, 1994.
- 28) 土木学会：コンクリート標準示方書 [維持管理編]，2001.
- 29) 仁平達也，曾我部正道，谷村幸裕，東川孝治：ドリル法による中性化深さ測定の実構造物への適用の検討，コンクリート工学年次論文集，Vol.26, No.1, pp.2025-2030, 2004.
- 30) 谷村幸裕，長谷川雅志，曾我部正道，佐藤勉：鉄道RCラーメン高架橋の中性化に関する耐久性照査法の適用に関する研究，土木学会論文集，No.760/V-63, pp.147-157, 2004.
- 31) Shin, H.C. and Madanat, S.: Development of a stochastic model of pavement distress initiation, *Journal of Infrastructure Planning & Management*,

- No.744/IV-61, pp.61-67, 2003.
- 32) 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.
- 33) 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.
- 34) 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.
- 35) 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.
- 36) 下村泰造, 小濱健吾, 貝戸清之, 小林潔司: 空港舗装アセットマネジメントのためのハイブリッド型地盤沈下モデル, 土木学会論文集 F, Vol.64, No.4, pp.463-482, 2008.
- 37) 中村剛: Cox 比例ハザードモデル, 医療統計学シリーズ, 朝倉書店, 2001.
- 38) Lancaster, T.: *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press, 1990.
- 39) Gourieroux, C.: *Econometrics of Qualitative Dependent Variables*, Cambridge University Press, 2000.
- 40) Lee, E. T. and Wang, J. W.: *Statistical Methods for Survival Data Analysis*, John Wiley & Sons, 2003.
- 41) Cox, D.R. and Oakes, D.: *Analysis of Survival Data*, Chapman & Hall/CRC, 1998.
- 42) 安野貴人, 保田敬一: 土木構造物の維持管理と劣化進行のハザード形状, 応用力学論文集, Vol.10, pp.1019-1026, 2007.
- 43) 磯田和男, 大野豊: 数値計算ハンドブック, オーム社, 1990.
- 44) 森棟公夫: 計量経済学, 東洋経済新報社, 1999.

(2009.12.18 受付)

AN ACCELERATED DETERIORATION HAZARD MODEL: APPLYING FOR CONCRETE CARBONATION PROCESSES

Takashi TANAKA, Yuji FUJIMORI, Kiyoyuki KAITO, Kiyoshi KOBAYASHI
and Takato YASUNO

The carbonation of concrete components has become one of the major subjects in the asset management of water treatment facilities. The root- t formula, which postulates that the carbonation depth is proportional to the root of the exposure time length, has been the basic hypothesis in explaining the short- and medium-term carbonation processes. Yet, no sufficient data sources are available so far to describe the long-term carbonation. In this paper, the accelerated hazard model is presented to forecast the long-term carbonation processes based upon the observation sets of carbonated concrete samples. As far as our dataset is concerned, the hypothesis of the root- t formula is statistically rejected. The carbonation has progressed faster than expected by the root- t formula.