The University of Osaka
Institutional Knowledge Archive

Title	トンネル照明設備を対象としたデータ指向型マネジメント手法に関する研究
Author(s)	平川, 恵士
Citation	大阪大学, 2015, 博士論文
Version Type	VoR
URL	https://doi.org/10.18910/52198
rights	
Note	

The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA

https://ir.library.osaka-u.ac.jp/

The University of Osaka

博士学位論文

トンネル照明設備を対象とした
データ指向型マネジメント手法に関する研究

平　川　　恵　士

2014年12月

大阪大学大学院工学研究科

目 次

第 1 章　序論 **1**

1.1　はじめに 1

1.2　高速道路を取り巻く環境 3

1.2.1　高速道路の現状 3

1.2.2　高速道路におけるトンネル照明設備の現状 4

1.2.3　トンネル照明および自動車前照灯の動向 8

1.2.4　トンネル内視環境の動向 9

1.2.5　トンネル照明設備の老朽化 10

1.3　現状のトンネル照明マネジメントとその課題 12

1.3.1　整備計画における課題 14

1.3.2　照明設計における課題 14

1.3.3　建設における課題 16

1.3.4　維持管理における課題 17

1.4　本研究の目的 23

1.5　本研究の構成 24

第 2 章　トンネル照明の保守率設定手法に関する研究 **31**

2.1　はじめに 31

2.2　トンネル照明の動向 32

2.2.1　トンネル照明用光源の動向 32

2.2.2　トンネル照明設備保守運用の現状 32

2.3　従来の保守率設定手法と問題点 33

2.3.1　保守率の定義 33

2.3.2　保守率の設定 33

2.3.3　保守率設定上の問題 34

2.4　新たな保守率設定法の検討 34

2.4.1 保守率の包括的設定法 34
2.4.2 保守率の要素別設定法 37
2.4.3 考察 44
2.5 おわりに 45
第 3 章 トンネル照明と自動車前照灯の融合時における路上視対象物の視認性評価 49
3.1 はじめに 49
3.2 トンネル照明と自動車前照灯の基準と課題 50
3.2.1 現行のトンネル照明基準 50
3.2.2 自動車前照灯の基準 50
3.2.3 路上物体の反射率分布 51
3.3 自動車前照灯を考慮した視認性評価指標 53
3.3.1 トンネル照明の総視認率（TRP:Total Revealing Power） 53
3.3.2 前照灯を考慮した路上視対象物の限界反射率 54
3.4 自動車前照灯の光学特性 56
3.4.1 すれ違いビームの光学特性 56
3.4.2 走行ビームの光学特性 57
3.5 対称照明方式のトンネル照明に対する前照灯の影響 58
3.5.1 対称照明方式トンネル照明の光学特性 58
3.5.2 対称照明方式の TRP 59
3.6 プロビーム照明方式に対する前照灯の影響 63
3.6.1 プロビーム照明方式の光学特性 63
3.6.2 プロビーム照明方式の TRP 63
3.7 実トンネルにおける視認性評価試験 68
3.7.1 トンネル照明方式の光学特性 68
3.7.2 被験者による視標の視認性評価 71
3.8 おわりに 73
第 4 章 総視認率を用いたトンネル内路上落下物の視認性評価手法 77
4.1 はじめに 77

4.2 本研究の基本的な考え方 78
4.2.1 現状の反射率分布とその問題点 78
4.2.2 視認性評価と総視認率 81
4.2.3 現状の限界反射率の算出とその問題点 83
4.3 反射率分布の推定 84
4.3.1 モデル化の前提条件 84
4.3.2 混合ベータモデル 85
4.3.3 EM アルゴリズム 87
4.4 限界反射率の推定 91
4.4.1 空間的照度分布の推定 91
4.4.2 限界反射率の算出方法 100
4.5 適用事例 103
4.5.1 適用事例の概要 103
4.5.2 推定結果 105
4.5.3 総視認率の算出 109
4.5.4 実用化への示唆 111
4.6 おわりに 113
第 5 章 トンネル照明ランプの不点・光束減衰を考慮したリスクシミュレーションモデル 119
5.1 はじめに 119
5.2 本研究の基本的な考え方 120
5.2.1 既往研究の概要 120
5.2.2 現在のリスクマネジメント指標とその問題点 121
5.2.3 照度低下の要因 122
5.2.4 リスクシミュレーションの概要 123
5.3 トンネル照明の照度分布 124
5.3.1 モデル化の前提条件 124
5.3.2 空間的照度分布モデル 126

5.3.3 光束減衰を考慮した空間的照度分布モデル 126
5.3.4 ベイズ推定の概要 128
5.3.5 事後分布の定式化 129
5.3.6 同時事後確率密度関数の推定 130
5.3.7 事後分布に関する統計量 133
5.4 リスクシミュレーションモデル 134
5.4.1 モデル化の前提条件 134
5.4.2 リスクシミュレーションモデル 135
5.4.3 シミュレーション手順 136
5.4.4 リスクマネジメント指標 138
5.5 適用事例 139
5.5.1 適用事例の概要 139
5.5.2 ワイブル劣化ハザードモデルの推定結果 140
5.5.3 光束減衰を考慮した空間的照度分布モデルの推定結果 141
5.5.4 シミュレーション結果 146
5.5.5 実用化への示唆 150
5.6 おわりに 152
第 6 章 非定常な点検間隔を考慮した高速道路トンネル照明設備の最適点検・更新施策 157
6.1 はじめに 157
6.2 本研究の基本的な考え方 158
6.2.1 既往研究の概要 158
6.2.2 照明設備の構成と点検・更新スキーム 159
6.2.3 道路付帯施設の維持管理特性と非定常な点検間隔 162
6.3 部品の劣化・更新過程のモデル化 163
6.3.1 モデル化の前提条件 163
6.3.2 各部品の劣化・更新過程 167
6.4 最適点検・更新モデルの定式化 170
6.4.1 ライフサイクル費用 170

6.4.2 最適点検・更新モデル 173
6.5 計算方法 175
6.5.1 遺伝的アルゴリズム 175
6.5.2 PTYPE と GTYPE の対応関係 176
6.5.3 計算手順 177
6.6 実証分析 181
6.6.1 実証分析の概要と劣化予測結果 181
6.6.2 費用データと点検・更新施策 185
6.6.3 非定常な点検間隔を考慮した最適点検・更新施策 187
6.6.4 照明ランプのリスク管理指標と最適点検間隔 190
6.6.5 照明器具と安定器の逐次更新施策 191
6.7 おわりに 193
第 7 章 結論 199
付 録 A ハザードモデル 203
付 録 B ワイブル劣化ハザードモデル 205
付 録 C マルコフ劣化ハザードモデル 207
謝辞 209

図 目 次

1.1 供用年数 30 年以上の路線（2013 年）[6)] 3
1.2 高速道路の経過年数の推移 [6)] 4
1.3 高速道路の附帯施設内訳 4
1.4 トンネル照明の構成例 [5)] 5
1.5 入口部照明の構成 [5)] 6
1.6 電気使用量の内訳 [7)] 6
1.7 トンネル照明 7
1.8 照明配列方式 7
1.9 トンネル関連使用電力量の推移 7
1.10 自動車保有台数の推移 9
1.11 高速道路利用台数の推移 10
1.12 排ガスに対する環境規制値の推移 10
1.13 腐食したトンネル照明灯具の例 11
1.14 凍結防止剤使用量の推移 11
1.15 トンネル照明のマネジメントフロー 13
1.16 視対象物の視認方法 15
1.17 トンネル照明のリスク事象 17
1.18 照度測定車 19
1.19 随時点検結果例 19
1.20 構造検査の確認部位 21
1.21 判断基準例 21
1.22 検討フロー 23

2.1 煤煙濃度と保守率との関係（昭和 60 年） 36
2.2 煤煙透過率と保守率との関係 37

2.3 トンネル照明設備としての光源の残存率（蛍光ランプ） 38

2.4 トンネル照明設備としての光源の残存率（高圧ナトリウムランプ） 39

2.5 トンネル照明設備としての光源の残存率（低圧ナトリウムランプ） 39

2.6 照明器具の汚れによる部分保守率（一方交通） 41

2.7 照明器具の汚れによる部分保守率（対面交通） 42

2.8 煤煙透過率の実測値と予測値との比較 43

2.9 累積煤煙量と照明器具の汚れによる部分保守率 43

3.1 累積存在確率 51

3.2 路上障害物の反射率とリビーリングパワー 53

3.3 照度分布（すれ違いビーム） 56

3.4 照度分布（走行ビーム） 57

3.5 配光曲線（対称照明方式） 58

3.6 照度分布（対称照明方式） 59

3.7 TRP の分布（ 1.125 cd/m^2 ） 60

3.8 TRP の分布（ 4.5cd/m^2 ） 60

3.9 平均路面輝度と TRP$_{ave}$（対称照明方式） 61

3.10 配光曲線（プロビーム照明方式） 63

3.11 照度分布（プロビーム照明方式） 64

3.12 TRP の分布（プロビーム照明方式： 1.125 cd/m^2 ） 65

3.13 TRP の分布（プロビーム照明方式： 4.5 cd/m^2 ） 66

3.14 平均路面輝度と TRP$_{ave}$（プロビーム照明方式） 67

3.15 配光曲線 69

3.16 光学特性（対称照明方式） 69

3.17 光学特性（プロビーム照明方式） 70

3.18 視標の見え方試験状況（左：トンネル照明単独，右：前照灯融合時） 71

3.19 視標の見え方（対称照明方式） 72

3.20 視標の見え方（プロビーム照明方式） 72

4.1 視認性評価（総視認率算出）フロー 79
4.2 反射率累積分布の比較 79
4.3 実際の路上落下物の反射率分布 80
4.4 落下物の視認方法 80
4.5 反射率累積分布の違いによる総視認率の相違 81
4.6 反射率分布の推定フロー 90
4.7 照度測定車 91
4.8 トンネルの照明環境（T=1 の場合） 92
4.9 空間的照度分布モデルの推定フロー 97
4.10 逐点法による路面輝度の計算 100
4.11 高速道路上落下物の反射率分布 (1 次分析) 105
4.12 高速道路上落下物の反射率累積分布 (1 次分析) 105
4.13 落下物品目ごとの反射率分布 107
4.14 高速道路上落下物の反射率分布 (推定結果) 107
4.15 高速道路上落下物の反射率累積分布 (推定結果) 108
4.16 水平面照度の期待値と照度測定データ（車線方向左側 $t = 1$） 109
4.17 総視認率の算出例 ($n = 320, t = 1$) 111
4.18 各位置における総視認率 111

5.1 単一照明ランプが供給する照度の時間的変化 122
5.2 リスクシミュレーションの概要 124
5.3 トンネルの照明環境 125
5.4 リスクシミュレーションフロー 137
5.5 照明ランプ（高圧ナトリウムランプ）の生存関数 141
5.6 トンネルの断面図 143
5.7 光束維持率の推移 145
5.8 モデルと照度測定データの比較（対象：$q = 1$） 146
5.9 連続不点発生位置パターン 146

5.10 点検間隔ごとのリスクマネジメント指標の推移 148

5.11 管理照度と照度維持率の関係（点検間隔 180 日） 149

5.12 リスクマネジメント指標の信用域による評価（点検間隔 180 日） 149

5.13 低照度区間発生率の推移 150

6.1 トンネル照明システム 159

6.2 トンネル照明灯具 160

6.3 各部品の故障，劣化に対する点検・更新スキーム 161

6.4 離散的時間軸 162

6.5 計算フロー 178

6.6 2 点交叉 180

6.7 照明ランプの生存関数 184

6.8 安定器の生存関数 185

6.9 照明器具の期待劣化パス 185

6.10 照明器具のリスク管理指標とライフサイクル費用 187

6.11 安定器の一括更新間隔とライフサイクル費用 188

6.12 残存率 $R(t_j)$（$= 1 - N_1(\boldsymbol{D})$）の推移（非定常な点検間隔を考慮せず） 189

6.13 残存率 $R(t_j)$（$= 1 - N_1(\boldsymbol{D})$）の推移（非定常な点検間隔を考慮） 189

6.14 照明ランプのリスク管理指標とライフサイクル費用 192

表 目 次

1.1 トンネル照明設計計算に用いる保守率 16
1.2 点検検査の概要 18
1.3 点検検査の判定区分 20

2.1 トンネル照明設計計算に用いる保守率 34
2.2 トンネル照明器具の清掃周期 34
2.3 調査対象トンネルの分類 35
2.4 自動車 1 台当たりの煤煙排出量の予測値（昭和 60 年度） 36
2.5 保守率の算出例 37
2.6 トンネル照明設備としての光源の残存率 40
2.7 保守率の条件設定（例） 44

3.1 TRP の基本統計量（対称照明方式） 61
3.2 光学特性と TRP（対称照明方式） 62
3.3 TRP の基本統計量（プロビーム照明方式） 65
3.4 光学特性と TRP（プロビーム照明方式） 67
3.5 照明条件 68
3.6 光学測定 68
3.7 照明方式に対する照明特性（現地試験） 70
3.8 主観評価結果（平均値） 73

4.1 路上落下物データの概要 104
4.2 $\hat{\boldsymbol{\pi}}$, $\hat{J}_i (i = 1, \cdots, 8)$ の推定結果 106
4.3 木材 $(i = 3)$ を対象とした $\hat{\boldsymbol{\theta}}_3$, $\hat{\boldsymbol{\phi}}_3$ の推定結果 106
4.4 空間的照度分布モデルの推定結果（対象：車線方向左側 $t = 1$） 108
4.5 各位置での総視認率の値 110

5.1　ワイブル劣化ハザードモデルの推定結果 140

5.2　空間的照度分布モデルの推定結果（エリア q=1～6） 142

5.3　光束減衰モデルの推定結果（各エリアごと） 143

5.4　各パターンの連続不点発生時の照度 147

6.1　各費用の定義 171

6.2　照明器具の健全度判定基準 [27] 182

6.3　照明器具の点検データ諸元 182

6.4　未知パラメータ推定結果（照明ランプ） 183

6.5　未知パラメータ推定結果（安定器） 183

6.6　未知パラメータ推定結果（照明器具） 183

6.7　維持管理に関する実費用データ 186

6.8　リスク管理水準の変化による点検間隔とライフサイクル費用の変動 190

6.9　施策とライフサイクル費用 193

第1章　序論

1.1　はじめに

我が国では，1955年から始まった高度経済成長を背景に，いわゆる社会インフラとしての高速道路や新幹線などの整備が急速に進んだ．なかでも，高速道路は普遍的な国土開発を念頭にネットワークとしての着実な整備が促進された．その結果，1963年の名神高速道路の開通以来今日までに，高速道路の総延長は約9,000kmに至っている．供用中の高速道路では，安全かつ安心な高速走行を可能とするために，良好な走行環境を常に確保しておく必要があり，これに伴って多くの附帯設備が設置されている．道路（トンネル）照明施設は，道路法第30条に基づく道路構造令第31条において規定された交通安全施設の1つであり，運転者が道路上の障害物，先行車両の存否，道路幅員，道路線形などの視覚情報を的確に把握するための良好な視環境を提供することを目的として設置される．一般的に，運転者が自動車運転時に利用する外界情報の約90%は視覚情報である[1)]とされていることから，視環境の確保は, 高速走行下において極めて重要な要素であるといえる．なかでもトンネル照明については，トンネル構造の閉鎖性に代表される特殊な区間ゆえに，所要路面輝度が道路照明の輝度に比べて高いことに加え，常時点灯により視認のために必要な明るさを確保していることから，単位区間当たりの灯数および消費エネルギーが大きくなる．したがって視認性と省エネルギーをバランスさせた効率的な設備設計が求められている．

昨今の道路構造物の老朽化が顕在化するなか，道路附帯設備も例外ではなく，安全・安心な高速交通サービスを提供するために，設備点検や更新に資する技術的な検討が急務となっている．特に，トンネル照明設備は，設置場所の制約から落下等による第三者被害のリスクが高くなることから，設備計画から保全（および更新）までの範囲で視認性（安全・安心）を確保し，かつ維持管理費用の最小化（LCC最適化）を考慮したマネジメントが課題となっている．

社会基盤施設のマネジメントにおいては，リスクとLCCを考慮した各種施策等の立案とそれに対する意思決定が重要となる．しかしながら，トンネル照明においては，照明設計

と維持管理のいくつかの課題から効率的なマネジメントを実施するに至っていない．その理由としては，照明基準の陳腐化と点検データの活用不足があげられる．まず，現状の照明設計においては，照明設備規模を左右する保守率の設定について，様々な環境変化に応じた適正な値を採用するための設定手法が明確にされていないために，過剰な設計値を用いざるを得ない状況にある．また，昨今の技術革新により LED に代表される次世代の光源がトンネル照明器具や自動車前照灯（以下，前照灯）に採用され，さまざまな配光を有する各種器具が開発されているが，これらによる照明空間の定量的な視認性評価が困難なために，適切な照明方式の選定が困難となっている．

維持管理においては，定期的な照度測定等の点検を実施し，その結果から保全計画を立案して清掃等の保全作業を実施している．しかしながら，現状では獲得・蓄積された点検データを活用した，トンネル内の視環境を予測する手法が確立されていないために，精緻な保全計画が立案できていない．また，ライフサイクルの異なる部位により構成された設備に対する修繕・更新計画には，それぞれの機能部位ごとの寿命，故障確率および故障時の影響範囲などを考慮したリスク評価と，更新等費用を加味したライフサイクルコスト（LCC）評価を考慮する必要があるが，これらの手法が明らかにされていない．

以上の問題意識のもと，本研究では，高速道路におけるトンネル照明の安全・安心かつ効率的な維持管理に資するマネジメント手法の確立を目的として，技術革新が著しい LED 時代の照明光源に対応した照明設計の評価と点検データと統計モデルの援用に基づく，維持管理施策立案に関する方法論を構築する．以下，**1.2** で，高速道路および照明設備の現状，**1.3** で現状の照明マネジメントにおける課題について過去の研究をレビューするとともに，本研究の立場を具体的に説明する．**1.4** では本研究の **2 章**以降で提案する種々の方法論の概要を本研究の構成とともに述べる．

1.2　高速道路を取り巻く環境

1.2.1　高速道路の現状

2012 年現在，国内における高速道路の総延長は約 9,000km あり，1 日に約 700 万台の利用がある [2]．高速道路は，その延長が全国の道路および鉄道のわずか 1%に過ぎない [2]．しかしながら，国内の陸上貨物輸送量（単位：トン・キロ）における高速道路分担率は 47.7%[3),4)] であり，国内輸送の大動脈となっているといえる．さらに高速道路は，昨今の東日本大震災時において見られたように，災害時における緊急輸送路や防災拠点としての役割以外に，緊急避難場所などの機能も防災上の付加価値として期待されており，社会にとって不可欠なインフラであるといえる．

供用中の高速道路のうち，2013 年には供用後 30 年が経過した道路が約 4 割となり，償還期間が満了する 2050 年には，供用後 50 年以上の延長が約 8 割となるなど，経年劣化に対するリスクの高まりが懸念されている [6]．**(図–1.1, 図–1.2)**

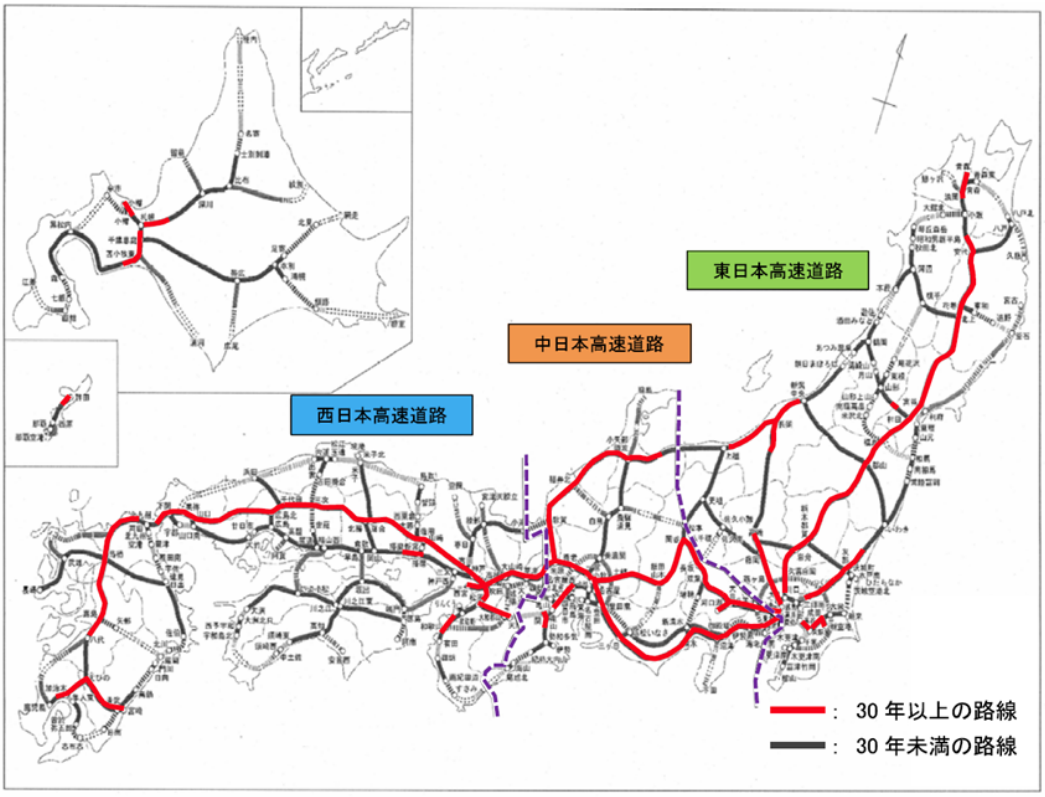


図 – 1.1　供用年数 30 年以上の路線（2013 年）[6]

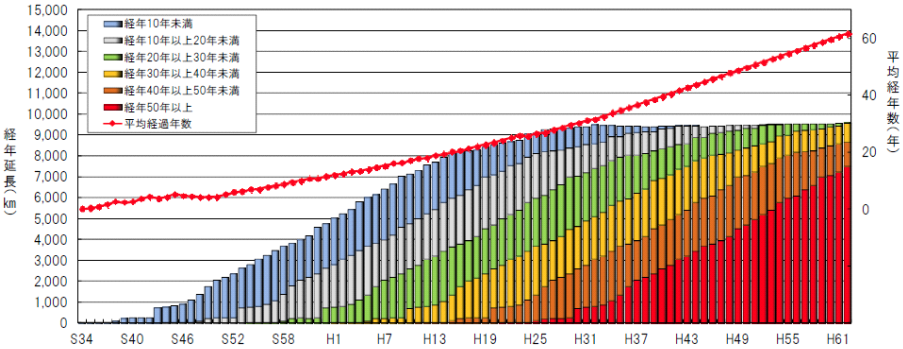


図 2. 2. 1　高速道路の経過年数の推移

図 – 1.2　高速道路の経過年数の推移 [6)]

1.2.2　高速道路におけるトンネル照明設備の現状

高速道路網の整備にあわせて、トンネル照明設備も漸次整備されてきた．高速道路のうち，トンネル区間は約 900km あり全体の延長比率の約 1 割である．**図–1.3** に高速道路附帯施設のうち，本線上または本線付近に設置されている施設数の内訳を示す．同図より，全体に占めるトンネル照明設備の割合が約 6 割となっており非常に高いことがわかる．また，トンネル照明設備の設置位置は，トンネルの構造上，道路の側線上の付近となるため，落下等による第三者被害へのリスクも考慮した適切な維持管理が重要となっている．

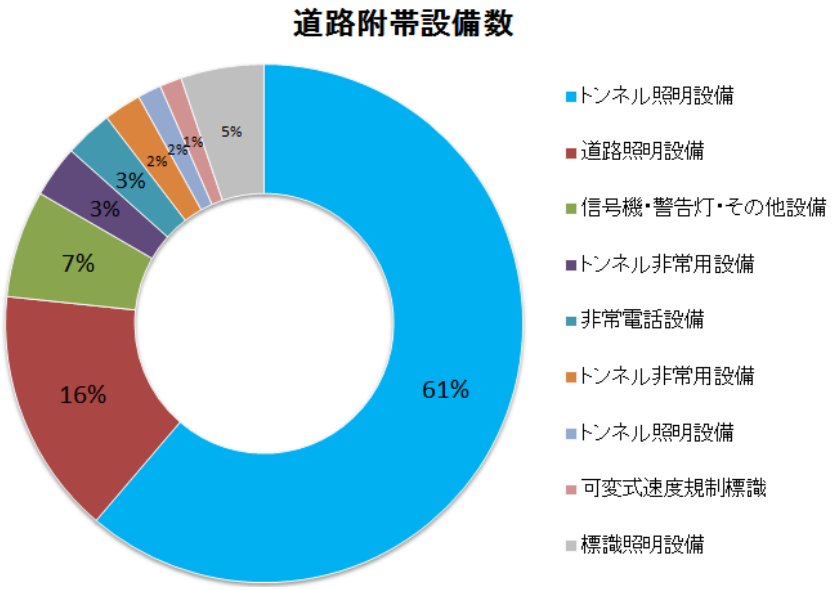


図 – 1.3　高速道路の附帯施設内訳

(a) トンネル照明設備の構成

トンネル照明設備は，運転者が道路上の障害物，先行車両の存否，道路幅員，道路線形などの視覚情報を的確に把握するための良好な視環境を提供することを目的として設置される．トンネル照明設備は，基本照明，入口照明，出口照明および接続道路の照明（**図–1.4**）の 4 種類で構成される．基本照明は，トンネルを走行する自動車運転者が前方の障害物を安全な距離から視認するために必要な明るさを確保するための照明であり，原則として灯具はトンネル全長にわたり一定間隔で配置される．入口照明は，昼間，自動車運転者が明るい野外からトンネルに接近する際に生じる急激な輝度の変化と，トンネルに進入直後から起きる眼の順応の遅れを緩和するための照明であり，境界部，移行部，および緩和部で構成される（**図–1.5**）．また，出口照明は，昼間，出口付近の野外輝度が著しく高い場合に，出口の手前付近にある障害物や先行車の見え方を改善するための照明である．夜間，入口部においてトンネル入口付近の幅員の変化を把握させるため，あるいは出口部においてトンネル内から出口に続く道路の状況を把握させるために設置される．

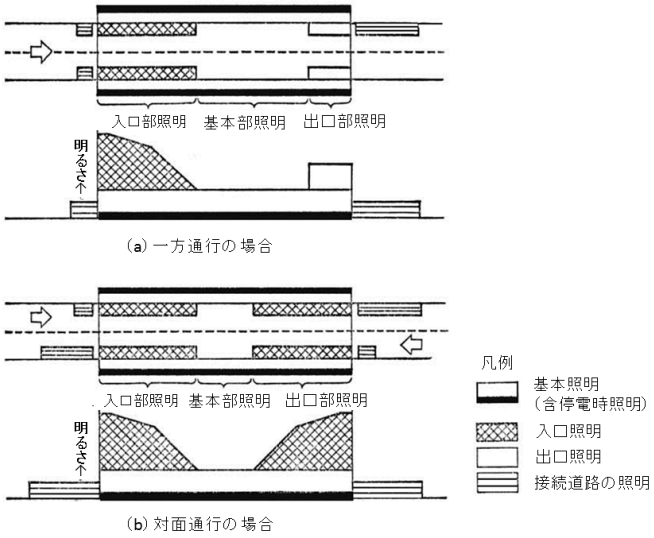


図 – 1.4　トンネル照明の構成例 [5)]

(b) トンネル照明設備の電力消費量

図–1.6 に西日本高速道路会社における電気使用量の内訳を示す．同図より，高速道路全体で消費する電気使用量のうち道路およびトンネル照明関係が約 4 割を占め，照明関連の

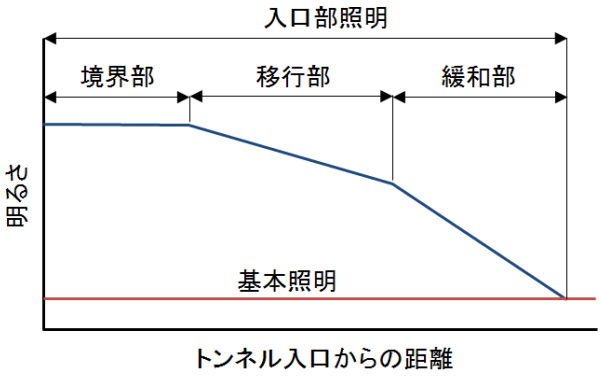


図 – 1.5　入口部照明の構成 [5)]

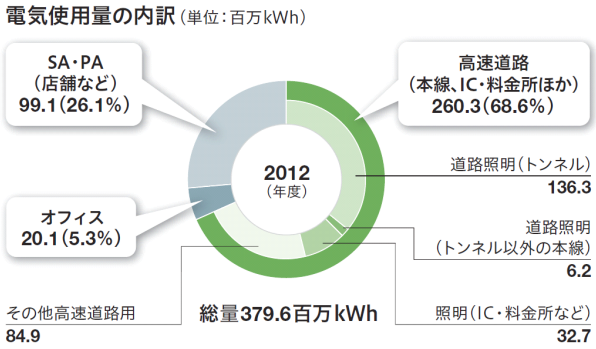
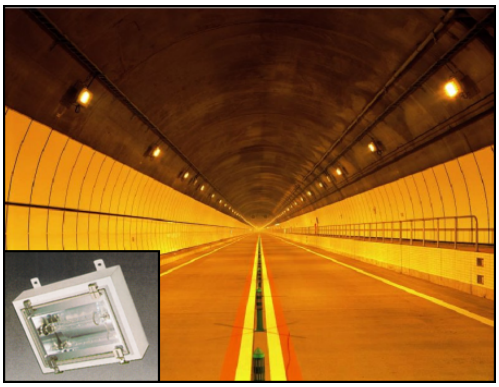


図 – 1.6　電気使用量の内訳 [7)]

内訳として，トンネル照明が約 7 割を占めており，トンネル照明の省エネルギー化が維持管理費削減に考慮すべき重要な要素であることがわかる．

これまで，1970 代のオイルショック，地球温暖化，東日本大震災後の電力不足など，省エネルギー化や公共インフラの維持管理費削減などの時代要請の度に，より効率的な光源・器具の採用（**図–1.7**）や，交通規制削減に向けた片側照明方式 [8)] の採用（**図–1.8**），トンネル内環境に応じた平均路面輝度低減などの照明設計の考え方に対する見直しが行われてきた．その結果，**図–1.9** に示すとおり，供用されたトンネルの延長 1km に対する消費電力量は，1992 年以降トンネル延長が増加しているのに対して減少傾向であり，これらの一連の対策に対する成果が伺える．



(a) 低圧ナトリウム

(b)Hf 蛍光灯

図 – 1.7　トンネル照明

(a) 向き合わせ配列

(b) 片側配列

図 – 1.8　照明配列方式

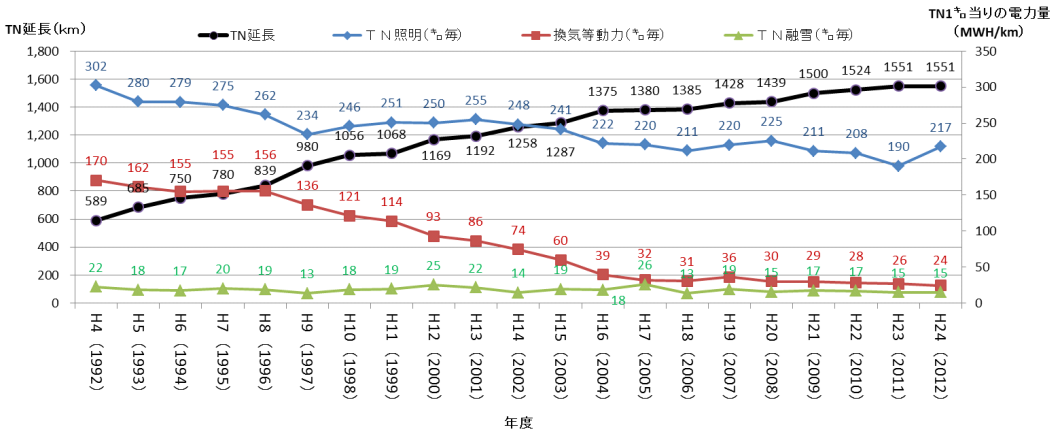


図 – 1.9　トンネル関連使用電力量の推移

1.2.3　トンネル照明および自動車前照灯の動向

(a) トンネル照明および自動車前照灯の動向

トンネル照明用光源として，1960～1980 年代は低圧ナトリウムランプがほぼ全面的に採用されてきた．このランプは波長 589nm（nm ＝ 10^{-9}m）の単色光源であり，演色性は有していないが，現在でも，人工光源中，最高の発光効率を有しており，優れた省エネ光源であると言える．しかし，1990 年代以降 [1)]，トンネル基本照明には低圧ナトリウムランプと同等以上の総合効率と優れた演色性をもつ Hf 蛍光ランプが [20)]，トンネル入口照明には同光束の低圧ナトリウムランプより効率は劣るものの，交通安全施設として必要な演色性を有する高圧ナトリウムランプがそれぞれ採用されてきた．ここ数年は，主としてトンネル入口照明に白色光源かつ演色性に優れるセラミックメタルハライドランプが採用されてきたが，現在では，基本照明，入口照明ともに LED が標準となっている．

また，低圧ナトリウムランプの定格寿命 9,000 時間に対し，Hf 蛍光ランプは 12,000 時間，高圧ナトリウムランプおよびセラミックメタルハライドランプは 24,000 時間，無電極蛍光ランプは定格寿命が 90,000 時間，LED は 40,000 時間（トンネル器具に組み込まれた状況では，90,000 時間）以上といった具合に，光源のさらなる長寿命化は時代の流れであると言えよる．言い換えれば，光源の位置づけがこれまでの“消耗品”から“耐久品”へと転換しつつあると考えられる．

(b) 自動車前照灯光源の動向

前照灯用光源の原点は，ろうそくや灯油ランプから始まり，自動車の進化の歴史とともに性能が向上した．現在，前照灯に採用されている光源には，ハロゲン電球，HID 電球および LED の 3 種類がある．ハロゲン電球は，1960 年代に登場して以来，それまでの白熱電球に比べて明るさ向上と長寿命を実現できる光源として普及し，現在では最も使用されている光源である．HID 電球は，1990 年代に実用化され，光束がハロゲン電球に比べて 3 倍以上という特徴と，前照灯の配光技術の進歩と併せて遠方の照射範囲や左右の拡がりが向上し，夜間の交通安全に大きく貢献している．その後，2007 年に初めて白色 LED が前照灯用光源として採用されている．当時，採用された LED は，発光効率等も低く，HID 電球に及ばなかったが，その後の技術革新により性能は年々向上し，2014 年現在では，光束，

輝度ともに HID 電球と同等の性能になりつつある．現在，LED は，これまでの光源と比較し，省電力，高色温度による明るさ感の向上および瞬時再点灯などの点において優れた特性を有しており，今後は LED の普及が加速していくと想定される．

1.2.4　トンネル内視環境の動向

我が国における自動車保有台数および高速道路における交通量の推移を**図–1.10** および**図–1.11** に示す．**図–1.10** より自動車保有台数は 1966 年から 2013 年までで約 10 倍となっているが，**図–1.11** より高速道路を利用する交通量はそれを上回る伸び率となっていることがわかる．また，大気汚染防止の観点からの排ガスに対する規制強化によるばい煙規制の推移[9)] を**図–1.12** に示す．同図から規制値は，1992 年以降と比較して約 1/10 以下になっていることがわかる．これらの結果，トンネル内に充満する排ガス等は，トンネルを通行する自動車数の増加に反して減少することとなり，運転者に対するトンネル内の環境は大幅に改善されている．**図–1.9** 中の換気設備に関する電気使用量からも，ジェットファンなどの換気設備が稼働しない状態にあっても，トンネル内の視環境が良好に保たれていることが容易に推察される．したがって，トンネル内の走行視環境の改善のみならず，ばい煙等による照明器具汚損量も改善していることが考えられるため，トンネル内の環境変化に応じた照明基準の適正化が重要であるといえる．

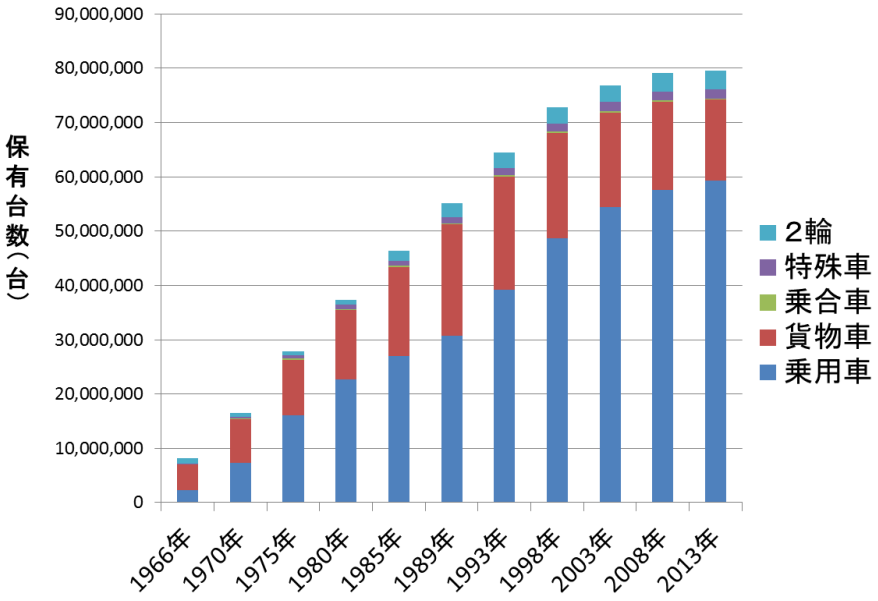


図 – 1.10　自動車保有台数の推移

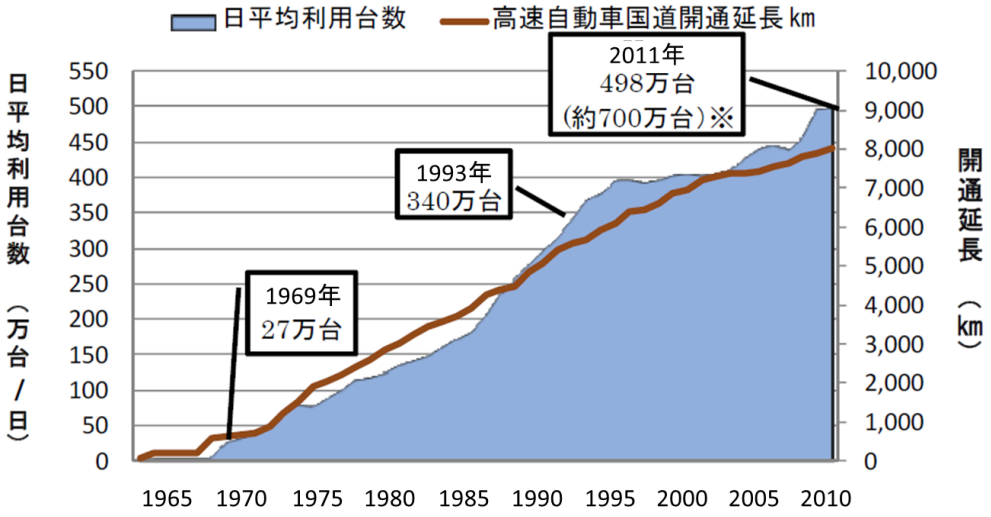


図 – 1.11　高速道路利用台数の推移

	規制年度		H5	H6	H9	H10	H11	H14	H15	H16	H17
	規制年月		H5.10	H6.10	H9.10	H10.10	H11.10				
ディーゼル	乗用車	1.25t以下		0.2	0.08			0.052			0.026
		1.25t以上				0.08		0.053			0.028
	軽量車		0.2		0.08						0.026
	中量車	MT	0.25		0.09				0.06		0.03
		AT				0.09					
	重量車	2.5t＜GVW≦3.5t		0.7	0.25				0.18		0.09
		3.5t＜GVW≦12t				0.25					
		12t＜GVW					0.25			0.18	

短期規制　長期規制　新短期規制　新長期規制

図 – 1.12　排ガスに対する環境規制値の推移

1.2.5　トンネル照明設備の老朽化

一方で，トンネル照明設備の老朽化が大きな問題となっている．**図–1.13** は老朽化した鋼板製のトンネル照明灯具の一例である．同図は，実際に高速道路トンネルに設置されていたもので，トンネル本体と接続される金具や灯具本体に腐食が進み，結果として 1992 年に供用後わずか 7 年で落下するに至っている．落下した灯具が設置されていた当該トンネルを含む周辺トンネルの灯具を確認した結果，多いところで灯具の約 6 割が更新を要する程度まで腐食が進行しており，それまでの灯具寿命（取替実績を基にした）からは想定外の事案となった． この灯具を対象に腐食原因究明を目的として成分分析等を行った結果，錆の部分からばい煙および凍結防止剤の化合物が多く検出され，凍結防止剤が腐食を促進させた主たる原因であること，またトンネル灯具の腐食のメカニズムとトンネル内の厳しい

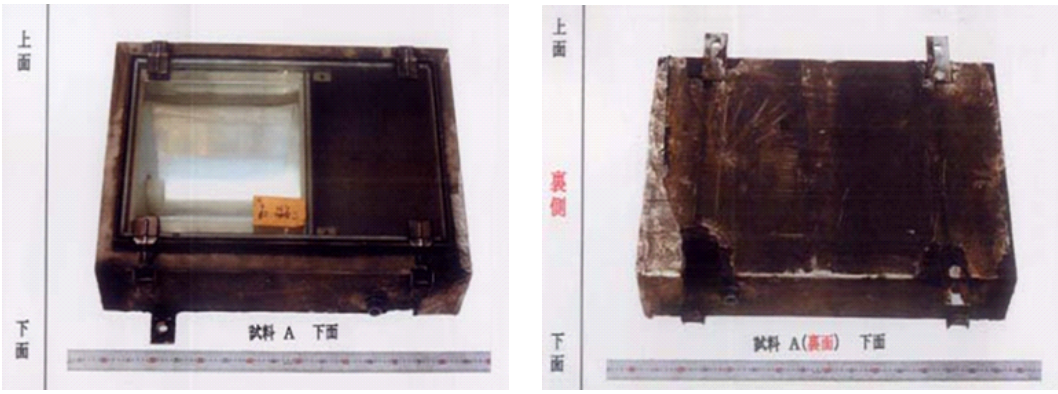


図 – 1.13　腐食したトンネル照明灯具の例

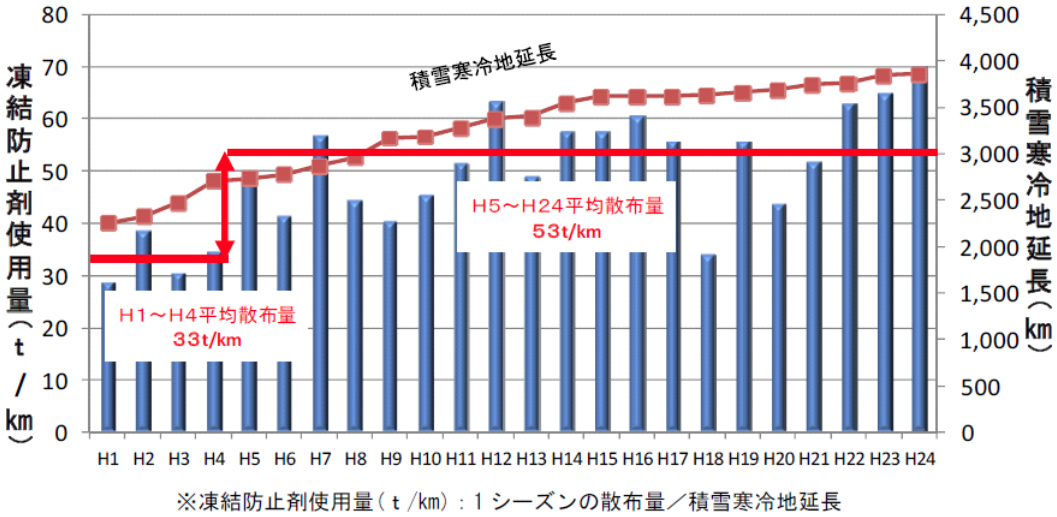


図 – 1.14　凍結防止剤使用量の推移

環境が明らかとなった．

図–1.14 に道路における凍結散布剤の実績を示す．同図から，1992 年以降，1km 当たりに散布する量が約 1.4 倍に増加し，道路本体および附帯施設に大きな影響を与えていると指摘されている [6]．このような凍結防止剤使用量の増加がトンネル灯具の腐食を加速させた 1 つの要因であると考えられる．

この結果を受けて，1999 年より，トンネル灯具の仕様は，それまでの鋼板製からより耐久性の優れたステンレス製に変更された．また，点検についても，1998 年当時の目視点検（良否判定）のみから，2011 年には，より詳細な構造点検（判断基準（AA，A，B，C，OK など多段階））の追加および設置年に応じた点検周期の見直しなどの改善が図られている．しかしながら，トンネル照明設備は，道路本体施設の耐用年数（50 年）とは異なり，耐用

年数が約 20 年程度であることから，今後順次更新期を迎えるに際して，更新費等の増大が懸念されている．このことから点検データを活用し，リスクと LCC を考慮した合理性の高い更新施策立案が不可欠となっている．

1.3　現状のトンネル照明マネジメントとその課題

図–1.15 に道路管理者が実施するトンネル照明のマネジメントフローを示す．同図に示すとおり，マネジメントの段階として，整備計画（調査），設計（照明空間設計，設備規模），建設（施工・施工管理・検査），維持管理（点検，清掃，修繕・更新）に分類される．照明マネジメントは，それぞれの段階において適切な意思決定を行うことであるが，ここでは現状の高速道路における照明マネジメントの実態と，各段階において課題となっている事項について整理する．

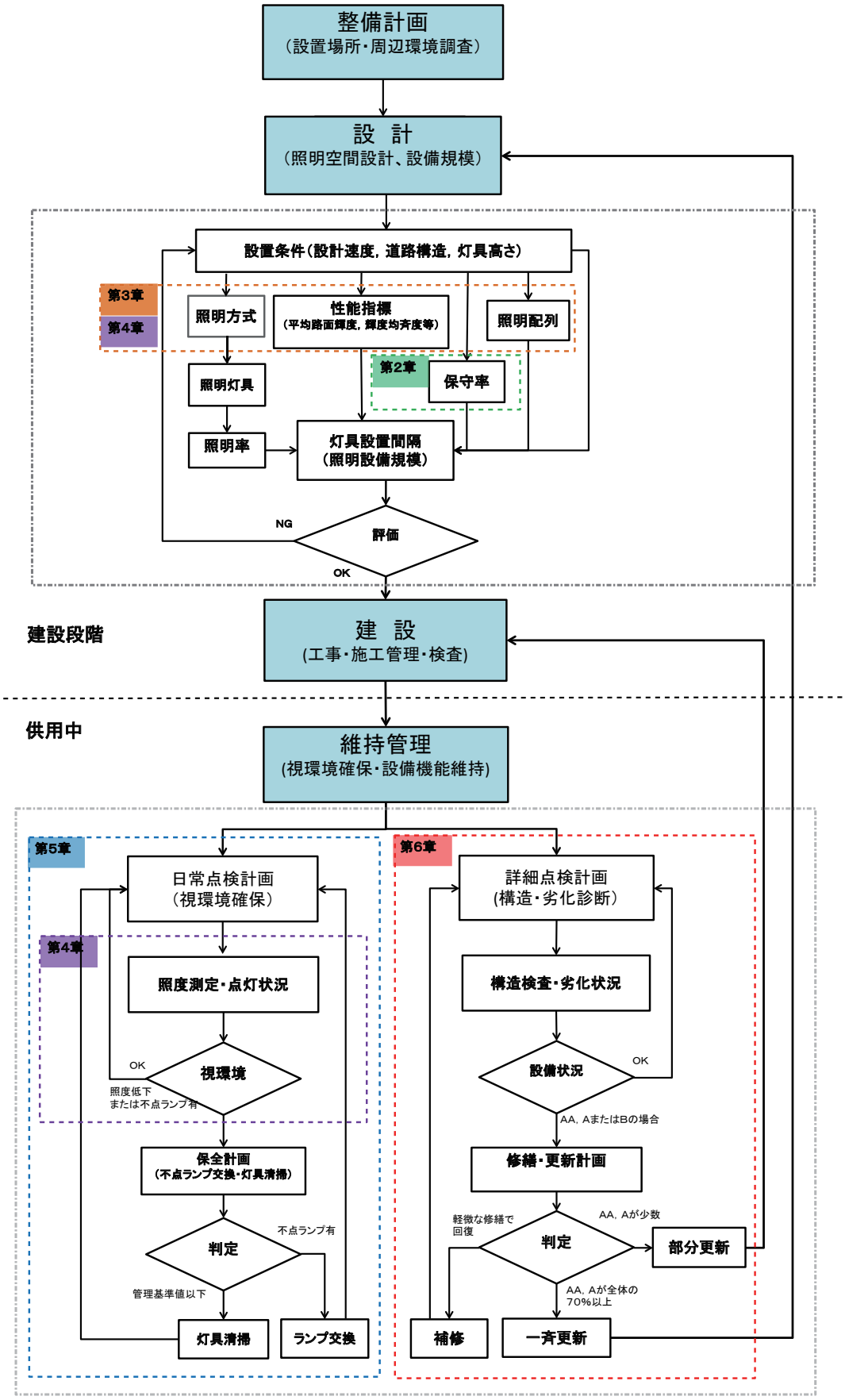


図 – 1.15　トンネル照明のマネジメントフロー

1.3.1　整備計画における課題

整備計画の目的は，対象とする道路に照明設備を設置するかどうか，また設置する場合にはどのような照明設備とするかを決定することである．そのため，後に続く照明設計に必要となるトンネルの形状・構造（トンネル延長，断面形状，幅員構成，建築限界，平面および縦断線形，壁面等反射率），交通条件（設計速度，交通量，交通方式，道路種別），坑口環境（坑口方位，接続道路線形），関連施設状況（非常用施設，換気施設），維持管理（交通条件，照明運用・制御方法）などについて調査を行い，適切な整備計画を立案する．これまで，高速道路が延伸する過程において，多くのトンネル照明を構築してきた結果，新規建設を対象とした整備計画に関する課題の大半は解決されている．高速道路が概成した現在では，設備の老朽化等による修繕・更新にあたって，供用中の環境条件等を適切に設計へ反映するための方法論が重要となっている．

1.3.2　照明設計における課題

照明設計の目的は，安全・安心な走行視環境を確保する照明方式および経済性を考慮した適正な設備規模の決定である．一般的な照明設計手順[5)]としては，はじめに整備計画の調査結果を通して設置条件（設計速度，道路構造，灯具設置高さ）を確定し，性能指標（平均路面輝度，輝度均斉度等）を設定する．つぎに，照明灯具（使用する光源および照明器材）を選定し，照明率，保守率等を設定した上で光束法により照明計算を行い，灯具の設置間隔を算出する．そして，逐点法[10)]により，輝度均斉度，視機能低下グレア，誘導性に対する基準値の確認から，路上障害物や先行車など視認性および設備規模や省エネなどの経済性を評価する．

トンネル照明の路上障害物等の視認性に影響するのが，性能指標のうちの平均路面輝度・輝度均斉度・視機能低下グレアである．トンネル照明による道路上の障害物の視認方法には，**図–1.16** に示すとおりシルエット視と逆シルエット視がある．ここで，シルエット視とは，路面を明るい背景とし，視対象物を暗くすることで視対象物を視認させる方法であり，反射率の低い対象に適している．逆シルエット視とは，路面に対して視対象物を明るくすることで，視対象物を視認させる方法であり，反射率の高い対象に適している．

現行の照明理論では，照明器具の配光については対称配光を標準として，反射率 20 %以

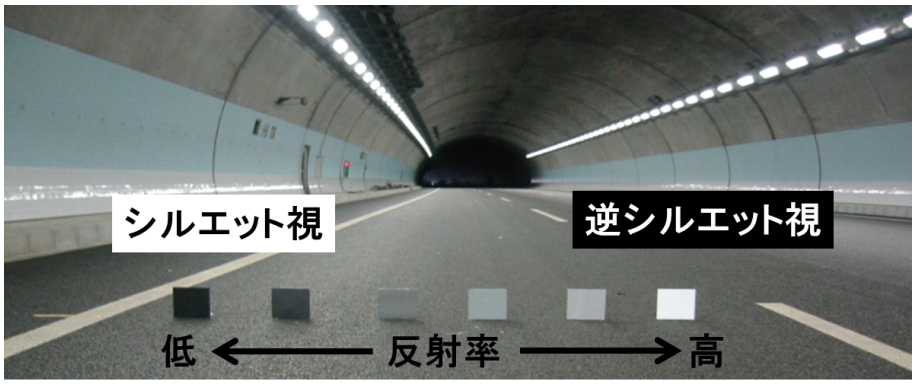


図 – 1.16　視対象物の視認方法

下の視対象物を対象にシルエット視で視認できれば，路上障害物の大部分を視認できるとされる．この理由は，路上に存在する視対象物の反射率の累積存在確率として，スミス（1938）による歩行者の衣服の反射率の調査結果[11]が採用されてきたことが一因となっている．この調査結果では，反射率 20%以下のものが約 9 割を占めていたことから，道路・トンネル照明による視認方法として，シルエット視を前提とすることが効果的とされた．また，当時はトンネル照明灯具についても，光源に高輝度放電灯として，反射鏡により配光制御するタイプが一般的かつ経済的であった．このような背景から，シルエット視を前提とした路上障害物の視認性に関する研究[12),13),14]が行われ，現在の国際基準[15]等の基礎となった．しかし，近年実施された高速道路上の路上落下物の反射率の調査結果[16]から，高速道路ではスミスの結果（歩行者の衣服）と比較して反射率の高いものが多いことが明らかにされており，路上落下物の視認性評価にはシルエット視と逆シルエット視の両者を考慮する必要性が指摘されている[17]．昨今，これまでのような対称配光の器具以外に LED がもつ配光の自由度を生かした照明器具が開発され，これらを応用した高均斉度照明[22]，カウンタービーム照明方式[23]，プロビーム照明方式[24]などが採用されてきているが，現行基準では評価できない．さらに，トンネル照明以外で障害物を視認させる装置として，前照灯がある．前照灯による視認方法は，視対象物の輝度を背景輝度より高くさせることで視認させる逆シルエット視となる．このことからトンネル照明および前照灯の光源がこれまでの高輝度放電灯から LED に移りつつあるなか，路上障害物の視認性をシルエット視と逆シルエット視で定量的に評価する方法論の構築は重要かつ喫緊な課題となっている．

つぎに，設備規模や省エネなどの経済性に影響する要因に保守率[18]がある．保守率は，

表 – 1.1　トンネル照明設計計算に用いる保守率

トンネル	延長	1,500m 以上		500～1,500m		500m 未満	
年平均日交通量	勾配	≥ 2	< 2	≥ 2	< 2	≥ 2	< 2
2 万台/日以上		0.40	0.50	0.50	0.55	0.55	0.60
1 万～2 万台/日		0.45	0.55	0.55	0.60	0.60	0.65
5 千～1 万台/日		0.50	0.60	0.60	0.65	0.65	0.70
5 千台/日未満		0.55	0.65	0.65	0.70	0.70	0.75

照明設備の使用に伴う個々の光源の減光，不点，照明器具の汚損などによる照度低下を設計時において見込む安全係数である．このため，保守率を見込み過ぎると設備規模は過剰となり，建設費のみならず，その後の維持管理費（電力，清掃，ランプ交換など）全般に影響する．言い換えれば，保守率を適切に設定できれば，照明設備建設費のコストダウンと省エネルギー化，それによる二酸化炭素（CO2）排出量の削減を通じて地球環境保全にも寄与できる．これまでトンネル照明の保守率は，高速道路において現地トンネルの照明器具の汚損度について調査[19]を行った結果をもとに，**表–1.1** に示すとおりに交通量とトンネル延長（および勾配）によって分類して運用されてきた．

しかしながら，**1.2.3** で既述したとおり，排ガス規制の強化により，ばい煙の設計濃度（ばい煙透過率）が大きく変化したことから，トンネル内の照明器具の汚損程度も変化すると考えられるが，これまでの設計手法[19]ではその都度現地測定を行う必要があった．さらに，照明光源の寿命が，これまでの高輝度放電灯から LED などの採用により長寿命化が進んでおり，保守率を構成する光速維持率や残存率などの要素にも影響する．したがって，これらの要素を適宜，適正に反映する必要があるが，その方法論が確立されていない．

以上のことから，照明設計における課題としては，環境基準等に対応した“保守率の設定”と，シルエット視および逆シルエット視の両方を考慮した”トンネル照明の路上障害物の視認性評価手法“に関する方法論の確立であるといえる．

1.3.3　建設における課題

建設の目的は，前述の照明設計に基づき性能および機能を満足するように設備を構築することである．建設は，施工，施工管理，検査の順に実施する．基本的な施工および施工管理の留意事項等については，要領等[20),21)]で明確にされているために，本研究ではあえ

て言及しない．留意すべき課題としては，施工後の照明設備の検査で実施する性能確認である．性能確認が必要な項目は，平均路面輝度，輝度均斉度，視機能低下グレアおよび誘導性である．しかしながら，**1.3.2** で既述したのと同様に，現行基準が路上障害物の視認性を定量的に評価するものではないために，LED を用いたさまざまな配光性能を持つ照明器具で構築されたトンネル照明設備の性能評価が適正であるとはいえないこととなる．このことからも照明施設の定量的な視認性評価の方法論の構築が重要であるといえる．

1.3.4　維持管理における課題

高速道路施設における維持管理の目的は，道路交通の安全・安心かつ事業費の最適化である．トンネル照明の役割および設置環境を鑑みると，“走行視環境の確保“と”第三者被害の恐れのある事故防止“が重要となる．

図–1.17 にトンネル照明に関して起こりうるリスク事象を示す．同図のとおり，事象には，自然災害等による照明システム系の故障を除くと，器具の汚損，光源の劣化および安定器故障等による路面照度の低下，腐食による灯具本体の落下がある．照明システム系の運用および故障状況は遠方監視制御により常時監視されているが，現地の路面照度や個々ランプの点灯状況，灯具本体構造の劣化については，点検により把握せざるを得ない．そこで日常・定期的に点検を実施し，その結果に基づいて，道路空間の照度確保のための灯具清掃，不点ランプ交換などの点検計画や設備の腐食に対する延命化，老朽化対策など経済性も考慮した修繕・更新計画を立案して，効率的かつ適切に更新することが求められる．高

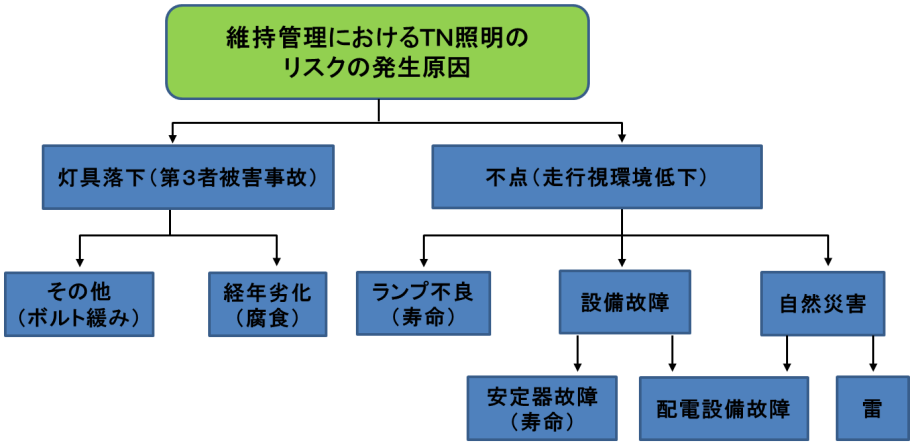


図 – 1.17　トンネル照明のリスク事象

表 – 1.2　点検検査の概要

種別	内容
随時点検	稼働状態にある機器に対して，主として目視などの五感および機器に付属する機器の計測により，異常の有無の確認および表示灯の電球交換等の軽微な手入れを実施するものとする．
定期点検	設備の状態観測，動作確認および手入れを行うもので，主としてシステムを機能停止させて機器を用いた測定および設備間の連携動作確認並びに手入れを実施するものとする．
構造検査	施設構造物の変状状況やその進行性の観測を行うもので，対象物に近接し，目視，触手，簡易な計器又は測定器具を用いて実施するものとする．なお，原則として倒壊や落下により，建築限界を侵すものを対象とする．

速道路の附帯設備の点検検査には，随時点検，定期点検および構造検査がある．**表–1.2** に点検検査の概要を示す．トンネル照明設備に対する内容として，随時点検では定期的な巡回等により点灯状態および照度測定を実施し，走行視環境の状況を把握して計画的にランプ交換や灯具清掃などの保全作業を行う．点灯状態は，道路巡回および施設巡回等により確認し，不点ランプの位置等に関する情報を記録する．照度測定は，JIS-C7612 による方法により適宜実施するのが一般的となっているが，この実施には交通規制など危険が伴うこと，またトンネル内全体の照度測定には多大な労力（費用）を要することから，高速道路においては照度測定車（**図–1.18**）によりトンネル内を走行しながら連続的に測定することが可能となっており，業務の効率化が図られている．これらの点検の結果から，照度の管理基準値以下になる時期や不点ランプ数などを勘案して保全計画を立案し，灯具清掃および不点ランプ交換を実施している．随時点検において得られる照度測定および不点ランプ確認結果の例を**図–1.19** に示す.

図 – 1.18　照度測定車

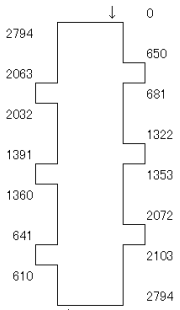
OOTN（上）	
測定日	2010/2/4
延長 [m]	2,794
光 源	NH
内装板	タイル
路面舗装	アスファルト
灯具清掃	2009/6/1　248 日経過
壁面清掃	2009/6/1　248 日経過
大型車並走区間（上り線）	10 m

1	545	～	555
2		～	
3		～	
4		～	
5		～	
6		～	
7		～	
8		～	
9		～	
10		～	

不点ランプ（上り線）　24 灯

1	125	27	
2	400	28	
3	630	29	
4	960	30	
5	1010	31	
6	1210	32	
7	1265	33	
8	1285	34	
9	1335	35	
10	1400	36	
11	1450	37	
12	1560	38	
13	1920	39	
14	1980	40	
15	2000	41	
16	2080	42	
17	2100	43	
18	2135	44	
19	2230	45	
20	2450	46	
21	2530	47	
22	2720	48	
23	2725	49	
24	2750	50	
25		51	
26		52	

非常駐車帯



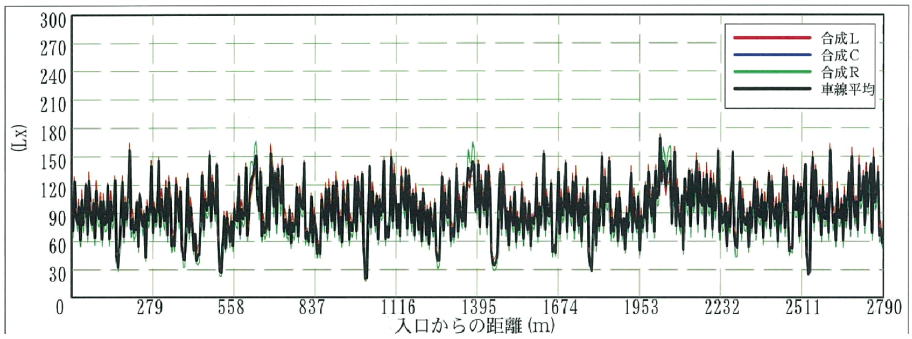
不点ランプ（下り線）　18 灯

1	50	27	
2	70	28	
3	80	29	
4	280	30	
5	335	31	
6	660	32	
7	700	33	
8	720	34	
9	800	35	
10	825	36	
11	875	37	
12	1460	38	
13	1510	39	
14	1530	40	
15	1580	41	
16	1620	42	
17	1780	43	
18	2860	44	
19		45	
20		46	
21		47	
22		48	
23		49	
24		50	
25		51	
26		52	

OOTN（下）	
測定日	2010/2/4
延長 [m]	2,794
光 源	NH
内装板	タイル
路面舗装	アスファルト
灯具清掃	2009/6/1　248 日経過
壁面清掃	2009/6/1　248 日経過
大型車並走区間（下り線）	15 m

1	380	～	385
2	1370	～	1380
3		～	
4		～	
5		～	
6		～	
7		～	
8		～	
9		～	
10		～	

(a) 不点ランプ位置



(b) 照度測定

図 – 1.19　随時点検結果例

一方，定期点検および構造検査は，設備の構造的な状況を的確に把握して計画的な補修を行うための基礎資料を得ることを目的に実施する．定期点検は，交通や風などの揺れやばい煙，凍結防止剤などが構造物の損傷の発生や腐食の原因となり，これらが進行すると部材の落下を招く恐れがあるため，このような異常を確実かつ早期に発見することを目的に 12 か月周期で実施する．構造検査は，損傷などが発生してもその進行が比較的緩やかな劣化を発見すること，および維持管理の手が届きにくい部位の劣化等を発見することに重点を置いて 5 年周期で実施され，特に設置後 10 年を経過した設備に対しては 3 年周期で実施される．これら点検結果と経過年数や環境条件などを勘案して，設備の構造的な余寿命を見極め，修繕・更新計画へ反映する．トンネル照明に関する定期および構造検査での確認部位およびその判断基準例を**表–1.3**, **図–1.20** および**図–1.21** に示す.

表 – 1.3　点検検査の判定区分

判定区分	判定内容
AA	損傷が著しく，機能面からみて緊急補修が必要である場合.
A	損傷などがあり，機能低下がみられ補修が必要であるが，緊急補修を要しない場合.
B	損傷などが広範囲に見られるが，機能面の低下が見られず，損傷の進行状態を継続的に観察する必要がある場合.
C	損傷などが小範囲に見られるが，機能面の低下が見られず，損傷の進行状態を継続的に観察する必要がある場合.
OK	損傷などがない場合.

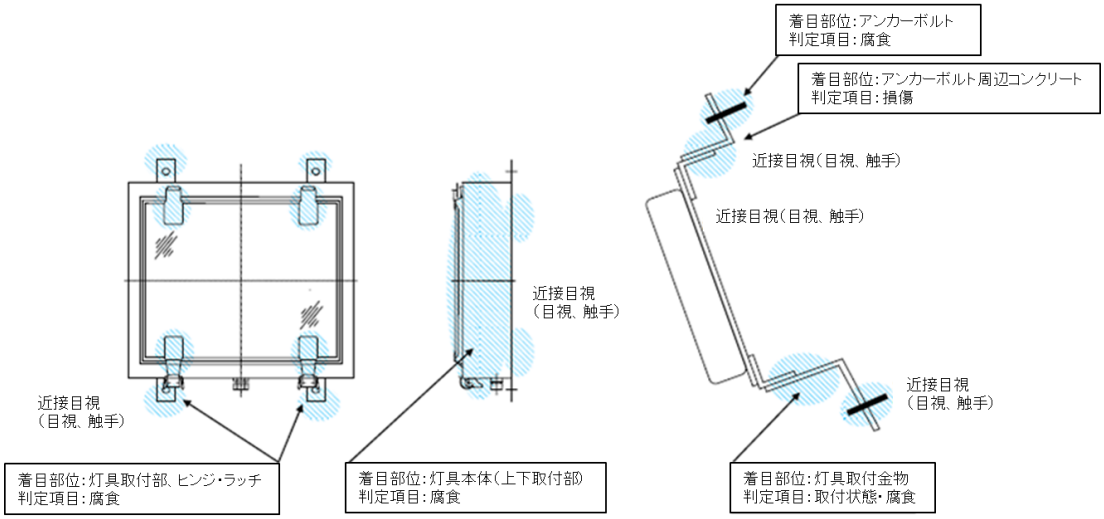
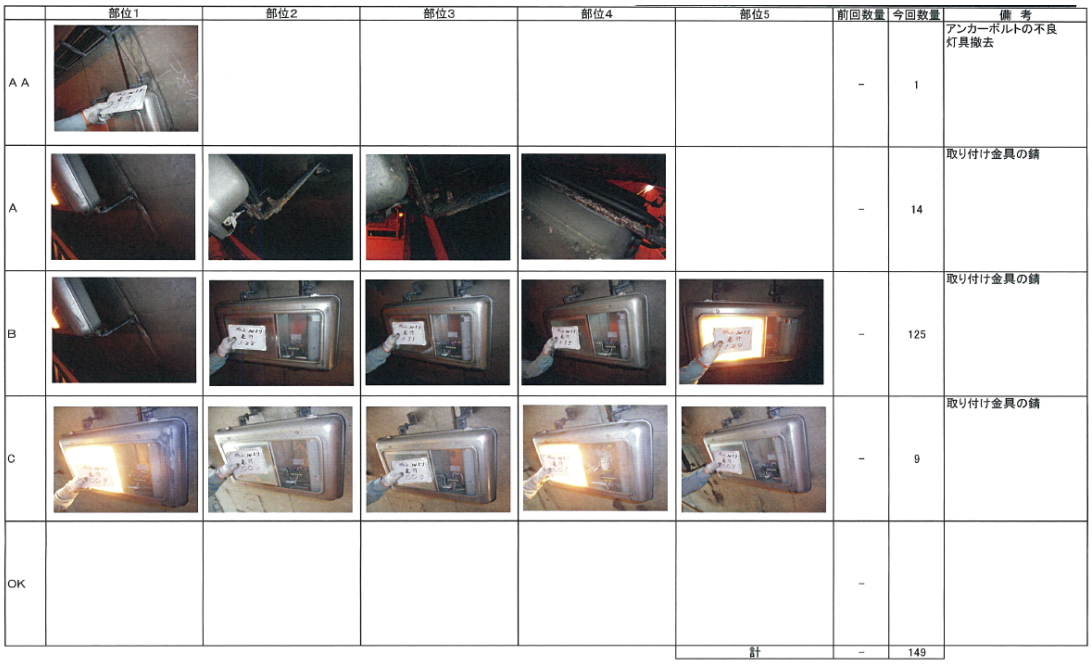


図 – 1.20　構造検査の確認部位



	部位1	部位2	部位3	部位4	部位5	前回数量	今回数量	備　考
A A						-	1	アンカーボルトの不良 灯具撤去
A						-	14	取り付け金具の錆
B						-	125	取り付け金具の錆
C						-	9	取り付け金具の錆
OK						-		
					計	-	149	

図 – 1.21　判断基準例

上述のように，日常点検においては，定期的な照度測定，不点ランプ等の点検を実施し，その結果に基づき保全計画を立案し，清掃等の保全作業を実施している．しかしながら，獲得・蓄積された点検データは，現状の評価として活用されているに過ぎず，将来の照度低下時期等の予測に活用する手法が確立されていないために，立案された保全計画は十分であるとはいえない．点検データを保全計画策定に活用する既往研究としては，青木らによる研究[25),26)]がある．青木らは，トンネル照明の不点ランプの発生確率をワイブル劣化ハザードモデルにより記述し，照明ランプに対する逐次または一斉交換に関する更新戦略の提案を行っている．しかしながら，それらの既往研究では連続不点や，ランプ自体の光束低下などの照度基準へ影響する要素が考慮されていなかった．

また，修繕・更新計画策定においては，構造物の劣化速度が材質，環境条件によって異なるが，これらの劣化進行予測等の知識は，実際に点検を行った個人の暗黙知であることが多い．そのために，点検データと立案された更新計画との関係が曖昧となり，意思決定者に対する定量的な説明が困難となる場合が多い．点検データを活用して構造物の劣化予測やそれらを用いた更新戦略立案に関する方法論は多くの既往研究[27),28)]が存在する．その中でも近年，社会基盤施設のアセットマネジメントの実用化に向けた小濱らによる既往研究[29)]がある．小濱らは，橋梁の劣化に対し，道路管理者が保有する暗黙知に対する劣化への影響度の分析を行い，現在明らかになっている暗黙知では表現できない要因を異質性パラメータにより表現し，個々の橋梁に対する劣化予測に関する方法論を提案している．しかしながら，トンネル照明のように，ライフサイクルの異なる部位により構成された設備に対する修繕・更新計画は，それぞれの機能部位ごとの寿命，故障確率および故障時の影響範囲などを考慮したリスク評価と，更新等費用を加味したライフサイクルコスト（LCC）評価から更新計画を立案する必要があるが，これらの手法はまだ明らかにされていない．

以上で述べた課題，既往研究を踏まえ，本研究は，技術革新が著しい LED 時代の照明光源に対応した照明設備の視対象物の視認性向上に向けた評価手法と点検データと統計モデルの援用に基づく，維持管理施策立案に関する方法論の構築を行うとともに，その有効性を実証的に検討する．

1.4　本研究の目的

前節で述べた基本的な立場に基づき，本研究では**図–1.22** に示すフローに従い，トンネル照明マネジメントに不可欠となる，環境基準等に対応した適正なトンネル照明の保守率算出方法，トンネル照明の視対象物の視認性向上に向けた評価手法および，点検データと統計モデルの援用に基づく維持管理施策立案に関する方法論の構築を図ることを目的とする．

まず，保守率の算出方法について，トンネル換気設備に用いられている，ばい煙発生量算定の予測を応用した保守率設定手法を構築する．つぎに，トンネル照明の視認性評価について，照明設計時における総視認率（Total Revealing Power）（以下，TRP）に基づく照明方式や前照灯の融合時における評価手法を検討するとともに，維持管理において獲得した点検データを活用した視認性および照明方式の評価手法を構築する．さらに，トンネル全体を対象とする空間的な照度低下リスクをシミュレーションによって評価する方法論を提案する．さらに，点検データと各種統計モデルを活用したトンネル照明設備の修繕・更新施策立案の方法論について，シミュレーションから実証的検討を実施する．

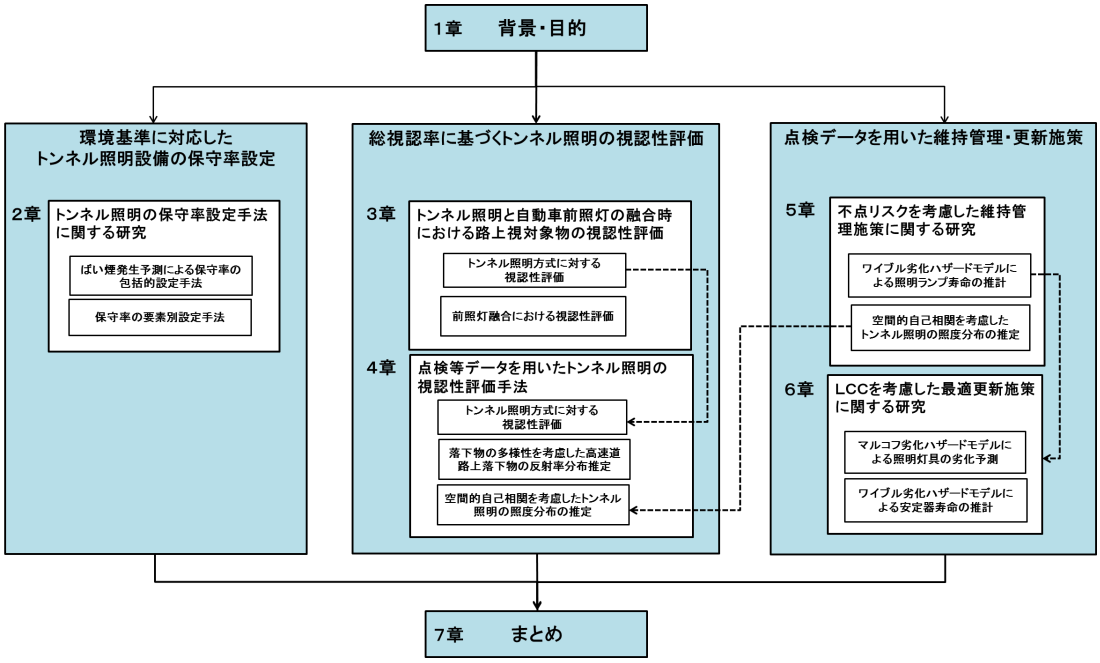


図 – 1.22　検討フロー

1.5　本研究の構成

本論文は，全 7 章構成とする．各章の概要とそれぞれの関係を以下に示す.

第 2 章では，照明設計の課題の 1 つである，環境基準に対応した適正な保守率の設定について検討する．まずトンネル照明の光源および設備運用の現状から，従来の保守率設定方法の問題点について明らかにする．そして，過去において保守率を設定する根拠となった，照明器具の汚損度について調査されたトンネルを対象に，煤煙濃度の算出結果と保守率との関係を求め，保守率を煤煙濃度から直接的に設定する方法を提案する．さらに排ガス規制や新たな照明光源にも適用できるよう方法論を深度化させ，保守率の構成要素ごとの精度の高い保守率を設定する方法について提案し，その結果を検証する.

第 3 章では，照明設計のもう 1 つの課題である，シルエット視と逆シルエット視の両方を考慮したトンネル照明の路上障害物の視認性評価手法について検討する．まず，トンネル照明による路上障害物に対する視認性評価について，TRP に基づく，前照灯を考慮したトンネル照明の視認性について定量的評価を行う．その際，TRP を算出するための限界反射率を導出し，実際のトンネル環境で得られた自動車前照灯の光学特性を用いて，トンネル照明方式に対する，トンネル照明単独時と前照灯が加わった複合環境下における視認性をシミュレーションと現地試験により比較し，照明方式による視認性を評価する.

第 4 章では，3 章で検討した総視認率に基づくトンネル照明設備の視認性を，供用中トンネルでの日常点検によって獲得されたデータ等を用いて評価するための方法論を検討する．まず，総視認率を算出に用いる路上落下物の反射率分布は，これまでの既往研究のようにサンプルを単純に累積計上するのではなく，多品種で構成される落下物の反射率分布の多様性を考慮した確率分布として混合ベータモデルで表現することを試みる．次に，限界反射率は，照明ランプから供給されるトンネル内の水平面照度を空間的照度分布モデルとして定式化し，これから推計される路面輝度，鉛直面照度を用いて算出する．さらに，路上落下物データ，照度測定データを用いたモデルを推定するための方法論を提示し，実際の高速道路トンネルを対象とした適用事例を通じて，提案手法の有効性を検証する.

第 5 章では、点検データを活用した維持管理の課題の 1 つである，トンネル照明の保全計画立案のための方法論について検討する．まず，トンネル全体を対象とする空間的な照

度低下リスクを，1）照明ランプの不点，2）照明の光束減衰を考慮したシミュレーションによって評価する方法論を提案する．前者に関しては，個別の照明ランプの不点発生過程を，不点発生確率が時間とともに増大するワイブル劣化ハザードモデルを用いて表現する．さらに，照明ランプの光束減衰過程を空間的照度分布モデルに組み込んで定式化する．その上で，モンテカルロシミュレーションによる，トンネル内の視認性に関わるリスクシミュレーションモデルを提案する．これにより連続不点による局所的な照度低下の評価に加え，トンネル全体の視認性に関わるリスク評価が可能となる．最後に，実際のトンネル照明を対象とした点検データを用いた実証分析により，提案手法の有効性を実証的に検証する．

第 6 章では，点検データを活用した維持管理の課題の 1 つである，トンネル照明の補修・更新計画立案のための方法論について検討する．まず，トンネル照明を照明ランプ，安定器，灯具の 3 種類の施設により構成されるシステムとして捉え，その最適点検・更新政策について議論する．照明ランプ，安定器の劣化過程をワイブル劣化ハザードモデル，灯具の劣化過程をトンネル単位での異質性を考慮した混合マルコフ劣化ハザードモデルで記述し，それらの点検・更新過程をマルコフ決定モデルで表現する．その際，政策変数として，点検・更新間隔，使用時間長を取り上げ，時間的変化を許容した非定常な点検・更新間隔を導入する．さらに，各施設の補修・取替タイミングの同期化政策を考慮する．各施設に対して設定した複数のリスク水準を満たし，かつライフサイクル費用を最小化する最適点検・更新施策をトンネル単位または管理対象となるトンネル群全体で求めるための方法論を提案する．そして，実在の高速道路トンネルを対象に提案した方法論の有用性を検証する．

最後に，第 7 章において，本研究のまとめと今後の課題について整理する．

参考文献

1) Hartman, E.: Driver Vision Requirements, *Society of Automotive Engineers*, pp.629-630, 1970.

2) 全国高速道路建設協議会：高速道路便覧 2012，2012.

3) 国土交通省：道路統計年報 2013，2013.

4) 国土交通省：鉄道輸送統計調査年報 No.25 平成 23 年度分，2011.

5) 公益社団法人日本道路協会：道路照明施設設置基準・同解説，2007.

6) 高速道路資産の長期保全及び更新のあり方に関する技術検討委員会 : 最終報告書，2014.

7) 西日本高速道路株式会社：コミュニケーションレポート，2012.

8) 平川恵士，萩尾朋和，相馬隆治，飯田克弘：対面交通トンネルにおける照明の片側配列方式に関する評価，交通工学研究会発表会論文集，Vol.256，pp.209-216，2012.

9) 首都高速道路公団：トンネル換気設計に関する調査研究報告書 2003，2003.

10) CIE Pub.No.30.2: *Calculation and Measurement of Luminance in Road Lighting 2nd*, 1982.

11) Smith, F. C.: Reflection Factor and Revealing Power, *Trans. Illum. Engng. Soc. (London)*, Vol.13, pp.196-206, 1938.

12) Schreuder, D. A.: *The Lighting of Vihicular Traffic Tunnels*, Eindhoven: Centrex Pub., 1964.

13) Narisada, K.: Influence of Non-Uniformity in Road Surface Luminance of Public Lighting Installations upon Preception of Objects on Road Surface by Car-drivers, *Proceedings of the CIE Session in Barcelona*, p71-17, pp.1-20, 1971.

14) Narisada, K and Inoue, T.: Full Scale Driving Experiments—Uniformity and Perception under Road Lighiting Conditions., *J. Light and Vis. Env.*, Vol.5, No.2, pp.30-37, 1981.

15) CIE Pub. No.115: *Recommendations for the Lighting of Roads for Motor and Pedestrian Traffic*, 1995.

16) 菅原剛，戸枝邦夫，岡田晃夫，大屋和幸：高速道路照明設計に用いる限界対象物について，照明学会全国大会講演論文集，p.104，2002.

17) 岡田晃夫，加賀哲記，伊藤勇人，坂本正悦：トンネル照明における総視認率の検討，照明学会誌，Vol.90-8A，pp.495-503，2006.

18) 照明学会：照明設計の保守率と保守計画（技術指針 JIEG-001），2005.

19) 公益財団法人高速道路調査会：トンネル照明設計指針，1990.

20) 建設電気技術協会：電気通信設備工事共通仕様書，2013.

21) 建設電気技術協会：電気通信施設設計要領・同解説（電気編），2013.

22) 平川恵士，瀬戸山聡，山本純司，内野裕仁：LED を用いた高均斉度トンネル照明，第 29 回日本道路会議，No.6009，2011.

23) 猪熊明，石村利明，松原哲也：道路トンネルのカウンタービーム照明，土木技術資料，Vol.36，No.9，pp.38-43，1994.

24) 及川宗敏，田口裕数，栗本雅之，上田重史，坂本正悦：プロビーム照明方式による東京港トンネルの照明施設，照明学会全国大会講演論文集，pp.145，2004.

25) 青木一也，山本浩司，小林潔司：トンネル照明システムの最適点検・更新政策，土木学会論文集，No.805/VI-67，pp.105-116，2005.

26) 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/IV-67，pp.111-124，2005.

27) 青木一也，山本浩司，小林潔司：時間依存型劣化過程を有するシステムの集計的最適点検・補修政策，土木学会論文集 F，Vol.62，No.2，pp.240-257，2006.

28) 織田澤利守，山本浩司，青木一也，小林潔司：道路付帯施設の最適補修同期化政策，土木学会論文集 F，Vol.64，No.2，pp.200-217，2008.

29) 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.

第2章　トンネル照明の保守率設定手法に関する研究

2.1　はじめに

道路トンネル内部の大気は，内部を走行する自動車が排出する排気ガスに含まれる煤煙やタイヤからの巻上げ粉塵等によって汚染される．トンネル内に設置された照明器具は，このような汚染された大気に曝されるため，時間の経過とともに照明器具のグローブ（前面ガラス）が汚染されて器具効率が低下する．トンネル照明設備の保守率は，このような状況を考慮して，個々の光源の光束低下や不点，照明器具の汚損による光束低下の程度を見込む係数であり，設計時点で照明設備の規模を決定する要素である．このため，保守率を高く設定できれば，照明設備のコストダウンと省エネルギー化，それによる二酸化炭素（CO_2）排出量の削減を通じて地球環境保全にも寄与できる．

昨今，地球環境保全を目的として，自動車の排気ガス規制が急速に進展しており，ディーゼルエンジンから排出される，煤煙の主成分である SPM（微小粒子状物質）の量が大幅に減少し照明器具のグローブの汚損も減少する傾向にある．

一方，トンネル照明用光源については，従前は低圧ナトリウムランプであったものが，近年では高周波点灯専用蛍光ランプ（以下，Hf 蛍光ランプ）がトンネル基本照明に，高圧ナトリウムランプがトンネル入口照明にそれぞれ採用されている．このように，光源の採用動向も変化してきており，それらに応じた適切な保守率を設定することが必要であるが，従前の手法では実質的に対応が困難であった．

以上の問題認識のもと，本章ではまずトンネル照明の光源および設備運用の現状について述べる．次に，従来の保守率設定方法の問題点について明らかにする．そして，トンネル照明の実態に即し，かつ将来の新光源の採用にも対応できる，精度の高い保守率の設定方法を提案する．

2.2　トンネル照明の動向

2.2.1　トンネル照明用光源の動向

トンネル照明用光源として，1960～1980 年代は低圧ナトリウムランプがほぼ全面的に採用されてきた．このランプは波長 589nm(nm=10^{-9}m) の単色光源であり，演色性は有していないが，現在でも人工光源中最高の発光効率を有しており，優れた省エネ光源であると言える．しかし 1990 年代以降，低圧ナトリウムランプと同等以上の総合効率と優れた演色性をもつ Hf 蛍光ランプがトンネル基本照明に，同光束の低圧ナトリウムランプより効率は劣るものの交通安全施設として必要な演色性を有する高圧ナトリウムランプがトンネル入口照明にそれぞれ採用されてきた．ここ数年は，白色光源かつ演色性に優れるセラミックメタルハライドランプが主としてトンネル入口照明に採用されている．

また，低圧ナトリウムランプの定格寿命 9,000 時間に対し，Hf 蛍光ランプは 12,000 時間，高圧ナトリウムランプおよびセラミックメタルハライドランプは 24,000 時間であり，光源の長寿命化が進んでいる．さらに，近年トンネル照明に採用されつつある無電極蛍光ランプは定格寿命が 90,000 時間，今後，採用が見込まれる発光ダイオード（以下，LED）は 40,000 時間以上といった具合にさらなる光源の長寿命化は時代の流れである．

言い換えれば，光源の位置づけがこれまでの“消耗品”から“耐久品”へと転換しつつあると言える．さらに注目すべきは，無電極蛍光ランプおよび LED は光束維持率が従来光源と同等でありながら，残存率が従来光源に比べて高く，相対的に光束維持率が定格寿命を決定する主要因となると考えられる．因みに，無電極蛍光ランプの定格寿命における残存率は 94%であり [1)]，LED については残存率に相当する仕様が確立されていない．

2.2.2　トンネル照明設備保守運用の現状

トンネル照明器具の汚れの程度は，トンネル内大気に含まれる自動車の排気ガス成分やタイヤによる巻上げ粉塵の量に左右される．昨今の自動車の排気ガス規制や車両の高性能化により煤煙等の排出量が減少しており，これと共に照明器具の汚れも減少傾向にある．従来，交通量の多いトンネルでは年に数回程度，照明器具の清掃が実施されていたが，照明器具の汚れの減少に伴い，最近では清掃頻度が年に 1 回程度となってきている．特に高速道路のトンネルにおける維持・管理作業には交通規制が不可避のため，清掃回数の削減（清

掃周期の延伸）は，道路利用者に対するサービスレベルの向上とメンテナンスコストの削減の両面に寄与する．

2.3　従来の保守率設定手法と問題点

2.3.1　保守率の定義

照明設備の保守率 M は，その設備で確保すべき照度（設計照度 Et）に対する新設時に見込む照度（初期照度 Ei）の比 Et/Ei で定義され，以下に示す 4 つの要素から構成される [2)]．

$$M = \frac{Et}{Ei} = Ma \times Mf \times Md \times Mw \tag{2.1}$$

Ma : 光源の光束維持率

Mf : 光源の残存率

Md : 照明器具の汚れによる部分保守率

Mw : 室内面の汚れによる部分保守率

式 (2.1) において，光源の光束維持率，および光源の残存率 Mf は光源自身の特性に関わる要因であり，通常は定格寿命到達時における値が用いられる．照明器具の汚れによる部分保守率 Md，および室内面の汚れによる部分保守率 Mw は，照明器具によって“照明される場（環境）”に関わる要因である．このうち，室内面の汚れによる部分保守率 Mw は，保守率 M に関わる他の部分保守率（Ma，Mf，Md）に比べてかなり高いため無視できる場合が多い．

2.3.2　保守率の設定

これまで高速道路のトンネル照明設備の設計に用いられてきた保守率は，**表–2.1** に示すとおり，年平均日交通量（A.A.D.T.），トンネル延長，道路の縦断勾配（平坦度）に応じて 0.40～0.75 の範囲から設定されてきた．また，これを満たすための清掃周期として，交通量ごとに**表–2.2** が推奨されている．このように，交通量，トンネル延長，縦断勾配によって保守率が設定されてきたのは以下の背景による．(1) 保守率の大部分を，照明器具の汚れによる部分保守率が占めていたこと．(2) トンネル照明の光源として低圧ナトリウムランプが標準的に採用されていたため，光束維持率を一定（=0.8）として取り扱えたこと．(3) 少

なくとも年に数回以上，ランプ交換の機会があり，ほぼ“不点ランプの即時交換”が成立し，光源の残存率は 1.0 と考えられたこと．

表 – 2.1　トンネル照明設計計算に用いる保守率

保守率	延長	1,500m 以上		500m～1,500m		500m 未満	
年平均日交通量	勾配	2%以上	2%未満	2%以上	2%未満	2%以上	2%未満
2 万台/日以上		0.40	0.50	0.50	0.55	0.55	0.60
1 万～2 万台/日		0.45	0.55	0.55	0.60	0.60	0.65
5 千～1 万台/日		0.50	0.60	0.60	0.65	0.65	0.70
5 千台/日未満		0.55	0.65	0.65	0.70	0.70	0.75

表 – 2.2　トンネル照明器具の清掃周期

年平均日交通量	器具内外面	器具外面	合計
	清掃回数/年	清掃回数/年	清掃回数/年
2 万台/日以上	1	2	3
1 万～2 万台/日	1	1	2
5 千～1 万台/日	1	0	1
5 千台/日未満	1	0	1

2.3.3　保守率設定上の問題

2.2 で述べたように，(1) トンネル照明光源の長寿命化が進んでいること，(2) トンネル照明器具の汚れが減少しており，清掃周期が従前と比較して長くなってきていることが最近の傾向と言える．これらの傾向に対応して保守率の設定について注意すべき点がある．**2.2.2** で述べたとおり，トンネル照明設備の照明器具が汚れにくくなった結果，器具清掃のための交通規制の回数が削減されると，器具清掃と同時に実施される場合が多いランプ交換作業についても，その機会が減少する．その結果，不点または著しく光束低下したランプが従来よりも長期間放置される可能性が高くなる．

2.4　新たな保守率設定法の検討

2.4.1　保守率の包括的設定法

トンネル内大気中に浮遊する煤煙の絶対量は減少しつつあるものの，トンネル照明設備に用いられる照明器具の汚れの主因は依然としてトンネル内大気中に浮遊する煤煙である．

そこで，煤煙濃度とトンネル照明設備の保守率との間に相関があれば，煤煙濃度に基づいて保守率を設定できると考え，以下の検討を行なった.

(a) 煤煙濃度の計算

煤煙濃度 K は次式により算出される [5].

$$K = \mu/Tt/Q + 3 \times \sigma/(2 \times Q \times Tt \times Ar \times L)^{1/2} \tag{2.2}$$

μ：自動車群のトンネル延長当りの煤煙排出量平均値 (m^2)

σ：自動車群の延長当りの煤煙排出量標準偏差 (m^2)

Tt：自動車群の平均車頭時間間隔 (s)

Q：換気量 (m^3/s)= トンネル断面積 × 坑内風速

Ar：トンネル断面積 (m^2)

L：トンネル延長 (m)

式 (2.2) を用い，**表–2.1** に示した保守率を設定するベースとなった実態調査が行われた 40 本のトンネルについて煤煙濃度を計算した [6)7)]．煤煙濃度の計算対象とした 40 本のトンネルを**表–2.1** の保守率の分類にしたがって整理した結果を**表–2.3** に示す.

表 – 2.3　調査対象トンネルの分類

トンネル（本）	延長	1,500m 以上		500m～1,500m		500m 未満	
年平均日交通量	勾配	2%以上	2%未満	2%以上	2%未満	2%以上	2%未満
2 万台/日以上		0	0	2	2	1	1
1 万～2 万台/日		0	0	0	1	0	0
5 千～1 万台/日		0	3	1	6	1	5
5 千台/日未満		0	3	1	5	3	5

なお，自動車 1 台当りの煤煙排出量の予測値（単位：m^2/km/台）は**表–2.4** の値とした [7)].

表 – 2.4　自動車 1 台当たりの煤煙排出量の予測値（昭和 60 年度）

小型車		大型車	
平均値 (m^2/km/台)	標準偏差	平均値 (m^2/km/台)	標準偏差
0.3	0.8	9.5	7.2

(b) 煤煙濃度 (煤煙透過率) と保守率の関係

表–2.1 に示したトンネル照明設備の保守率は昭和 60 年代の実態調査に基づいて規定されている [3]．そこで，**表–2.3** の 40 本のトンネルを対象に実施した煤煙濃度の計算結果と **表–2.1** の保守率との関係を求めた．その結果を**図-2.1** に示す．

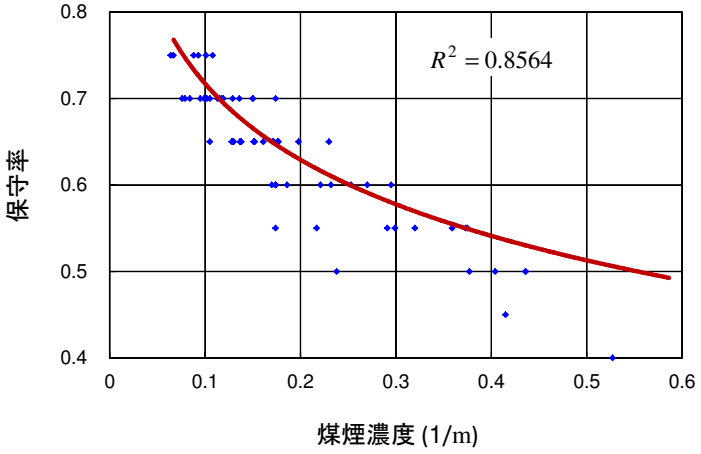


図 – 2.1　煤煙濃度と保守率との関係（昭和 60 年）

図-2.1 から，煤煙濃度と保守率との間には相関があると言える．すなわち，煤煙濃度を計算することにより，保守率を予測することができる．同時にこれによって，トンネル内の煤煙濃度が変化した場合にもそれに対応した保守率の設定が可能である．**表–2.1** 示した保守率は過去におけるトンネル照明器具の汚損度実態調査に基づいて規定されたものである [3] が，計算によって得た煤煙濃度との間に高い相関が得られた．

次に式 (2.3) を用いて，煤煙濃度 (単位：1/m) を煤煙透過率に変換し，**図-2.1** をもとに煤煙透過率と保守率との関係を求めた．その結果を**図-2.2** に示す．ここで図中の階段状の線は，**表–2.1** のように保守率を便宜上 0.05 ごとに設定する場合の煤煙透過率の範囲を示したものである．

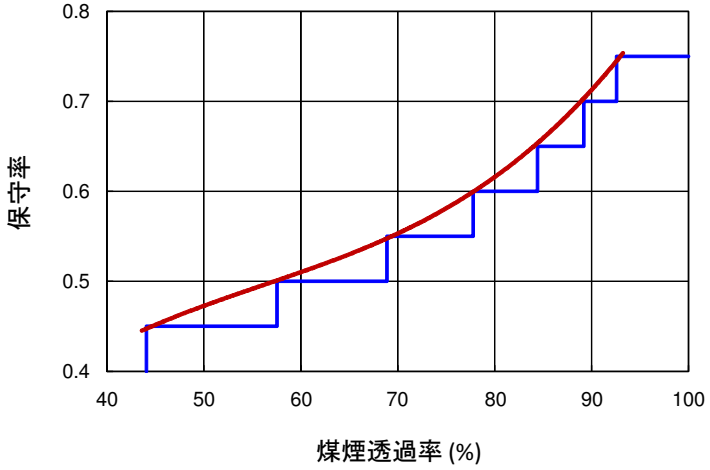


図 – 2.2　煤煙透過率と保守率との関係

$$K = -ln(\tau/100)/100 \tag{2.3}$$

一例として，昭和 60 年度と平成 21 年度の煤煙濃度を計算し [7]，煤煙透過率に換算した．その結果を**表–2.5** に示す．ただし，計算条件は交通量 2 万台/日，トンネル延長 1,500m，道路の縦断勾配+2 %である．

表 – 2.5　保守率の算出例

項目	煤煙濃度	煤煙透過率	保守率
昭和 60 年度	0.527×10^{-2} /m	60%	0.50
平成 21 年度	0.122×10^{-2} /m	89%	0.65

表–2.5 の結果から，平成 21 年度の煤煙濃度は同一条件における昭和 60 年度のそれに比べて約 1/4 となっており，保守率は 0.50 から 0.65 に約 30% ，高く設定できることがわかった．この算出例は，保守率の変更により設備規模が約 30% 低減できることを示しており，大きな初期コストおよび消費電力削減の可能性があると言える．

2.4.2　保守率の要素別設定法

2.4.1 においては，煤煙透過率と保守率の関係を検討し，保守率を煤煙濃度から直接的に設定する方法を提案した．この方法は，式 (2.1) における照明器具の汚れによる部分保守率

が，保守率の大部分を占める場合に有効である．しかし多くのトンネルでは**表–2.5** の例と同様，昨今，トンネル内の換気状態が著しく改善され，煤煙透過率が高いレベルに維持されるようになってきており，これに伴って保守率に占める部分保守率の比率が低下しているものと推測される．また，**2.2.1** で述べたように，トンネル照明に使用される光源の変遷に伴って，式 (2.1) に示す保守率 M における，光源の光束維持率，光源の残存率の関係も従前と異なってきている．

そこで，保守率 M の定義 (式 2.1）に立ち返り，光源の光束維持率 Ma，光源の残存率 Mf，照明器具の汚れによる部分保守率 Md をそれぞれ個別に検討し，この Ma，Mf，Md をもとに保守率 M を設定する手法を検討した．

(a) 光源の残存率

光源の残存率は，光源の定格寿命の定義に用いられており，残存率が 50%に達した時点の累積点灯時間をもって定格寿命とすることが多い．しかし，高速道路のトンネル照明設備においては，少なくとも年に 1 回はランプ交換が行われるため，半数の光源が不点（残存率 50%）となるまで放置されることはない．そこで，実際のトンネルにおいて，定期点検時にどの程度の不点が発生しているかを光源の種類別，交換周期別に調査し，光源の残存率 Mf = 1 – 不点率 として,「トンネル照明設備としての光源の残存率」を求めた．

対象トンネル数は，採用されている光源の種類別に，Hf 蛍光ランプ : 96 本，高圧ナトリウムランプ : 101 本，低圧ナトリウムランプ : 101 本の計 298 本であった．トンネル照明設備としての光源別の残存率の調査結果を**図-2.3, 図-2.4** および**図-2.5** に示す．

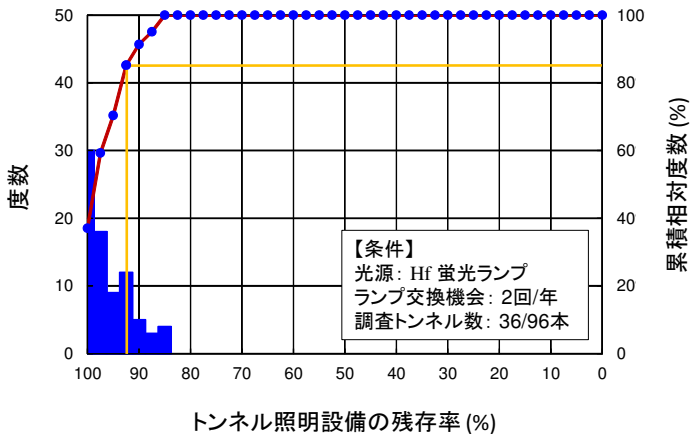


図 – 2.3　トンネル照明設備としての光源の残存率（蛍光ランプ）

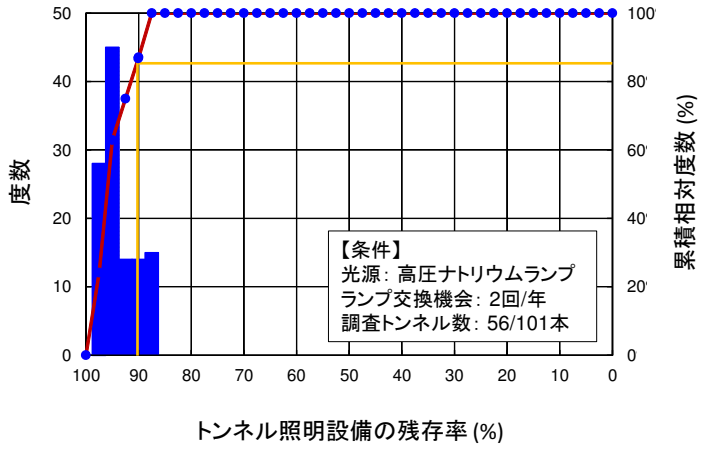


図 – 2.4　トンネル照明設備としての光源の残存率（高圧ナトリウムランプ）

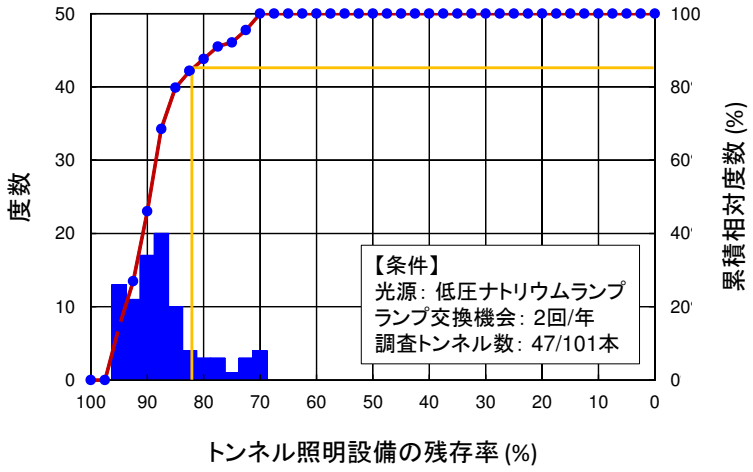


図 – 2.5　トンネル照明設備としての光源の残存率（低圧ナトリウムランプ）

これらの光源別のデータをもとに，累積相対度数として 85%タイル値（85%のトンネルで確保される光源の残存率）をとって，光源別，交換機会別の残存率を求めた．その結果を**表–2.6** に示す．表中の残存率には，光源の寿命，使用中の点滅頻度（一般的に一定の累積点灯時間において，基本照明よりも入口照明の方が点滅回数が多い）等が影響している．当然のことながら，光源の寿命が長く，その交換機会が多いほど，トンネル照明設備としての光源の残存率は高いレベルに維持される．

(b) 照明器具の汚れによる部分保守率

2.4.1 においては，煤煙濃度から直接，保守率を設定する方法を提案したが，本項では，煤煙濃度から照明器具の汚れによる部分保守率のみを予測することとした．以下，照明器

表 – 2.6　トンネル照明設備としての光源の残存率

光源		交換機会		
		1 回/年	2 回/年	3 回/年
入口照明	高圧ナトリウムランプ	0.94	0.95	–
	低圧ナトリウムランプ	0.83	0.86	0.93

具の汚れについて実態調査を行うとともに，照明器具の汚れの原因となる煤煙濃度の予測について検討する．

(a) 照明器具の汚れの実態調査

トンネル照明設備に用いられる照明器具は密閉構造であり，その汚れはグローブの外面に集中することから，前面ガラスの透過率の現地測定を行った．透過率の測定には可視光線透過率計 (HA-T，スガ試験機) を用いた．調査対象は，以下のとおりである．

（一方交通のトンネル）

交通量 2 万台/日以上，延長 1,500m 以上の 3 トンネル

（対面交通のトンネル）

交通量 1 万台/日未満，延長 1,000～3,000m の 6 トンネル

測定結果の一例を**図–2.6** および**図–2.7** に示す．**図–2.6** から一方交通のトンネルにおける照明器具の汚れによる部分保守率は，トンネル入口から内部に進むにつれて，また経過月数とともに低下することがわかった．また，**図–2.7** から，対面交通のトンネルにおける照明器具の汚れによる部分保守率は，トンネル坑口からの距離に関わらず，ほぼ一定となり，1 年経過時点での部分保守率は 0.9 程度と，照明器具の汚れは僅少であることがわかった．

一方交通トンネルでは，トンネル内の煤煙濃度が入口から出口に向けて漸次高くなるのに対し，対面交通トンネルでは，トンネル内の煤煙濃度が長期間の平均値としては, トンネル内の位置に関わらずほぼ一定となることに起因している．

(b) 煤煙濃度予測値と現地計測値との比較

ここでは，式 (2.2) の偏差に関する第 2 項を無視した式 (2.4) を用いて煤煙濃度の予測計

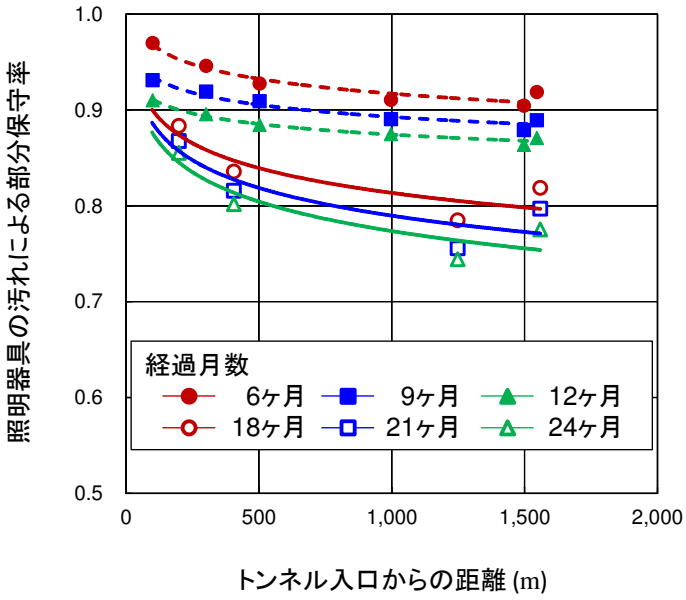


図 – 2.6　照明器具の汚れによる部分保守率（一方交通）

算を行い，トンネル内での実測値と比較した．その結果を式 (2.3) を用いて煤煙濃度から煤煙透過率に変換し，**図–2.8** に示す．**図–2.8** から，交通方向に関わらず，煤煙透過率の実測値と予測値との間にある程度の相関があり，式 (2.4) を用いて煤煙濃度を予測できる見通しを得た．

$$K = \mu / Tt / Q \tag{2.4}$$

これを前提とすれば，運用中のトンネルに煤煙透過率計が設置されていなくても式 (2.4) による煤煙濃度の計算結果を予測値として用いることが可能となる．

(c) 累積煤煙量と照明器具の汚れによる部分保守率

照明器具の汚れは，煤煙濃度とその濃度に曝露されている累積日数に依存すると考えられることから，煤煙濃度 K と累積日数 Day との積を「累積煤煙量 $K \times Day$」と定義し，累積煤煙量と照明器具の汚れによる部分保守率との関係を求めた．その結果を**図–2.9** に示す．**図–2.9** から，累積煤煙量 $KDay$ と照明器具の汚れによる部分保守率との間に相関があり，部分保守率 Md は式 (2.5) で表されることがわかった．また，**図–2.9** および式 (2.5)，式 (2.6) から，同じ累積煤煙量における交通方向による部分保守率の違いは僅少であることがわかっ

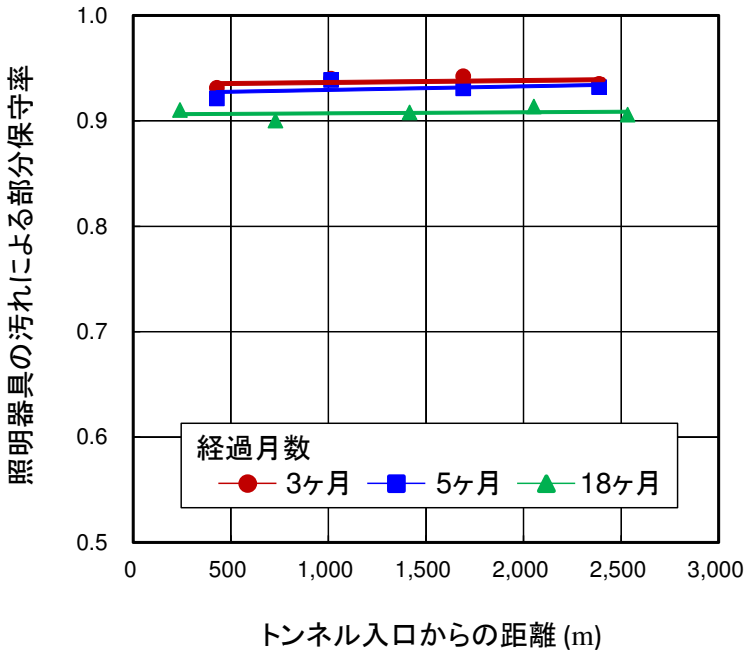


図 – 2.7　照明器具の汚れによる部分保守率（対面交通）

た．

（一方交通トンネル）

$$Md = -0.001 \times (K \times Day) + 0.92 \tag{2.5}$$

（対面交通トンネル）

$$Md = -0.001 \times (K \times Day) + 0.95 \tag{2.6}$$

(c) 光源の光束維持率

光源の光束維持率についても光源の残存率と同様，定格寿命時の値とトンネル照明設備の実態とは異なる可能性がある．例えば，現場では光源が不点となった時点で交換されており，定格寿命を超えて使用される可能性も否定できないことから，本稿ではライフテスト等により実力値が明らかになっている Hf 蛍光ランプ以外は定格寿命時点での値を採用することとした．将来，実態調査を行って，トンネル照明設備における実力値が明らかになれば，それを採用することも可能である．

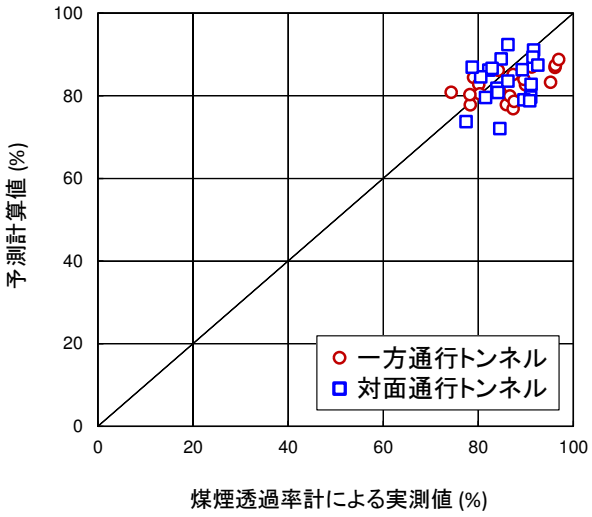


図 – 2.8　煤煙透過率の実測値と予測値との比較

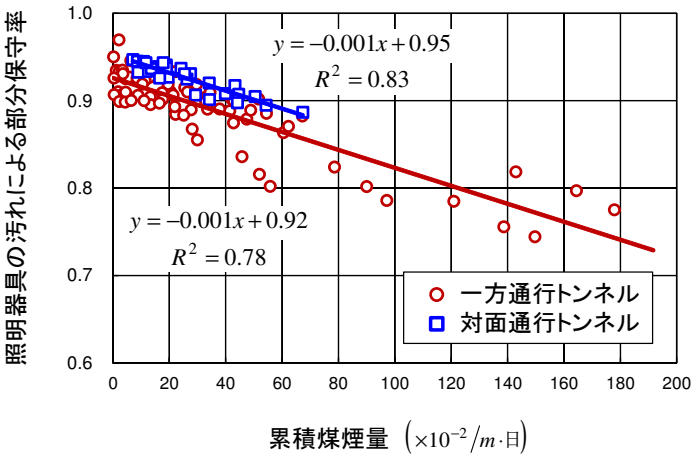


図 – 2.9　累積煤煙量と照明器具の汚れによる部分保守率

定格寿命時点での低圧ナトリウムランプの光束維持率は 80%，高圧ナトリウムランプのそれは 85%である．なお Hf 蛍光ランプについては，定格寿命時点における光束維持率 80%に対し，高速道路に標準的に採用されているトンネル照明専用の Hf 蛍光ランプは，トンネル照明設備の運用条件を踏まえたライフテストの結果により光束維持率を 85%に設定している [10)].

(d) 保守率の設定と検証

2.4.2 にて光源の残存率，照明器具の汚れによる部分保守率，光源の光束維持率から保守率を設定した．**表–2.7** の設定条件において保守率 M を計算した結果は以下のとおりとなっ

た.

入口照明（高圧ナトリウムランプ）:

$$M = Ma \times Mf \times Md = 0.85 \times 0.95 \times 0.92 = 0.74$$

基本照明（Hf 蛍光ランプ）:

$$M = Ma \times Mf \times Md = 0.85 \times 0.90 \times 0.90 = 0.68$$

この計算例から，照明器具の汚れによる部分保守率が高くなった（照明器具の汚れが少なくなった）結果，光源の光束維持率が支配的な要素となることがわかった.

表 – 2.7　保守率の条件設定（例）

交通方式		一方交通
トンネル延長 (m)		1,500
設計速度 (km/h)		80
交通量 (台/日)		20,000
大型車混入率 (%)		25
縦断勾配 (%)		2
トンネル断面積 (m^2)		55.9
入口照明区間 (m)		300
光源	入口照明	高圧ナトリウムランプ
	基本照明	Hf 蛍光ランプ
照明器具清掃周期 (日)		183(2 回/年)
ランプ交換機会 (回/年)		2
煤煙濃度予測値 ($\times 10^2$ /m)		入口：0.019 基本 ：0.096

2.4.3　考察

トンネル照明設備の保守率は，昭和 60 年代の実態調査に基づいて設定されてきた．当時の保守率においては，照明器具の汚れによる部分保守率が保守率の支配的要素であると考えられたため，昭和 60 年度の自動車 1 台当りの煤煙排出量をもとに，煤煙透過率と保守率との関係を求めた結果，両者の間に高い相関が得られた．それらの結果をもとに，平成 21 年度の自動車 1 台当りの煤煙排出量から，煤煙透過率を算出し，その値を上記煤煙透過率と保守率との関係に代入することにより保守率を求めた結果，例えば昭和 60 年度に保守率が 0.50 となった交通量，トンネル延長等の条件において，平成 21 年度には煤煙濃度の低下（煤煙透過率の上昇）により保守率が 0.65 となることがわかった（**表–2.5**）．これは，自

動車 1 台当りの煤煙排出量が減少し，照明器具が汚れにくくなったことに起因する．この結果，保守率に占める照明器具の汚れによる部分保守率が支配的要素ではなくなってきているものと予想される．

そこで煤煙透過率から保守率自体を求めるのではなく，照明器具の汚れによる部分保守率を求めるに留め，保守率はこの部分保守率に光源の光束維持率，光源の残存率を乗じて算出することとした．具体的には，(1) 光源の残存率をトンネル照明設備の不点率から算出すること，(2) 照明器具の汚れによる部分保守率をトンネル内の煤煙濃度と累積日数から予測することの 2 点を検討した．この結果，保守率における部分保守率の構成をみると，光源の光束維持率が最も低く，次いで照明器具の汚れによる部分保守率と光源の残存率が同レベルとなることがわかった．したがって，トンネル照明器具の汚れが少ない場合には，光束維持率が保守率の支配的要素となる．今後，LED など新たな光源を用いる場合にはその光源の光束維持率がより重要になってくると考えられる．

前者（2.4.1 包括的設定法）は，自動車の排気ガス規制が不十分な開発途上国等に適した方法であり，後者（2.4.2 要素別設定法）はわが国のように排気ガス規制が浸透し，トンネル照明器具の汚れが少ない先進国等に適した方法と言える．

2.5　おわりに

本章では，高速道路におけるトンネル照明の光源および設備運用の現状と，従来の保守率設定方法の問題点を明らかにし，トンネル照明の実態に即し，設計段階において適用でき，かつ将来の新光源の採用にも対応できる，保守率の設定方法を提案した．高速道路の維持管理の実態として，自動車の排気ガス規制によってトンネル内の煤煙濃度が低下して照明器具が汚れにくくなり，清掃周期が長くなってきていることからランプ交換の機会が少なくなる傾向にある．これが逆に，不点または著しく光束の低下したランプが長期にわたって放置される危険性につながる．実際に調査した結果からも，ランプ交換周期によって光源の残存率が変化することが示されている．したがって，今後はトンネル照明設備の保守率に光源の残存率を予め見込んでおく必要がある．特に，トンネル照明においても近い将来主力光源となるであろう LED についても，何らかの形で残存率を定義し，保守率に加える必要がある．

本研究では，光源の残存率にトンネル照明設備の実態調査をもとに光源の不点率から「1-不点率」として求めた値を採用したが，平均照度を算出する場合に，たとえば，トンネル延長 100m に設置された 20 本のランプの中 1 本の不点を考慮することを，保守率においてどう意味付けるかは今後の課題である．

なお，本稿では高速道路のトンネル照明設備を対象として保守率の検討を行ったが，高速道路と同レベルの維持管理がなされているトンネルであれば，一般道にも適用は可能である．

参考文献

1) 杉野公和，伊東勇人，坂本正悦：トンネル照明設備の保守率の検討，照明学会全国大会講演論文集，Vol.39，No.39，2006.

2) 一般財団法人照明学会：照明設計の保守率と保守計画（技術指針 JIEG-001），2005.

3) 公益財団法人高速道路調査会：トンネル照明設計指針，1990.

4) 平川恵士，佐藤元久，小西茂，坂本正悦：煤煙濃度に基づくトンネル照明設備の保守率の予測，照明学会全国大会講演論文集，Vol.39，No.40，2006.

5) 伊吹山四朗：道路トンネルの換気，理工図書，1962.

6) 日本道路公団：設計要領第 7 集　電気施設，第 5 編　トンネル照明設備，1999.

7) 日本道路公団：設計要領第 3 集，第 9 編　トンネル，1999.

8) 平川恵士，佐藤元久，戸枝邦夫，菅原剛，坂本正悦：光源の残存率を考慮したトンネル照明設備の保守率，照明学会全国大会講演論文集，Vol.41，No.62，2008.

9) 早川正昭，柏木祐幸，戸枝邦夫，菅原剛，坂本正悦：トンネル照明設備の保守率の設定　―照明器具の汚れによる部分保守率 Md に交通方向が及ぼす影響―，照明学会全国大会講演論文集，Vol.42，No.61，2009.

10) 鳥海英一郎，清水正則，和氣厚夫，武内徹二，山中直：トンネル照明用Ｈｆ蛍光ランプの検討，照明学会全国大会講演論文集，Vol.35，No.52，2006.

第3章　トンネル照明と自動車前照灯の融合時における路上視対象物の視認性評価

3.1　はじめに

トンネル照明は，運転者が道路上の障害物，先行車両の存否，道路幅員，道路線形などの視覚情報を的確に把握するための良好な視環境を提供することを目的として設置される．視環境を確保するための照明要件として性能指標[1)]が規定され，道路上の障害物の視認性に影響するのが，平均路面輝度・輝度均斉度・視機能低下グレアである．トンネル照明による道路上の障害物の視認方法には，シルエット視と逆シルエット視がある．ここで，シルエット視とは，視対象物を背景より暗い状態で視認させる方法であり，反射率の低い視対象物に適している．逆シルエット視とは，視対象物を背景より明るい状態で視認させる方法であり，反射率の高い視対象物に適している．現在のトンネル照明の路上視対象物の視認性は，シルエット視を原則とする評価方法であり，自動車前照灯（以下，前照灯）による逆シルエット視が考慮されていない．

トンネル照明の視認性をシルエット視と逆シルエット視で評価する指標に TRP があり，いくつかの研究[3)−6)]がある．しかしながら，これらの研究には前照灯の影響が考慮されていない．前照灯の性能は，配光技術の向上と光源の高出力化により飛躍的に向上し，今後も LED などの採用によりさらに向上することが予測されることから，トンネル照明と前照灯との照明協調の観点より，前照灯とトンネル照明の融合時における視認性評価を行い，安定した視認性が確保できる照明設備を構築する必要があるといえる．

本稿では，高速道路のトンネル照明を対象に，前照灯融合時における路上視対象物の視認性を TRP に基づき評価する．はじめに，①TRP を算出するための路上物体を視認し得る限界の反射率（以下，限界反射率）を導出する．次に，② 実際のトンネルで前照灯の光学測定を行い，③ シミュレーションにより照明方式に対し，トンネル照明単独と前照灯が加わった複合環境における視認性との比較を行う．さらに，④ 現地試験により，対称照明方式とプロビーム照明方式における前照灯の影響を評価する．

3.2　トンネル照明と自動車前照灯の基準と課題

3.2.1　現行のトンネル照明基準

トンネル照明の照明方式は，対称照明方式と非対称照明方式に分類され，さらに非対称照明方式は，道路縦断方向の配光から交通方向に対向する配光をもつカウンタービーム照明方式と交通方向に配光をもつプロビーム照明方式に分類される．現在のトンネル照明基準では，路面輝度の確保と壁面輝度を含めた視環境の観点から対称照明方式が原則とされている．対称照明方式を基本としたトンネル照明の性能指標として，平均路面輝度，輝度均斉度，グレアおよび誘導性が規定されている．平均路面輝度は，運転者の視点から見た路面の平均輝度であり，設計速度，煤煙透過率に応じて設定される．輝度均斉度は，輝度分布の均一性（以下，輝度ムラ）を表すものであり，総合均斉度と車線軸均斉度がある．総合均斉度（U_o）は，平均路面輝度（L_r）に対する最小部分輝度（L_{min}）で表され，路面上の視対象物の視認性に影響する．車線軸均斉度は，各車線の中心線に沿った最小部分輝度（L_{min}）を最大部分輝度（L_{max}）で除した値で，運転者の不快感に影響する路面の輝度ムラの程度を表す．グレアは，見え方の低下や疲労を生ずる原因となる光のまぶしさであり，不快感を与える不快グレアと，視対象物の視認性を低下させる視機能低下グレアがある．誘導性は，トンネル照明の効果により，運転者に道路の線形を明示するものである．

これら性能指標のうち，視対象物の視認性に影響するのは，平均路面輝度，総合均斉度および視機能低下グレアであり，これらを基礎として視対象物の視認性が評価されてきた．しかしながら，道路・トンネル照明により視対象物が，シルエット視または逆シルエット視のいずれの方法で視認されるかは，視対象物の存在する地点における鉛直面照度と背景輝度，および視対象物の反射率によって決まるため，これまでの性能指標では，不均一な輝度分布をもつ路面における視認性を定量的に評価することができないという問題があった．

3.2.2　自動車前照灯の基準

道路運送車両法の保安基準[7)]によれば，自動車の前面には前照灯（走行ビームおよびすれ違いビーム）を設置することとされ，その性能として，走行ビームは，夜間に前方 100m の距離にある交通上の障害物を確認できる性能を有すること，すれ違いビームは，夜間に前方 40m の距離にある交通上の障害物を確認できる性能を有することが規定されている．

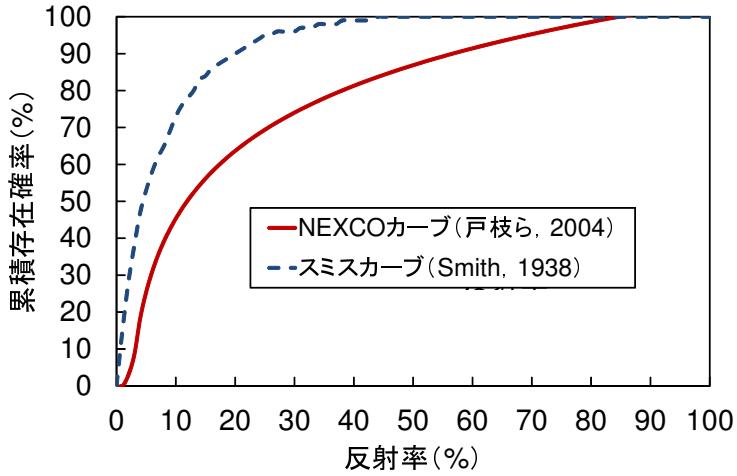


図 – 3.1　累積存在確率

これまで，前照灯による視認性への影響については，① 自動車の速度と安全停止距離の関係から，前照灯の安全確認の限界が約 75km/h である，② 取付位置の制約上，道路線形の変化に対して前照灯の照明効果には幾何学的な限界がある，③ 前照灯は，障害物が存在しないときにその視覚情報を得難い，などの理由によりトンネル照明の視認性評価に考慮されていない．このような背景から，トンネル照明における障害物の視認性は，シルエット視を前提とした照明設備の性能指標が満足すれば確保できるとされてきた．

しかしながら，トンネル内においては，走行するすべての車両に前照灯の点灯が義務付けられていること，昨今の前照灯に用いる光源の技術革新が著しいことから，トンネル照明と前照灯が同時に点灯された状態での路上障害物の視認性評価が必要であると言える．

3.2.3　路上物体の反射率分布

視認の対象となる路上物体の反射率は，歩行者の衣服の反射率の調査データ [8)]（以下，スミスカーブ）が標準的に採用されてきた（**図–3.1**）．スミスカーブは，反射率 20%以下の物体の存在確率が 90%を占めており，反射率 20%以下の物体が視認できる環境であれば，自動車の走行に障害となる障害物を概ね 9 割が視認できることになる．したがって，シルエット視が主体となる照明の方が効率的に多くの物体を視認できることから，現行基準ではシルエット視を前提に路面輝度やその均斉度などが規定されてきた．

しかしながら，高速道路においては，休憩施設を除き歩行者の存在は稀有であることから，路上物体（落下物）の反射率に関する調査が実施され [9)]（以下，NEXCO カーブ），**図–3.1**

に示すように，反射率 20%以下の物体の累積存在確率は 65%程度であり，スミスカーブと比べると，反射率 20%以上の物体が相対的に多く含まれていることが明らかにされた．高速道路においては，路上物体の視認性評価に逆シルエット視も考慮する必要性が示唆されている [10)].

以下，本章では，高速道路トンネルを対象とするため，その視認性評価に用いる路上の物体の反射率分布の累積存在確率は，NEXCO カーブを用いて検討する．

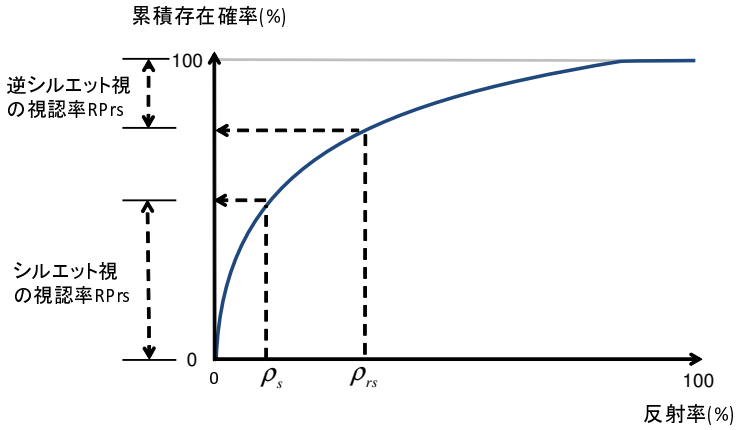


図 – 3.2　路上障害物の反射率とリビーリングパワー

3.3　自動車前照灯を考慮した視認性評価指標

3.3.1　トンネル照明の総視認率（TRP:Total Revealing Power）

トンネル照明における TRP は，路上のある地点に“存在する可能性のある”対象物に対する，“見える”対象物の割合（%）を表す．ここで，視認性を直接的に表す指標であるリビーリングパワー（Revealing Power）（以下，RP）[1] を用いると，任意の地点における背景の路面輝度よりも対象物の輝度が低い“シルエット視”における RP_s の値と，背景の路面輝度よりも対象物の輝度が高い“逆シルエット視”における RP_{rs} の値の和が TRP となる．

$$TRP = RP_s + RP_{rs} \tag{3.1}$$

TRP（%）は，**図–3.2** に示すとおり路上の物体の反射率 の累積存在確率を表す累積関数 F（ρ）を用いて，式 (3.2) で求められる．

$$TRP = F(\rho_s) + (100 - F(\rho_{rs})) \tag{3.2}$$

ρ_s：対象物をシルエット視で視認し得るための限界の反射率（%）

ρ_{rs}：対象物を逆シルエット視で視認し得るための限界の反射率（%）本章では，高速道路のトンネル照明を対象とするため，路上の物体の累積関数は，戸枝ら [6] により算出された式 (3.3) を用いて各地点の TRP を算出し，灯具 1 スパン内における TRP の分布から視認性を評価する．

$$F(\rho) = 23.6 \times ln(\rho) - 5.2 \tag{3.3}$$

3.3.2　前照灯を考慮した路上視対象物の限界反射率

式 (3.2) より，TRP は，限界反射率が決まれば一意に求まるため，トンネル照明と前照灯が融合した状態における対象物の限界反射率が求まれば，その状況下における視認性を評価できる．そこで自動車の前照灯を考慮したシルエット視での限界反射率：ρ_s，および逆シルエット視での限界反射率：ρ_{rs} を導出する．

まず，トンネル照明灯および自動車の前照灯は独立した光源であるため，路上視対象物の背景輝度 L_b，空間の等価光幕輝度 L_{eq} および鉛直面照度 E_v は，それぞれ式 (3.4)，式 (3.5) および式 (3.6) で表すことができる．

$$\text{背景輝度}\ (cd/m^2) : L_b = L_{bi} + L_{bv} \tag{3.4}$$

$$\text{等価光幕輝度}\ (cd/m^2) : L_{eq} = L_{eqi} + L_{eqv} \tag{3.5}$$

$$\text{視対象物の鉛直面照度}\ (lx) : E_v = E_{vi} + E_{vv} \tag{3.6}$$

なお，

L_{bi} :トンネル照明灯による路面輝度 (cd/m^2)

L_{bv} :自動車前照灯による路面輝度 (=E_{vv}/K(K:輝度係数 [11])) (cd/m^2)

L_{eqi} :トンネル照明灯による等価光幕輝度 (cd/m^2)

L_{eqv} :自動車前照灯による等価光幕輝度 (cd/mzx^2)

E_{vi} :トンネル照明灯による視対象物 (地上高さ 0.1m) の鉛直面照度 (lx)

E_{vv} :自動車前照灯による視対象物 (地上高さ 0.1m) の鉛直面照度 (lx)

視対象物の反射率を ρ とし，その受光面を均等拡散面とすると，運転者から見た視対象物の輝度 L_o は，対象物の受光面に入射する鉛直面照度 E_v を用いて，式 (3.7) で表される．

$$L_o = \frac{\rho \times E_v}{\pi} \tag{3.7}$$

ある順応状態における路上視対象物を視認するための輝度差弁別閾 [12]（ΔL_{min}(cd/m^2)）は，中心窩順応輝度（L_{af}(cd/m^2)）（本稿では，平均路面輝度 L_r(cd/m^2) とする）による輝度差弁別閾（ΔL_{min1}(cd/m^2)）および背景輝度および等価光幕輝度による輝度差弁別閾（ΔL_{min2}(cd/m^2)）

から算出される．

$$\Delta L_{min} = \alpha \times (\Delta L_{min1} + \Delta L_{min2}) \tag{3.8}$$

ここで，背景と視対象物の輝度差 $\Delta L(= | L_b - L_o |)$ が ΔL_{min} となるときの視標の輝度 L_o は，式 (3.9) および (3.10) となる．

$$L_o = L_b - \Delta L_{min}(\text{ただし}, L_b > L_o\text{: シルエット視}) \tag{3.9}$$

$$L_o = L_b + \Delta L_{min}(\text{ただし}, L_o > L_b\text{: 逆シルエット視}) \tag{3.10}$$

したがって，式 (3.7) および式 (3.9)，式 (3.10) より，車両の前照灯を考慮したシルエット視での限界反射率 ρ_s, および逆シルエット視での限界反射率 ρ_{rs} は，式 (3.11) および式 (3.12) となる．

$$\rho_s = \frac{\pi \times ((L_{bi} + L_{bv}) - \Delta L_{min})}{E_{vi} + E_{vv}} \tag{3.11}$$

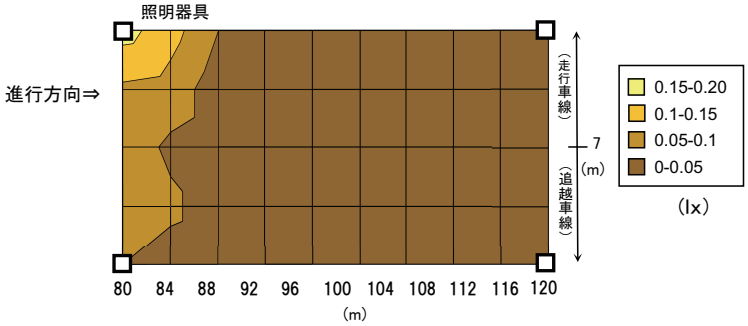
$$\rho_{rs} = \frac{\pi \times ((L_{bi} + L_{bv}) + \Delta L_{min})}{E_{vi} + E_{vv}} \tag{3.12}$$

なお，本研究では，式 (3.8) 中の ΔL_{min1} および ΔL_{min2} を式 (3.13) および式 (3.14) より算出する [13]．

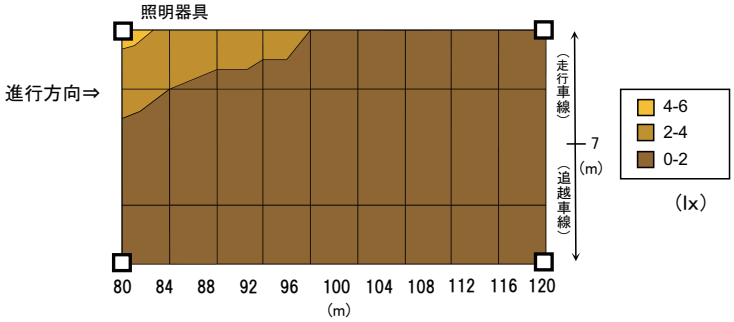
$$\ln \Delta L_{min1} = 0.089 \times \ln(L_{af})^2 + 0.13 \times \ln(L_{af}) - 0.69 \tag{3.13}$$

$$\ln \Delta L_{min2} = \ln(L_{eq} + L_b) - 0.77 \tag{3.14}$$

ここで式 (3.13) および式 (3.14) には道路照明環境での評価のため，フィールドファクター（以下，FF）として，$FF_{Road} = 3$ が考慮されている．FF とは，対象物を視認し得る背景と対象物の輝度差の所要値において，路上対象物の存在を予期している場合と予期していない場合との所要値の比である [14]．道路とトンネルでは，ドライバーの視環境や，対象物の視認性に関わる条件が異なるため，FF を設定する必要がある [15]．本稿では，トンネル照明を対象とするため，既往研究 [16] [17] を考慮し，$FF_{Tunnel} = 6$ とする．（したがって，式 (3.8) 中の $\alpha = 2$ とし，以下における輝度差弁別閾の算出時も同様とする．）



(a) 水平面照度



(b) 鉛直面照度

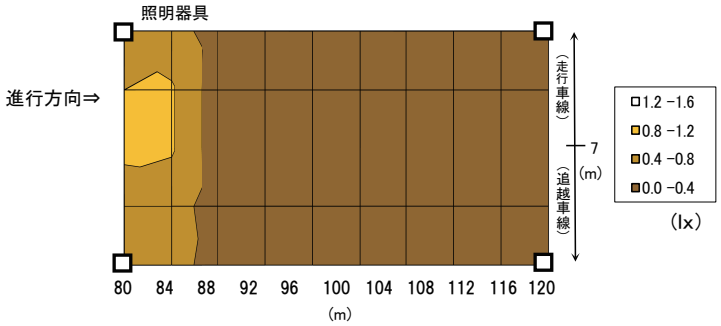
図 – 3.3　照度分布（すれ違いビーム）

3.4　自動車前照灯の光学特性

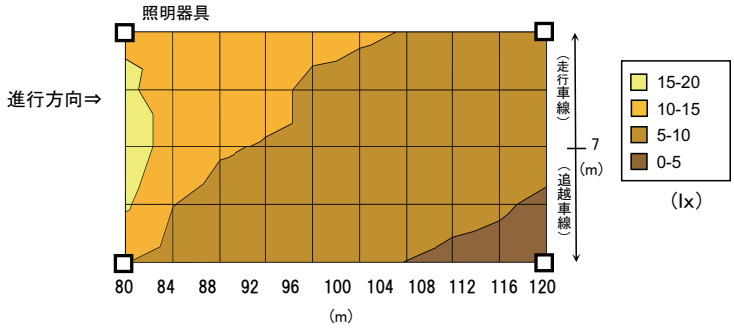
高速自動車道（道路規格：第 1 種第 3 級，設計速度 80km/h）のトンネル（延長：694m，2 車線断面，道路幅員 7m：路面：アスファルト舗装）において，前照灯の光学特性を測定した．測定対象車両は，プリウス（型式 : DAA-NHW20，光源 : ハロゲン（純正品））とし，測定パターンは，走行ビームおよびすれ違いビームとした．照度測定は，車両を測定位置より後方の走行車線中央に配置し，トンネル照明を消灯した状態で，車両の前方 80m から 120m 区間において道路縦断方向 5m 間隔，横断方向 1.75m 間隔で水平面照度および車両の進行方向の鉛直面照度（以下，鉛直面照度）を測定した．

3.4.1　すれ違いビームの光学特性

すれ違いビームの光学特性の測定結果を**図–3.3** に示す．**図–3.3** より，すれ違いビームによる水平面照度は，前方 80m 地点で灯具直下近傍を除き概ね 0.1 lx 以下であり，鉛直面照度は，80m～100m 走行車線路肩側の一部を除き概ね 2 lx 以下となる．前方 100m 地点では，



(a) 水平面照度



(b) 鉛直面照度

図 – 3.4　照度分布（走行ビーム）

水平面照度および鉛直面照度ともにほぼゼロとなる．従って，高速走行領域では，式 (3.11) および式 (3.12) に示した視対象物の限界反射率への影響が少ないため，すれ違いビームによる視距または制動停止距離前方の視対象物の視認性はほとんど期待できないと推察される．

3.4.2　走行ビームの光学特性

走行ビームの光学特性の測定結果を**図–3.4** に示す．**図–3.4** より水平面照度は，80m 付近では走行車線で 1lx 程度であり，90m 以遠は 0.4lx 以下であった．鉛直面照度は，走行車線および追越車線ともに 80m 付近で 15～20lx 程度，90m 付近で走行車線側は約 15lx，追越車線側は 10lx 以下，100m 付近では走行，追越車線ともに 10lx 程度であった．このことから走行ビームの場合，路上視対象物は，逆シルエット視である程度視認できることが推測される．また，鉛直面照度が走行車線と追越車線で異なることから，トンネル照明との融合時における路上視対象物の視認性も，車両が走行する車線と隣接車線で異なることが予想される．　以下の前照灯融合時における視認性検討では，走行ビームの光学特性を用いることとする．

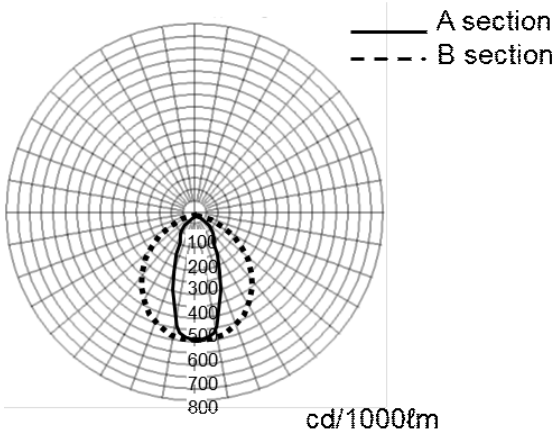


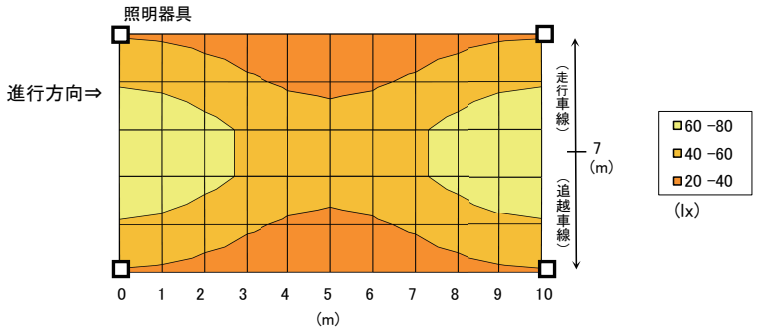
図 – 3.5　配光曲線（対称照明方式）

3.5　対称照明方式のトンネル照明に対する前照灯の影響

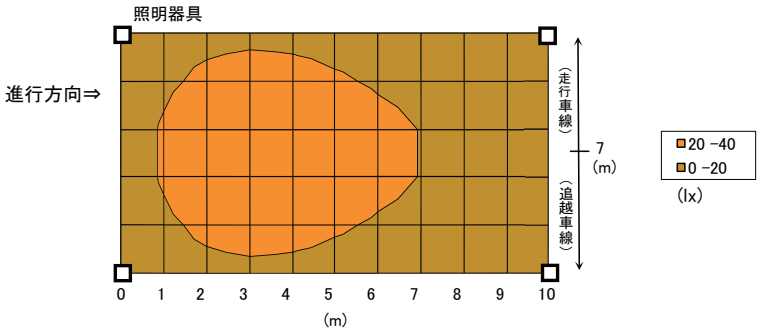
トンネル基本照明は，一般に野外の明るさと時刻・交通量に応じて路面輝度を調光して運用する．具体的には，設計速度に対する平均路面輝度（定格値）に対して，昼間を 1 として，夜間はその 1/2，深夜は 1/4 程度に調光する.（例えば設計速度が 80km/h のトンネルの場合，昼間は 4.5cd/m^2，夜間において 2.25cd/m^2，深夜は，1.125cd/m^2 となる.）そこで，対称照明方式のトンネル照明について，平均路面輝度に対するトンネル照明単独時と前照灯融合時の視認性について評価する.

3.5.1　対称照明方式トンネル照明の光学特性

対称照明方式のトンネル照明について，照明条件を 2 車線断面のトンネル（一方交通，道路幅員 7m），灯具配光（蛍光灯 : **図–3.5**），灯具配置 : 向合せ，路面反射特性 : CIE C_2 （アスファルト），灯具高さ 5.0m，灯具間隔 10.0m，平均路面輝度 1.125cd/m^2 および 4.5cd/m^2 のときの光学特性（水平面照度，鉛直面照度）を**図–3.6** に示す.（ 4.5cd/m^2 の場合のみ）を示す.（**図–3.5** の A 断面およびB 断面は，それぞれ灯具発光面を路面に対して平行にしたときの，道路横断方向および縦断方向の配光特性を示す.）**図–3.6** より，対称照明方式の光学特性の特徴として，水平面照度は縦断方向灯具位置の車線中央付近が最大となり，灯具間中央付近で最小となる．一方，鉛直面照度は，灯具の直下および路肩で最小となり，進行方向の手前の灯具から 1/3 スパン前方で最大となることがわかる.



(a) 水平面照度



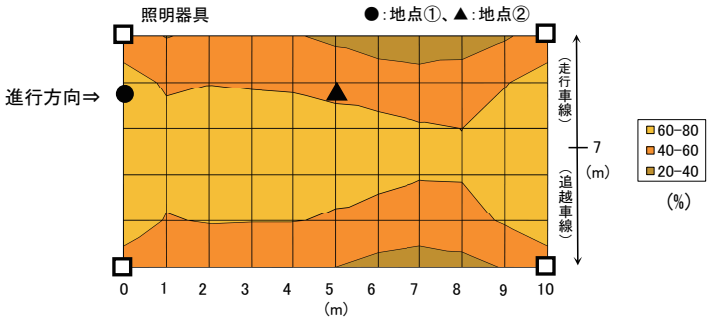
(b) 鉛直面照度

図 – 3.6　照度分布（対称照明方式）

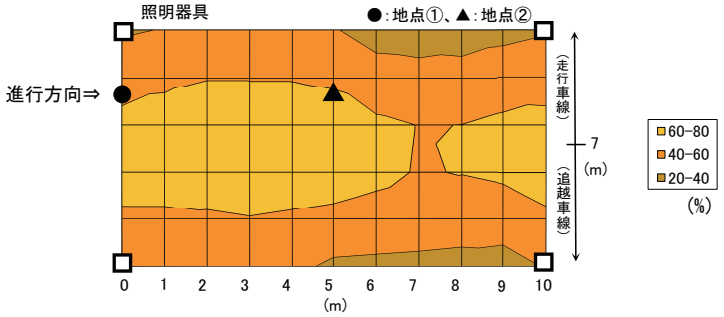
3.5.2　対称照明方式の TRP

図–3.7 および**図–3.8** に平均路面輝度が 1.125cd/m^2，および 4.5cd/m^2 のときの照明灯具 1 スパン内の TRP を示す．なお，背景輝度は**図–3.6** から逐点法 [1] により算出する．また，観測地点から各評価地点までの距離は 80m とし，等価光幕輝度は，トンネル照明設置条件下において平均路面輝度 1.125cd/m^2，および 4.5cd/m^2 でそれぞれ算出する．

図–3.7(a) および**図–3.8**(a) より，トンネル照明単独による TRP は，照明灯具近傍で高くなる傾向が見られる．一方，同図 (b) より前照灯が加わることで，TRP は灯具近傍で同図 (a) と比較して低下することがわかった．また，平均路面輝度が高い場合，前照灯の有無に関わらず TRP は灯具スパン内で概ね一様となるのに対し，平均路面輝度が低い場合，TRP は道路車線中央の灯具位置付近で高く，進行方向の手前灯具から 2/3 スパン前方付近（**図–3.7** の 6～8m の位置）で低くなることがわかった．

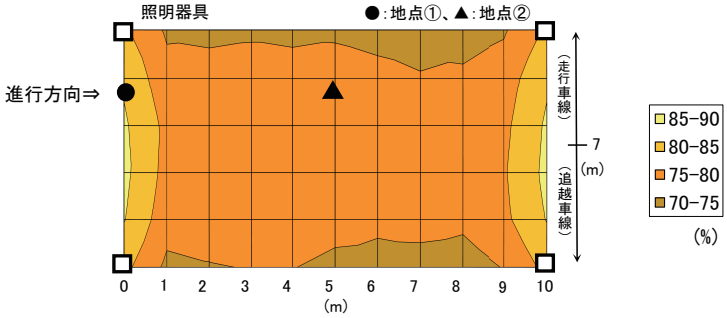


(a) トンネル照明単独

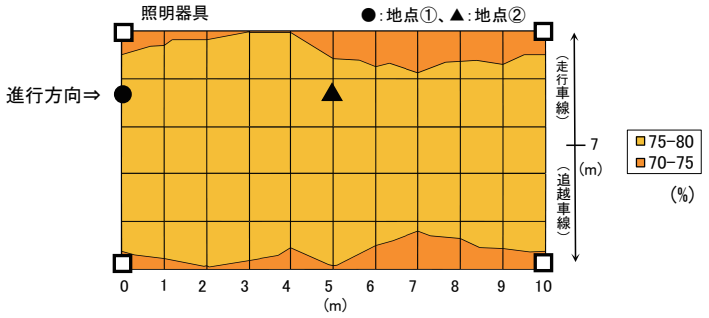


(b) 前照灯融合時

図 – 3.7　TRP の分布（ 1.125 cd/m^2 ）



(a) トンネル照明単独

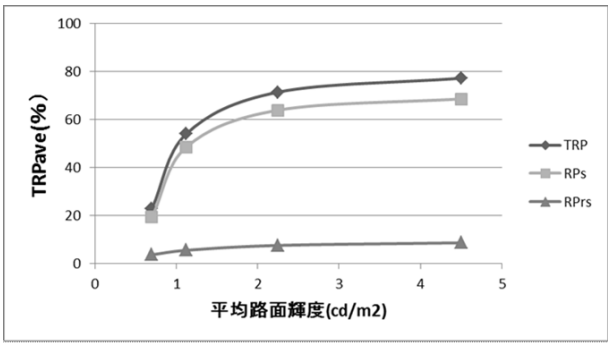


(b) 前照灯融合時

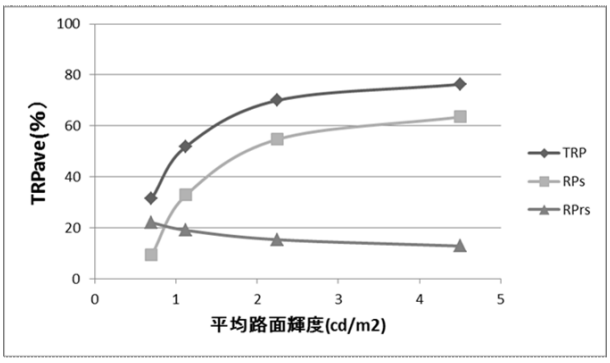
図 – 3.8　TRP の分布（ 4.5cd/m^2 ）

表 – 3.1　TRP の基本統計量（対称照明方式）

平均路面輝度	1.125cd/m^2		4.5cd/m^2	
	前照灯無	前照灯有	前照灯無	前照灯有
平均	54.0	51.9	77.1	76.3
標準偏差	12.8	13.0	3.0	2.0
分散	163.1	169.0	9.2	3.8
最小	22.8	24.0	72.3	72.9
最大	75.2	66.9	86.2	79.5



(a) トンネル照明のみ



(b) 前照灯融合時

図 – 3.9　平均路面輝度と TRP_{ave}（対称照明方式）

表–3.1 に各地点の TRP の基本統計量を示す．同表から，灯具 1 スパン内 TRP の平均値（以下，TRP_{ave}）は，前照灯が加わることによりトンネル照明のみの場合と比較して平均路面輝度が 4.5cd/m^2 場合は 1%以内の低下，平均路面輝度が 1.125cd/m^2 場合は 2%程度の低下となり，灯具 1 スパン内の平均的な視認性は前照灯融合時においても大きく変化しないことがわかる．

次に，照明設置条件は一定とし，平均路面輝度を 0.7～4.5cd/m^2 に変化させたときの TRP_{ave} を**図–3.9** に示す．同図より，対称照明方式の場合，トンネル照明単独の TRP_{ave} は，平均路面輝度に依存しシルエット視が支配的であることがわかる．また，前照灯融合時は，平均

表 – 3.2　光学特性と TRP（対称照明方式）

平均路面輝度	前照灯	位置	E_v (lx)	L_b (cd/m^2)	L_{eq} (cd/m^2)	ΔL_{min} (cd/m^2)	ρ_s (%)	ρ_{rs} (%)	RP_s (%)	RP_{rs} (%)	TRP (%)
1.125cd/m^2	無	①	4.2	1.11	0.109	0.814	22.0	100.0	68.0	0.0	68.0
		②	10.8	1.13	0.109	0.821	9.0	57.0	47.0	9.7	56.8
	有	①	14.7	1.11	0.109	0.814	7.0	43.0	41.1	16.3	57.5
		②	20.7	1.13	0.109	0.821	5.0	30.0	33.2	24.8	58.0
4.5cd/m^2	無	①	17.0	4.45	0.438	2.061	44.0	100.0	84.2	0.0	84.2
		②	43.3	4.53	0.438	2.089	18.0	48.0	63.3	13.8	77.0
	有	①	26.8	4.45	0.438	2.061	28.0	76.0	73.6	3.0	76.6
		②	53.2	4.53	0.438	2.089	14.0	39.0	57.4	18.6	76.0

路面輝度が低くなるほど，逆シルエット視の割合が増加し，平均路面輝度 0.8cd/m^2 以下で逆シルエット視が支配的となることがわかった．

図–3.7 および**図–3.8** 中に示した“ 地点 ① および地点 ② ”の光学特性および ρ_s，ρ_{rs} を**表–3.2** に示す．同表からトンネル照明単独の場合，地点 ① は地点 ② に比べて，平均路面輝度が高く，鉛直面照度が低いことがわかる．式 (3.11) および式 (3.12) より，路面輝度が変化しない状態で鉛直面照度が高まると，前照灯融合時において，分子は一定のまま分母のみが増加するため，トンネル照明単独時の限界反射率（シルエット視：ρ'_s，逆シルエット視：ρ'_{rs}）と前照灯融合時の限界反射率（シルエット視：ρ''_s，逆シルエット視：ρ''_{rs}）は，それぞれ $\rho''_s < \rho'_s$，$\rho''_{rs} < \rho'_{rs}$ となる．一方，地点 ② は，地点 ① に比べて鉛直照度が高く，路面輝度が低いため，トンネル照明単独の ρ_s は，地点 ① のそれよりも低い値となっている．また，地点 ② は地点 ① に比べ，前照灯融合時においても ρ_s，ρ_{rs} の変化が小さいため，TRP の RP_s と RP_{rs} の割合の変化が少なくなっている．以上より，対称照明方式の灯具 1 スパン内の TRP_{ave} は，前照灯融合時においても変化せず，平均路面輝度に依存することがわかった．TRP は，鉛直面照度と背景路面輝度が低い場合，主たる視認方法はシルエット視となり路面輝度に依存すること，鉛直面照度が高く路面輝度が低い場合，主たる視認方法は，逆シルエット視となることがわかった．このことから，鉛直面照度が高い配光をもつトンネル照明の場合は前照灯による限界反射率の変化が少なることが推察される．また，平均路面輝度が低い環境下においては，平均路面輝度が高い場合と比べ前照灯による限界反射率の変化が大きくなることから，前照灯の影響について留意する必要があるといえる．

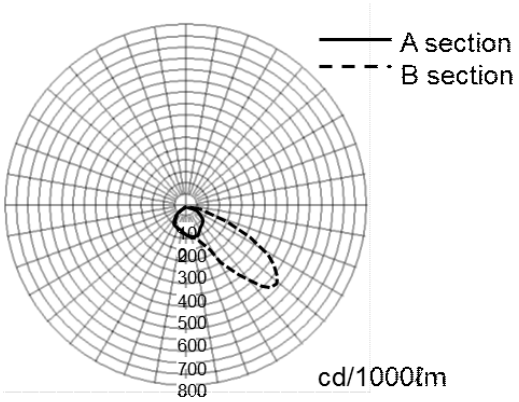


図 – 3.10　配光曲線（プロビーム照明方式）

3.6　プロビーム照明方式に対する前照灯の影響

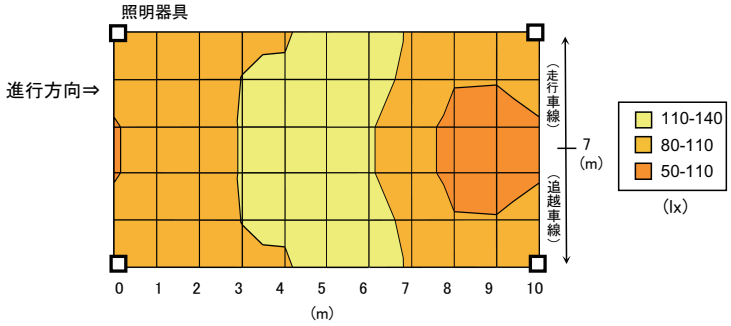
3.5 の検討から，対称照明方式の TRP_{ave} は，平均路面輝度が低い場合，前照灯による限界反射率の変化が大きいこと，またトンネル照明単独で鉛直面照度が高い地点では，前照灯による視認性への影響を受けにくいことが示唆された．そこで，光を車の進行方向に照射する照明配光の特徴を有するプロビーム照明方式を対象に前照灯融合時の視対象物の視認性評価を行う．

3.6.1　プロビーム照明方式の光学特性

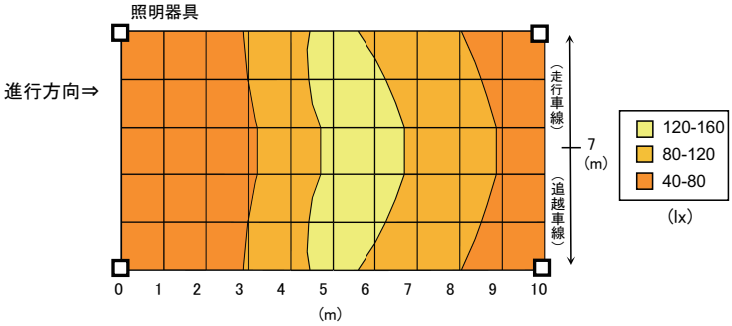
2 車線断面のトンネル（一方交通，道路幅員 7m），灯具配光（プロビーム配光 : **図–3.10**），灯具配置 : 向合せ，路面反射特性 : CIE C_2（アスファルト），灯具高さ 5.0m，灯具間隔 10.0m において，平均路面輝度 : 1.125cd/m^2 および 4.5cd/m^2 のときのトンネル照明の光学特性（水平面照度，鉛直面照度）を**図–3.11**（4.5cd/m^2 の場合のみ記載）に示す．**図–3.11** より，水平面照度および鉛直面照度ともに灯具間中央付近で高くなっている．また灯具 1 スパン内において鉛直面照度が路面輝度に対して高い照明特性となっていることがわかる．

3.6.2　プロビーム照明方式の TRP

プロビーム照明方式の TRP の分布および各地点の TRP の基本統計量をそれぞれ**図–3.12**，**図–3.13** および**表–3.3** に示す．**図–3.12** および **図–3.13** より，プロビーム照明方式では，対称照明方式に比べ，前照灯の有無に係らず灯具直下付近の変化が少なく，平均路面輝度



(a) 水平面照度



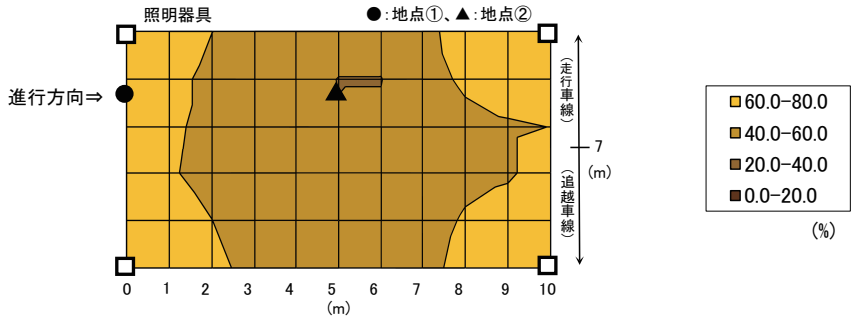
(b) 鉛直面照度

図 – 3.11　照度分布（プロビーム照明方式）

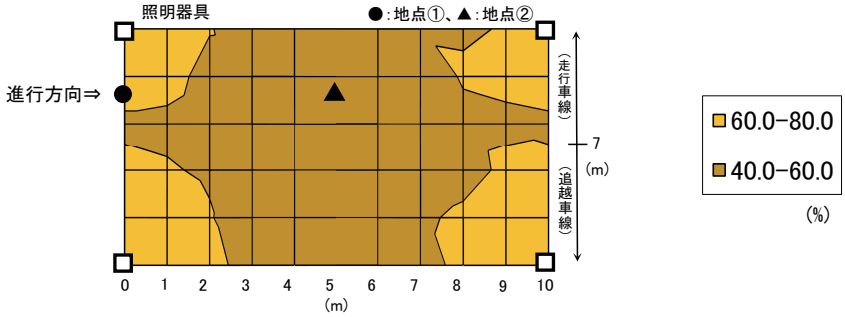
1.125cd/m^2 のとき，道路中央の灯具付近で TRP が変化していることがわかる．また，**表–3.3** より，前照灯融合時の TRP$_{ave}$ は，平均路面輝度に関わらず，トンネル照明単独の場合と比較して 1%以内の微増であり，路上視対象物の灯具 1 スパン内の平均的な視認性には影響しないことがわかる．**図–3.14** にプロビーム照明方式の平均路面輝度に対する TRP$_{ave}$ を示す．同図より，プロビーム照明方式の TRP$_{ave}$ は，前照灯の有無によらず路面輝度に依存すること，平均路面輝度が高くなるにつれて収束することがわかる．また，TRP$_{ave}$ の内訳として，トンネル照明単独で平均路面輝度が 1cd/m^2 以上の場合は，シルエット視が支配的となっている．また，前照灯融合時では，平均路面輝度が 1.6cd/m^2 以下で逆シルエット視が支配的となった．

表 – 3.3　TRP の基本統計量（プロビーム照明方式）

平均路面輝度	1.125cd/m^2		4.5cd/m2	
	前照灯無	前照灯有	前照灯無	前照灯有
平均	55.3	55.9	76.3	76.5
標準偏差	7.3	6.7	1.8	1.7
分散	53.5	44.6	3.2	2.8
最小	39.5	41.0	72.4	69.6
最大	64.8	65.1	78.8	78.5



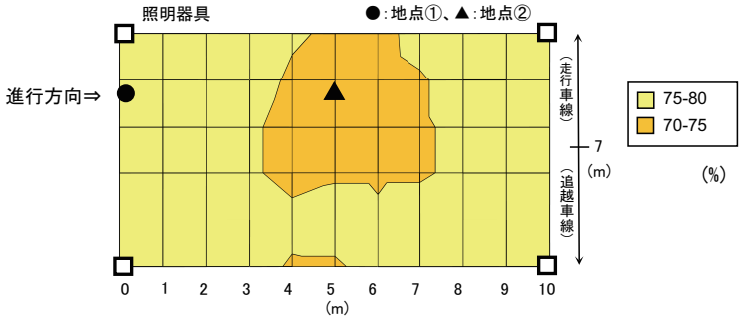
(a) 水平面照度



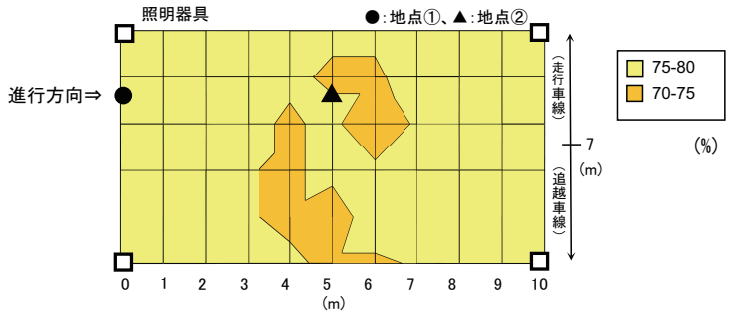
(b) 鉛直面照度

図 – 3.12　TRP の分布（プロビーム照明方式： 1.125 cd/m^2 ）

以下，この理由について考察する．**表–3.4** に**図–3.12** および**図–3.13** 中の“地点①，地点②”における，光学特性およびこれらより算出した限界反射率と TPR の内訳を示す. 同表から，地点①は，トンネル照明単独でシルエット視が支配的であり，前照灯融合時では，シルエット視および逆シルエット視の限界反射率が低下することで逆シルエット視の割合が高くなっている．一方で，地点②は，地点①に比べて鉛直面照度が高く，背景路面輝度が低いため ρ_s，ρ_{rs} ともに低くなる．このためトンネル照明単独で逆シルエット視が支配的となっており，前照灯融合時にも ρ_s，ρ_{rs} の変化が小さく RP_{rs} が微増する結果となってい



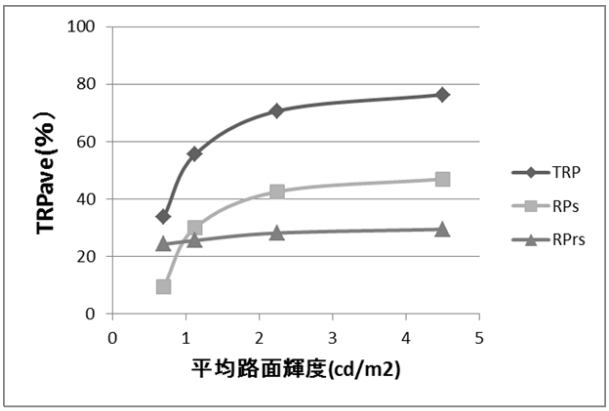
(a) 水平面照度



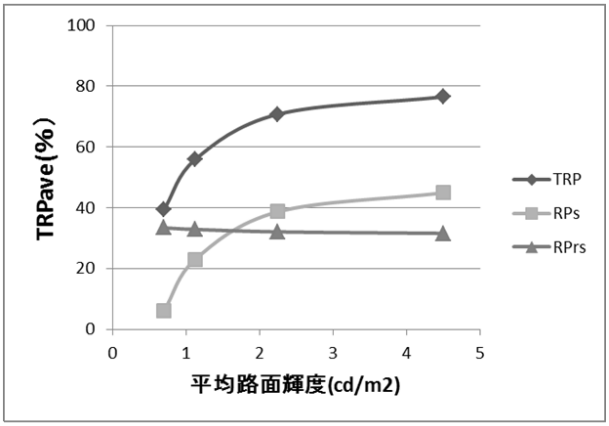
(b) 鉛直面照度

図 – 3.13　TRP の分布（プロビーム照明方式： 4.5 cd/m^2 ）

る．また地点 ① および地点 ② において，対称照明方式（**表–3.2**）と比較すると，トンネル照明単独時および前照灯融合時に関わらずプロビーム照明方式が ρ_s，ρ_{rs} もに低い値であり，かつ前照灯融合時の変化が少ないことがわかる．以上より，プロビーム照明方式は運転者に対して安定した路上視対象物の視認性が確保できると考えられる．



(a) トンネル照明のみ



(b) 前照灯融合時

図 – 3.14　平均路面輝度と TRP_{ave}（プロビーム照明方式）

表 – 3.4　光学特性と TRP（プロビーム照明方式）

平均路面輝度	前照灯	位置	E_v (lx)	L_b (cd/m^2)	L_{eq} (cd/m^2)	ΔL_{min} (cd/m^2)	ρ_s (%)	ρ_{rs} (%)	RP_s (%)	RP_{rs} (%)	TRP (%)
1.125cd/m^2	無	①	14.0	1.29	0.103	0.874	10.0	49.0	49.5	13.3	62.8
		②	32.0	0.86	0.103	0.730	1.0	16.0	0.0	39.5	39.5
	有	①	24.0	1.29	0.103	0.874	6.0	29.0	37.5	25.6	63.1
		②	42.0	0.87	0.103	0.730	1.0	12.0	0.0	46.2	46.2
4.5cd/m^2	無	①	55.0	5.17	0.412	2.295	16.0	42.0	60.5	16.9	77.4
		②	129.0	3.47	0.412	1.718	4.0	13.0	28.0	44.4	72.4
	有	①	65.0	5.17	0.412	2.295	14.0	36.0	57.4	20.5	77.9
		②	139.0	3.47	0.412	1.718	4.0	12.0	28.0	46.2	74.3

表 – 3.5　照明条件

	平均路面輝度 (実測値:cd/m^2)	光源	灯具配列	灯具高さ (m)	灯具間隔 (m)	灯具角度 (°)	舗装種別
対称照明方式	0.85	蛍光灯 (50W-2 灯)	向き合せ	4.8	11.4	水平面：90 鉛直面：43	アスファルト
プロビーム照明方式	0.97	セラミックメタルハライド (35W)	向き合せ	4.8	20.0	水平面：15 鉛直面：82	アスファルト

表 – 3.6　光学測定

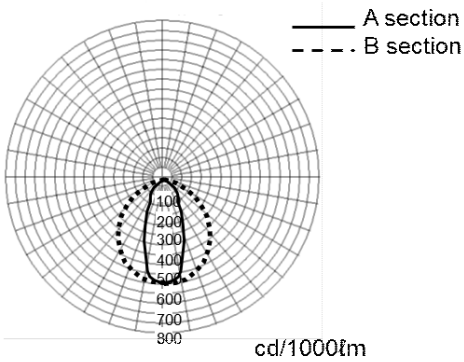
測定項目	機器名	製造者名	型式	測定箇所 (灯具 1 スパンあたり)
水平面照度 鉛直面照度	照度計	YOKOGAWA	51003	25 点 (縦断 5 点, 横断 5 点) (鉛直面照度：路上 0.1m の位置)
路面輝度	デジタル輝度分布計測器	パナソニック	―	観測地点より，高さ 1.5m，俯角 1(°) (灯具 1 スパン内一括測定)
等価光幕輝度	スポット輝度計 +グレアレンズ	トプコン (輝度計)	BM5	観測地点より，高さ 1.5m，俯角 1(°) (走行車線軸の灯具直下および灯具間)

3.7　実トンネルにおける視認性評価試験

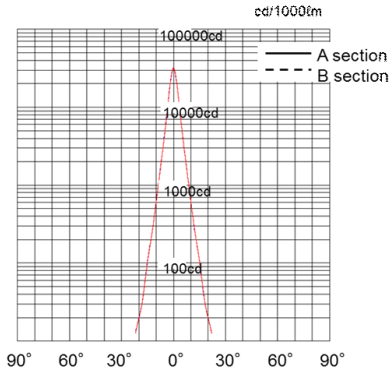
前章までの検討から，TRP_{ave} は，照明方式に係らず前照灯融合時において変化しないことを示した．一方で各地点の TRP では，平均路面輝度が低い場合，対称照明方式は，前照灯の有無によって限界反射率が大きく変化することで TRP の内訳も大きく変化するが，プロビーム照明はその変化が少ないことが示された．そこで，第 1 種第 3 級の高速道路トンネル（延長：694m，2 車線断面，対面交通，道路幅員 7m）において，**表–3.5** に示す環境下での各照明方式に対する前照灯融合時の視認性を光学測定と主観による視標の見え方試験により評価する．光学測定は，**表–3.6** に示す項目とし，主観評価は 20 歳代から 50 歳代男性 16 名の被験者によるアンケート方式により，反射率が 5%，10%，20%および 30%の 4 種類の視標の見え方を,「全く見えない」（1 点）～「見える」（3 点）～「非常によく見える」（5 点）までの 5 段階で評価する．

3.7.1　トンネル照明方式の光学特性

表–3.1 の条件で灯具配光（対称照明方式 : **図–3.15**(a)，プロビーム照明方式 : **図–3.15**(b)），路面反射特性：CIE C_2（アスファルト）における光学測定結果（水平面照度および鉛直面照度）を**図–3.16** および**図–3.17** に示す．照明方式に対する**図–3.16** および**図–3.17** 中の“地点①”内の各地点における，光学測定結果（鉛直面照度，路面輝度および等価光幕輝度）とそれらより算出した輝度差弁別閾，限界反射率および TRP を**表–3.7** に示す.

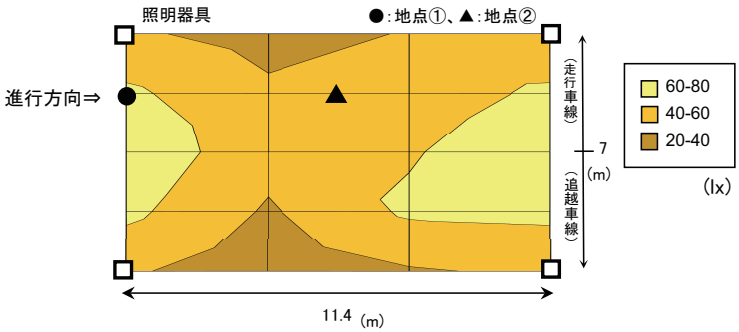


(a) 対称照明方式（蛍光灯）

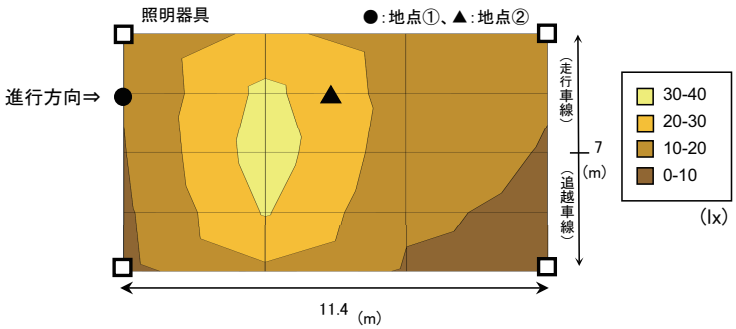


(b) プロビーム照明方式（セラミックメタルハライドランプ）

図 – 3.15　配光曲線

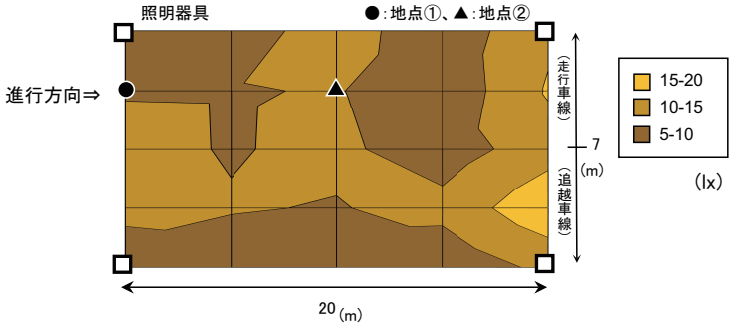


(a) 水平面照度

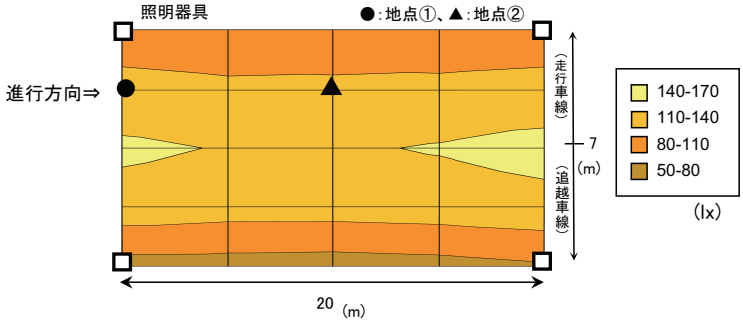


(b) 鉛直面照度

図 – 3.16　光学特性（対称照明方式）



(a) 水平面照度



(b) 鉛直面照度

図 – 3.17　光学特性（プロビーム照明方式）

表 – 3.7　照明方式に対する照明特性（現地試験）

照明方式	前照灯	視標位置	E_v (lx)	L_b (cd/m^2)	L_{eq} (cd/m^2)	ΔL_{min} (cd/m^2)	ρ_s (%)	ρ_{rs} (%)	RP_s (%)	RP_{rs} (%)	TRP (%)
対称照明	無	①	11.4	0.80	0.090	0.385	11.0	33.0	51.7	22.5	74.3
	有	①	33.6	0.80	0.090	0.385	4.0	11.0	28.0	48.3	76.3
プロビーム照明	無	①	92.6	0.82	0.090	0.355	2.0	4.0	11.8	72.0	83.8
	有	①	111.2	0.82	0.090	0.355	1.0	3.0	0.0	78.7	78.7

また，同表には，現地測定結果から算出した評価地点の限界反射率 ρ_s，ρ_{rs} より算出した RP_s，RP_{rs} および TRP を示す．同表から，前照灯の有無による TRP の変化は，照明方式による増減はあるものの，6%以内となっている．また，TRP の内訳について，対称照明方式は，両地点共にトンネル照明単独 RP_s の割合が高く，前照灯が加わることで RP_s の割合が低下し，RP_{rs} の割合が高くなることがわかる．一方で，プロビーム照明方式は，前照灯の有無に関わらず RP_{rs} の比率が高く，逆シルエット視が主たる視認方法となっている．これは，トンネル照明単独の場合で ρ_s が 1～2%，ρ_{rs} が 3～4%と，両者ともに非常に低い値であることから説明できる．

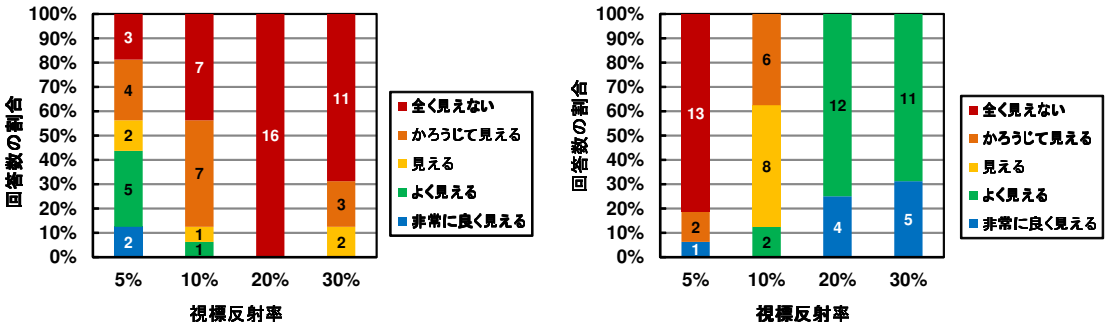
(a) 対称照明方式

(b) プロビーム方式

図 – 3.18　視標の見え方試験状況（左：トンネル照明単独，右：前照灯融合時）

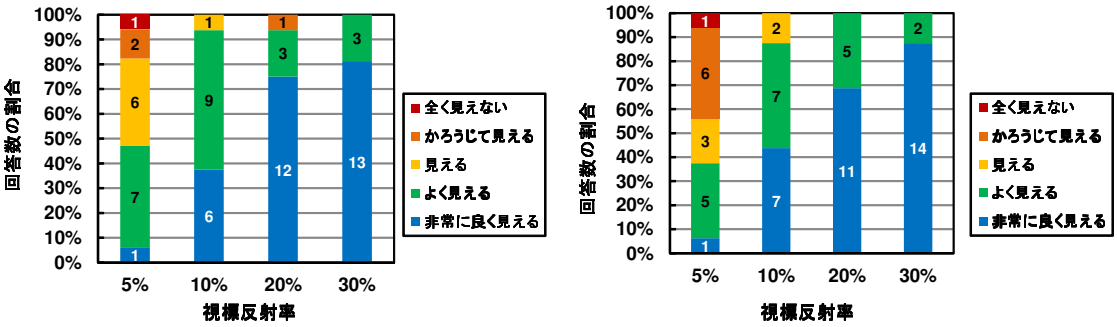
3.7.2　被験者による視標の視認性評価

図–3.18 に視認性評価試験の状況を示す.（**図–3.18**(a) および (b) 中の左半分は照明のみ，右半分は前照灯融合時を示す.）それぞれの照明方式に対する，**図–3.16** および **図–3.17** の地点 ① で示した地点の前照灯の有無による視標の見え方の評価結果を **図–3.19** および **図–3.20** に示す．**図–3.19** および**図–3.20** より，評価の全般的な傾向として，対称照明方式は前照灯を点灯することで反射率によって評価が大きく変化するのに対し，プロビーム照明方式は反射率によらず前照灯の有無で評価がほとんど変化しないことがわかる．**図–3.19** および



(a) トンネル照明単独　　(b) 前照灯融合時

図 – 3.19　視標の見え方（対称照明方式）



(a) トンネル照明単独　　(b) 前照灯融合時

図 – 3.20　視標の見え方（プロビーム照明方式）

図–3.20 に示す評価値を反射率ごとに平均化操作した結果を**表–3.8** に示す．**図–3.16** および **図–3.17** 中の

視標位置 地点①”の視対象物の視認性について，**表–3.7** と**表–3.8** の結果を比較すると，まず対称照明方式について，トンネル照明単独の場合，ρ_s と ρ_{rs} は，それぞれ 11%および 33%である．これは，シルエット視で視認し得る限界の反射率が 11%，逆シルエット視で視認し得る限界の反射率が 33%であり，反射率 20%および 30%の視標が視認できないことを示す．主観評価において，反射率 5%の視標は概ね“3“（見える）となるのに対し，20%および 30%の視標は”1～2“(全く見えない～見えにくい)，となっている．また前照灯融合時は，ρ_s が 4%，ρ_{rs} が 12%であるため，5%および 10%の視標は視認できないと推測されることに対し，主観評価では反射率 5%の視標”1～2“(全く見えない～見にくい)，反射率 20%および 30%の視標”4“（よく見える）となっている．プロビーム照明方式についても，限界反射率と主観評価の結果について同様に説明できる．このことから，前照灯を考慮した限界反射率から想定される視認性と主観評価による視認性とは概ね整合が取れており，平均

表 – 3.8　主観評価結果（平均値）

照明方式	前照灯	評価地点	視標反射率			
			5%	10%	20%	30%
対称照明	無	①	2.9	1.8	1.0	1.4
	有	①	1.4	2.8	4.3	4.3
プロビーム照明	無	①	3.5	4.3	4.6	4.8
	有	①	2.9	4.3	4.7	4.9

路面輝度が低い場合，対称照明方式は前照灯の有無によって視認できる反射率の範囲の変化が大きいこと，プロビーム照明はその変化が少ないことが示されたといえる．

シミュレーションおよび現地試験から，対称照明方式，プロビーム照明方式ともに路上視対象物の TRP_{ave} は前照灯融合時においてほとんど変化しないこと，また，平均路面輝度に対してほぼ同値であることがわかった．このことから，両方式の前照灯融合時の路上視対象物の視認性はほぼ同等であると評価できる．しかしながら，走行中の運転者から見たある 1 地点の視認性を考えたとき，対称照明方式の場合，前照灯によって視認できる視対象物の反射率の範囲が変化するため，変化した範囲の視対象物の視認方法はシルエット視から逆シルエット視へ変化することになる．これに対し，プロビーム照明方式の場合は，前照灯の有無よって視認方法が変化しない．このことから，照明方式について前照灯を考慮した TRP_{ave} が同等であれば，トンネル照明と前照灯の照明協調の観点からはプロビーム照明方式が望ましいといえる．

3.8　おわりに

これまでトンネル照明における視対象物の視認性評価は，トンネル照明および自動車の前照灯による総合的な評価によらず，それぞれ別の基準により実施されてきた．そこで，本研究では，TRP に基づきトンネル照明と前照灯との融合時における視対象物の視認性の定量的な評価を行った．

その結果，灯具 1 スパン内の TRP の平均（TRP_{ave}）による評価より，照明方式，平均路面輝度に関わらず，前照灯の有無によって視認性は変化しないこと，TRP_{ave} は，平均路面輝度に依存し，かつ，平均路面輝度が高いほどシルエット視が支配的であり，前照灯の影響を受けにくいことを明らかにした．対称照明方式の場合，平均路面輝度が低いほど前照灯による逆シルエット視の割合が高まることを示した．一方，プロビーム照明方式は，前照灯融合時における視対象物の視認性への影響が少なく，トンネル照明と前照灯の照明協

調の観点から有効な照明方式であることを示した．

本研究の結果は，これまで評価されてこなかった照明方式および前照灯融合時の視認性に関する定量的な評価を可能とするものであり，交通安全施設としてのトンネル照明の路上視対象物の視認性評価手法として有用であると考えられる．

なお，本研究では，路上の視対象物のみに着目した視認性評価を対象に行ったため，トンネル照明の性能要件である誘導性やトンネル壁面の明るさ感などの走行環境については考慮していない．今後の実用に向けた課題として，走行環境の要素を組み合わせた総合的な視環境評価についても検討する必要があると考えている．

参考文献

1) （社）日本道路協会：道路照明施設設置基準・同解説，2007.

2) Waldram, J. M.: The revealing power of street lighting installation, *Transactions of the Illuminating Engineering Society (London)*, Vol.3, pp.173-185, 1938.

3) Harris, A. J. and Christie, M. A.: The revealing power of street lighting installations and its calculation, *Transactions of the Illuminating Engineering Society*, Vol.16, pp.120-128, 1951.

4) Narisada, K., Karasawa, Y. and Shirao, K.: Design parameters of road lighting and revealing power, *Proceedings of the CIE*, 25th Session, San Diego, Vol.2, pp.10-14, 2003.

5) Karasawa, Y. and Narisada, K.: New Method of Road Lighting Design, *Proceeding of CIE*, 26th Session, Beijing, Vol.3, pp.10-13, 2007.

6) 平川恵士，唐澤宜典，舟木剛，吉田幸信：トンネル照明の視認性評価指標に関する検討，照明学会誌，Vol.97，No.5，2014.

7) 国土交通省：道路運送車両の保安基準.

8) Smith, F. C.: Reflection Factor and Revealing Power, *Transactions of the Illuminating Engineering Society (London)*, Vol.3, pp.196-200, 1938.

9) 戸枝邦夫，菅原剛，加賀啓記，大屋和幸，吉持達郎：高速道路照明設計に用いる限界対象物（第二報），照明学会全国大会講演論文集，Vol.36，No.46，2003.

10) 岡田晃夫，加賀哲記，伊藤勇人，坂本正悦：トンネル照明における総視認率の検討，照明学会誌，Vol.90-8A，pp.495-503，2006.

11) 小松元弘，小林正自，八木誠一郎：路面・レーンマークの反射特性について，照明学会全国大会講演論文集，Vol.31，No.88，1998.

12) Narisada, K. and Yoshimura, Y.: Adaptation luminance of driver's eye at the Entrance of Tunnel –an Objective Measuring Method, *Transactions of the 3rd International Symposium of Road Lighting Effectiveness*, Karlsruhe, pp.5-6, 1977.

13) 唐沢宜典，斎藤孝，成定康平：照明器具の取付間隔が道路照明施設の視認性に及ぼす影響，照明学会全国大会講演論文集，Vol.33，No.65，2000.

14) Narisada, K.: Perception under Road Lighting Conditions with Complex Surroundings, *Jounal of Light and Visual Environment*, Vol.19, pp.5-14, 1995.

15) Narisada, K.: Perception in complex fields under road lighting conditions, *Lighting Research and Technology*, Vol.27, pp.123-131, 1995.

16) Roper, V. J. and Howard, E. A.: Seeing with Motor Car Headlamps, *Transactions of the Illuminating Engineering Society*, Vol.33, pp.417-438, 1938.

17) 坂本正悦：自動車トンネル内の光幕現象と視認性，*National Technical Report*，Vol.38，No.6，pp.87-88，1992.

第4章　総視認率を用いたトンネル内路上落下物の視認性評価手法

4.1　はじめに

道路（トンネルを含む）照明は，運転者が 1）道路上の障害物，歩行者，あるいは先行車両の存否，2）道路幅員および道路線形などの道路構造，に関する視覚情報を把握するための良好な視環境の確保を目的に設置される．道路における路上障害物の存在は，重大事故を引き起こす直接的，間接的要因の 1 つとなる．特に，高速道路は，一般道と異なり，歩行者の立ち入りが制限されていることから，先行車両および路上落下物が主たる路上障害物となる．高速道路を管理する上で，実際にこれらに対する視認性向上と，適切な照明施設マネジメントによる省エネルギー化を両立させることが重要な課題となっている．

路上障害物のうち，先行車両は，路上落下物と比較して運転者の視野内に占める割合が高いために，路上落下物よりも視認しやすい．また，これらに起因する事故の影響はトンネル内の方がトンネル外よりも大きい．そこで本研究では，高速道路のトンネル内路上落下物に着目し，総視認率に基づく視認性評価手法の確立に資する基礎的検討を行う．現在，トンネル照明による路上障害物の視認性の評価として，平均路面輝度や輝度均斉度などが採用されている．しかし，これらによる評価はシルエット視を前提としたものであり，視認性を直接的に評価することができない．そこで，シルエット視と逆シルエット視を考慮して，直接的に視認性を表現可能な総視認率 [1),2)] に基づく落下物の視認性評価手法が検討されている [3),4)]．

落下物の総視認率は **4.2.2** で詳述するが，落下物に対する反射率分布と，シルエット視・逆シルエット視に対する限界反射率によって算出される．反射率分布に関しては，Smith[5)] の調査結果に基づいた反射率分布が慣習的に採用されているが，現在の高速道路の路上落下物の反射率分布とは乖離がみられることが明らかにされている [6)]．反射率の分布特性は，総視認率に多大な影響を及ぼすことから，実際の路上落下物の発生状況を反映した精緻な反射率分布の推定が不可欠である．ただし，推定を行う際には，実際の落下物が反射率の

異なる多品種により構成され，品種に応じた複数の反射率分布が形成されることに留意しなければならない．一方，シルエット視，逆シルエット視に対する限界反射率は路面輝度，鉛直面照度，輝度差弁別閾を用いて算出される．しかし，これらの値は供用中の実測値ではなく，設計時の照明環境をもとに仮定した値が用いられている．これは，供用時における定期点検によって直接観測できないことに起因する．供用中のトンネル内の限界反射率を把握するためには，点検によって獲得された照度（水平面照度）測定データから，間接的に路面輝度，鉛直面照度，輝度差弁別閾を算出する必要がある．

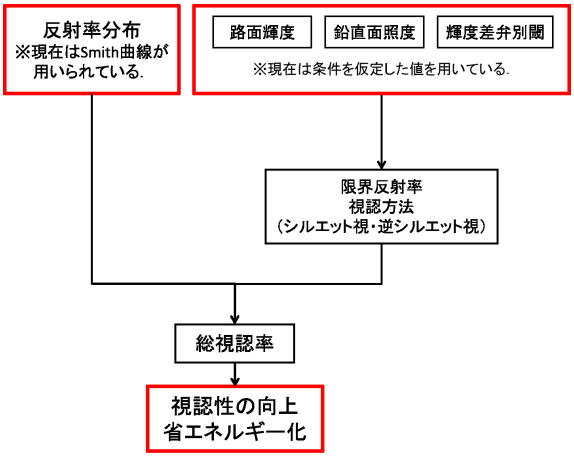
以上の問題意識のもと，本研究ではトンネル照明施設の路上落下物に対する視認性向上および省エネルギー化に資する視認性評価手法を提案する．具体的には，路上落下物とトンネル照度に関する実データを用いて，1）反射率分布と 2）限界反射率を推定し，3）総視認率を算出するための方法論を提案する．はじめに，反射率分布に関しては，多品種で構成される路上落下物の反射率分布の多様性を，確率分布の多峰性として考慮可能な混合ベータモデルで表現し，混合ベータモデルの未知パラメータおよび，品目ごとの混合ベータモデルの混合率を EM アルゴリズムで推定する．つぎに，限界反射率に関しては，照明ランプから供給されるトンネル内の水平面照度を，空間的相互作用を考慮した空間的照度分布モデルとして定式化し，実際の照度測定データを用いてベイズ推定する．さらに，推定結果に基づいて限界反射率に必要な路面輝度と鉛直面照度，輝度差弁別閾を算出する．以上の手順のもとに得られた反射率分布と限界反射率から総視認率を算出する．以下，**4.2** で本研究の基本的な考え方を述べる．**4.3** で反射率分布とその推定手法について述べる．**4.4** では空間的照度分布のモデル化と推定手法について説明する．最後に **4.5** で実際のデータを用いた適用事例を示す.

4.2　本研究の基本的な考え方

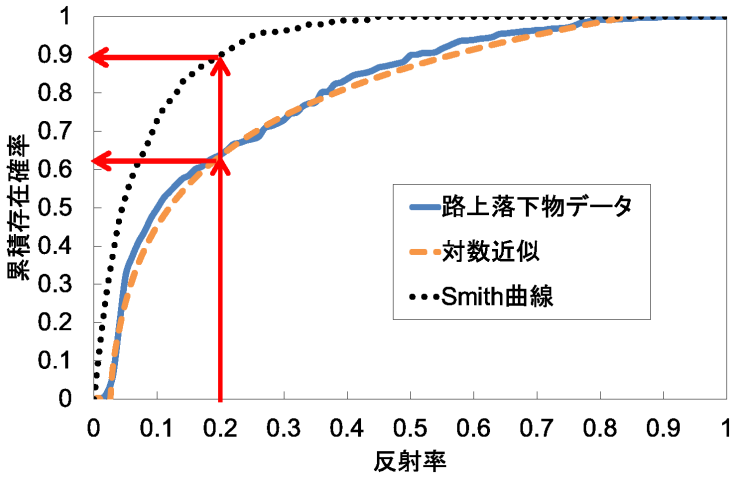
4.2.1　現状の反射率分布とその問題点

路上落下物に対する視認性評価フローを**図–4.1** に示す．視認性を評価するためには，評価指標となる総視認率を精緻に算出する必要がある．しかし，総視認率の算出に用いる現在の反射率分布，限界反射率のいずれも実際の状況を反映した値となっていない.

反射率分布に着目した代表的な研究として Smith の研究[5] がある．Smith は 1938 年，ロ



図－4.1　視認性評価（総視認率算出）フロー



図－4.2　反射率累積分布の比較

ンドン市内の街路を歩く歩行者の衣服の反射率を測定した．**図–4.2** に Smith が算出した反射率累積分布（黒点線，以下，Smith 曲線）を示す．Smith 曲線から，反射率 20%において落下物の累積存在確率が 90%に達していることが読み取れる．これは，反射率が 20%以下の対象物を視認できる照明環境であれば，歩行者全体の 90%を視認できることを意味している．現在，視認性評価や視認性向上の検討においては，Smith 曲線が慣習的に使用され，デファクト標準化している．これに対して，1）Smith の研究における対象は歩行者となっているが，高速道路においては歩行者の立ち入りが制限されている，2）現在の落下物は多種多様であり，様々な反射率を有する，という理由から Smith 曲線を使用することの妥当性が問題となっている．

岡田ら[6)]は，高速道路上落下物の反射率特性を把握するために，実測調査を実施した．そ

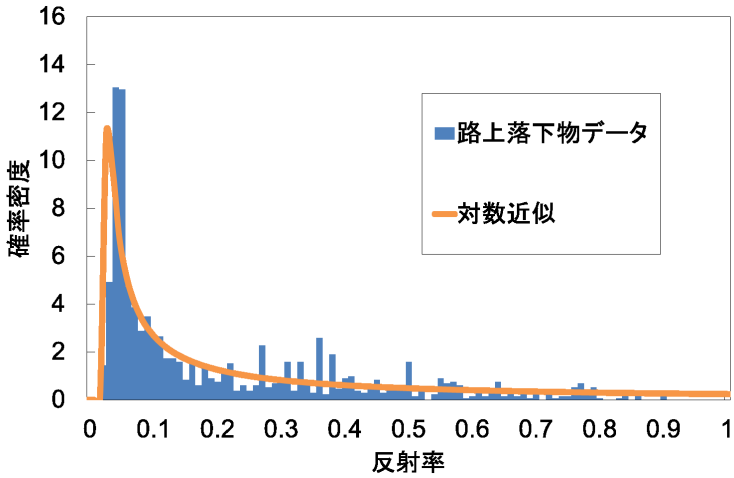


図 – 4.3　実際の路上落下物の反射率分布

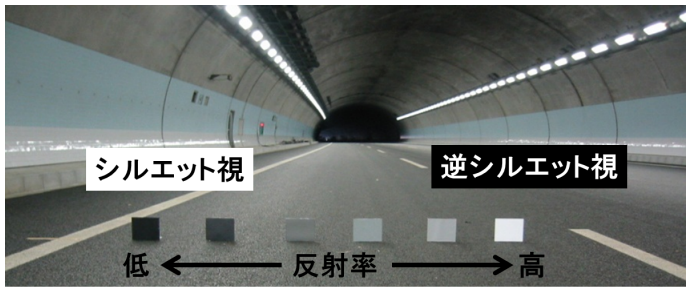
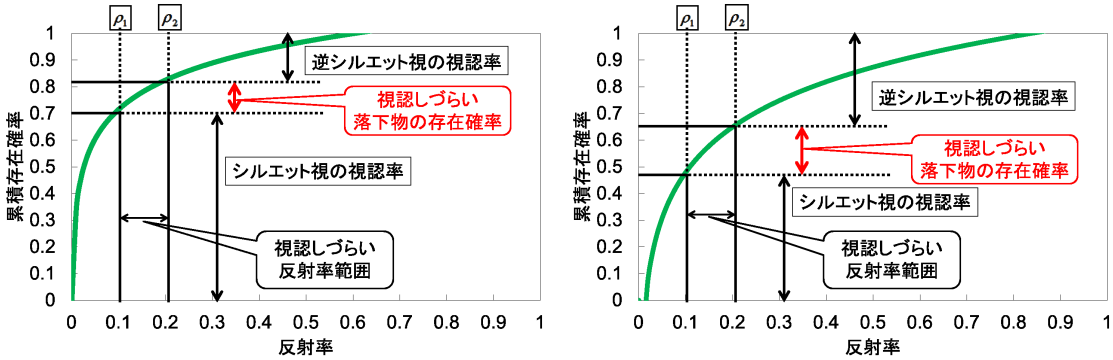


図 – 4.4　落下物の視認方法

の調査結果を Smith 曲線と併せて**図–4.2**（青色実線）に示す．Smith 曲線においては反射率 20%以下の対象物が全体の約 90%を占めているのに対し，この調査では反射率 20%以下の落下物は全体の約 60%程度である．このことから，現在の落下物の反射率分布は Smith の研究の対象であった当時の歩行者の衣服の反射率分布と大きく異なることがわかる．さらに，(財) 高速道路調査会は累積存在確率の路上落下物データに対する対数近似曲線（同図中の橙色破線）を算出した [7]．対数近似曲線は，路上落下物データの特性を概ね捉えているように見える．しかし，対数近似による反射率分布は単峰性の分布であるために，**図–4.3** に示すような多峰性を有する実際の落下物の反射率分布と比較すると，その近似精度が十分であるとはいえない．そこで，本研究では多峰性を有する確率分布を表現可能な混合ベータモデルを用いて，落下物の反射率分布をモデル化する．



(a) Smith の反射率累積分布　　(b) 高速道路の実データに対する反射率累積分布

図 – 4.5　反射率累積分布の違いによる総視認率の相違

4.2.2　視認性評価と総視認率

路上落下物の視認方法にはシルエット視と逆シルエット視の 2 種類がある．**図–4.4** は，反射率の異なる 1 辺 20cm 角の 6 つの平面体を落下物と見立てて，トンネル内の道路上に設置したものである．シルエット視では路面を明るい背景として，落下物との間に輝度差を生じさせることで落下物をシルエット（影）として視認する．そのために，反射率の低い落下物が視認しやすくなる（**図–4.4** の左 2 つの落下物）．一方，逆シルエット視では落下物を明るくして，路面との間に輝度差を生じさせることで，落下物を視認する．落下物を明るくするために，反射率の高い落下物が視認しやすくなる（**図–4.4** の右 3 つの落下物）．ここで，輝度をある方向から見た路面から受ける光の強さと定義する．現在，トンネル内の視認性の評価指標として，平均路面輝度や輝度均斉度などが採用されている．これらはシルエット視のみによる評価を前提としており，視認性を直接的に評価する指標ではない．これに対し，**3.3.1 で述べた通り，視認性を直接的に表す指標としてリビーリングパワー（RP:Revealing Power）がある**．RP は，任意の照明環境において運転者が視認できる限界の反射率（以下，限界反射率）に対する，路上落下物の累積存在確率である．限界反射率はシルエット視と逆シルエット視に基づいて算出される．

しかし，これまでの RP による評価においても，現行の基準同様シルエット視のみを考慮していた．これは現在慣習的に採用されている Smith[5] の反射率分布では，逆シルエット視による RP の影響が小さいと考えられていたからである．しかし，岡田らによって，Smith の反射率分布と現在の高速道路の路上落下物の反射率分布には乖離がみられることが明ら

かにされ，逆シルエット視による RP の影響が無視できないことが指摘されている[6]．以上のことから，シルエット視による RP に逆シルエット視による RP を加えた総視認率（Total Revealing Power）[8] の導入が提案されている．

総視認率については，**図–4.5** に示すように，シルエット視 red および，逆シルエット視のどちらの視認方法においても視認しづらい反射率範囲を有する路上落下物の累積存在確率の算出が求められる．例えば，同図の緑色実線は落下物の反射率累積分布であり，ρ_1，ρ_2 はそれぞれシルエット視，逆シルエット視による限界反射率である．ここで，**図–4.5** に示すように，どちらの視認方法においても視認しづらい反射率範囲は限界反射率 ρ_1，ρ_2 によって囲まれた範囲である．なお，同図 (a) は Smith 曲線，(b) は実データに対する対数近似曲線である．両図で限界反射率 ρ_1，ρ_2 が同値であっても，反射率分布の特性により累積存在確率が大きく異なることが理解できる．したがって，視認性向上策を精緻に検討する際には，Smith 曲線を使用し続けることは妥当ではない．いずれにせよ，同図のようにどちらの視認方法においても視認しづらい反射率範囲が存在するのは，人間の視覚には識別できる輝度差に限界があり，対象物と路面との間の輝度差によって視認できない領域が存在することに起因する[9]．視認性の向上には**図–4.5** に示すような，シルエット視および，逆シルエット視のどちらの視認方法においても視認しづらい反射率範囲を有する落下物の累積存在確率を低く抑えることが重要となる．

総視認率を TRP とすれば，

$$\mathrm{TRP} = F(\rho_1) + 100 - F(\rho_2) \tag{4.1}$$

と表すことができる．$F(\rho)$ は路上落下物の反射率 ρ の累積存在確率を表す反射率累積分布関数であり，シルエット視，逆シルエット視による限界反射率 ρ_1，ρ_2 は，

$$\rho_1 \leq \frac{(L_r - \Delta L_{min}) \times \pi \times 100}{E_v} \tag{4.2-a}$$

$$\rho_2 \geq \frac{(L_r + \Delta L_{min}) \times \pi \times 100}{E_v} \tag{4.2-b}$$

と定義できる．式中，L_r は路面輝度，ΔL_{min} は輝度差弁別閾，E_v は鉛直面照度であり，π は円周率である．シルエット視で視認する場合，反射率が高くなるにつれて視認しづらくなり，反射率 ρ_1 を上回ると落下物が確認できなくなる．また，逆シルエット視で視認する場合には，反射率が低下するにつれて視認しづらくなり，反射率 ρ_2 を下回ると落下物が確

認できなくなる．

4.2.3　現状の限界反射率の算出とその問題点

式 (4.2) より，限界反射率の算出には，トンネル内の路面輝度，鉛直面照度，輝度差弁別閾が必要となる．本研究では照度を光源の光を受ける平面の明るさ（単位は lx）と定義する．鉛直面照度は鉛直な面が受ける照度のことである．実際の限界反射率を把握するためには，供用時におけるこれらの値が必要であるが，これらの値は定期点検によって観測されない．そのために，現行では供用時ではなく，設計時のトンネル内の照明環境をもとに仮定された値が代用されている．しかし，実際の照明ランプは経年劣化や故障により，設計時とは異なった状態にあることは明らかであり，実際のトンネル内の総視認率を評価する上では，供用中の実データを用いた限界反射率の算出が不可欠である．そこで，本研究では，実際の点検データを用いて，間接的に路面輝度，鉛直面照度，輝度差弁別閾を算出する．

定期点検で獲得されるデータの 1 つに水平面照度（水平面照度は水平な面が受ける照度）がある．路面輝度，鉛直面照度は水平面照度をもとに算出することが可能である．一方，輝度差弁別閾に関する詳細は **4.4.2** に記すが，一部の値をシミュレーションで求めることによって水平面照度を用いて算出できる．しかし，いずれの指標においても必要とする水平面照度は個々のランプが与える水平面照度であるのに対し，点検によって獲得される路面の水平面照度は，単一の照明ランプによって供給される照度だけではなく，トンネル内に設置された照明ランプ全体によって供給される照度である．測定された照度を用いて，トンネル内に設置された個々の照明ランプが供給する照度の大きさ，およびその範囲を識別することは容易ではない．したがって，点検で獲得されたデータを用いて個々のランプが与える水平面照度の推定を行うことが重要となる．照明ランプから供給される水平面照度のように，空間的相互作用を有する構造を表現する方法として空間的自己回帰モデルがあげられる．空間計量経済学においては，時系列相関を空間方向に拡張し，被説明変数の空間的自己相関を表現した空間的自己回帰モデル [10]（spatial autoregressive model）が導入されているが，社会基盤施設に対する適用例は皆無である．本研究では，照明ランプと水平面照度の関係を，空間的相互作用を考慮した空間的照度分布モデルとして定式化し，個々

のランプが与える水平面照度の推定を行う．推定した水平面照度を用いて路面輝度，鉛直面照度，輝度差弁別閾を算出することで，限界反射率を導出する．

4.3　反射率分布の推定

4.3.1　モデル化の前提条件

高速道路上の落下物を，タイヤ，金属，木材などの大きな特徴から I 個の品目に分類する．また，同じ品目 $i(i = 1, \cdots, I)$ に属する落下物であっても，落下物の材質などの特性により，反射率が大きく異なることがある．そのため，品目 i に属する落下物を，さらに種類 $j(j = 1, \cdots, J_i)$ に属するものとして細分化する．したがって，高速道路上落下物の反射率分布を表現するためには，1）落下物の種類ごとの反射率分布を推定する，2）落下物の種類ごとに定義された反射率分布を重ね合わせることで，落下物の品目ごとの反射率分布を推定する，3）落下物の品目ごとに定義された反射率分布を重ね合わせることで，高速道路上落下物の反射率分布を推定する，という手順を踏まなければならない．本研究で用いる高速道路上落下物のデータは，落下物の品目 i，および反射率に関する情報のみであり，種類 j に関する情報は得られない．また，高速道路上落下物の反射率は 0 から 1 の値をとるため，落下物の種類 j の反射率分布を，定義域が 0 から 1 の値をとるベータ分布 [11] に従うとする．以上の前提の下で，混合ベータモデルを **4.3.2** で定式化する．また，その推定手法を **4.3.3** で述べる．

ベータ分布は幅広い分野で使用されているが [12),13)]，読者の便宜を図るために，ベータ分布についての若干の説明を加える．ベータ分布 $\mathcal{B}(a, b)$ の確率密度関数 $f(x)$ は，2 種類のパラメータ a，$b(a > 0,\ b > 0)$ を用いて，

$$f(x|a, b) = \frac{1}{B(a, b)} x^{(a-1)}(1 - x)^{(b-1)} \tag{4.3}$$

$$(0 \leq x \leq 1)$$

と表される．また，$B(a, b)$ はベータ関数であり，ガンマ関数

$$\Gamma(z) = \int_0^\infty x^{(z-1)} e^{(-x)} dx \tag{4.4}$$

を用いて，

$$B(a, b) = \frac{\Gamma(a)\Gamma(b)}{\Gamma(a + b)} \tag{4.5}$$

と表される．式 (4.3) 中の係数（$1/B(a,b)$）は，ベータ分布が正規化されることを保証しており，

$$\int_0^1 f(x|a,b)dx = 1 \tag{4.6}$$

が満たされる．ベータ分布の平均 μ と分散 Σ は，パラメータ a，b を用いて，

$$\mu = \frac{a}{a+b} \tag{4.7-a}$$

$$\boldsymbol{\Sigma} = \frac{ab}{(a+b)^2(a+b+1)} \tag{4.7-b}$$

と与えられる．

4.3.2 混合ベータモデル

高速道路上落下物の反射率分布を，落下物の品目ごとに定義された反射率分布の重ね合わせによって表現する．また，落下物の品目ごとに定義される反射率分布は，ベータ分布の重ね合わせによって表現される．すなわち，種類数 J_i は品目 i の反射率分布を構成するベータ分布の数である．よって，これ以降，品目 i の反射率分布を構成する種類数 J_i を混合数と定義する．いま，落下物の品目 $i(i = 1, \cdots, I)$ に着目し，当面の間，品目を示す添え字 i を省略することとする．品目 i，種類 $j(j = 1, \cdots, J_i)$ を構成する落下物の反射率 r が，ベータ分布 $\mathcal{B}(a_j, b_j)$ に従うとすると，品目 i に属する落下物の反射率分布の確率密度関数 $g(r|\boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\theta})$ は，

$$g(r|\boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\theta}) = \sum_{j=1}^{J_i} \phi_j f(r|a_j, b_j) \tag{4.8}$$

と表すことができる．ただし，$\boldsymbol{\theta} = (a_1, b_1, \cdots, a_{J_i}, b_{J_i})$ である．未知パラメータベクトル $\boldsymbol{\phi} = (\phi_1, \cdots, \phi_{J_i})$ は混合率であり，

$$0 \le \phi_j \le 1 \quad (j = 1, \cdots, J_i) \tag{4.9-a}$$

$$\sum_{j=1}^{J_i} \phi_j = 1 \tag{4.9-b}$$

を満たす．さらに，2 値確率変数ベクトル $\boldsymbol{\iota} = (\iota_1, \cdots, \iota_{J_i})$ を導入する．$\boldsymbol{\iota}$ の要素 ι_j は，

$$\iota_j = \begin{cases} 1 & j = \bar{j} \\ 0 & j \neq \bar{j} \end{cases} \tag{4.10}$$

を満たす．ただし，$\bar{j}$ は，落下物の種類 j に対する観測値である．これにより，ι_j は $\iota_j \in \{0, 1\}$ かつ $\sum_{j=1}^{J_i} \iota_j = 1$ を満たす．また，$\boldsymbol{\iota}$ の周辺分布は混合率 ϕ_j により，

$$p(\iota_j = 1|\phi_j) = \phi_j \tag{4.11}$$

と定まる．$\boldsymbol{\iota}$ はどれか 1 つの ι_j のみ 1 を，他のすべてを 0 とするため，式 (4.11) を

$$p(\boldsymbol{\iota}|\boldsymbol{\phi}) = \prod_{j=1}^{J_i} \phi_j^{\iota_j} \tag{4.12}$$

と書き換えることができる．落下物の品目 i，種類 j が与えられたとき，反射率 r の条件付き確率密度関数は，

$$g(r|\iota_j, a_j, b_j) = f(r|a_j, b_j) \tag{4.13}$$

となり，これはまた，

$$g(r|\boldsymbol{\iota}, \boldsymbol{\theta}) = \prod_{j=1}^{J_i} \{f(r|a_j, b_j)\}^{\iota_j} \tag{4.14}$$

と書き換えられる．以上より，反射率 r と高速道路上落下物の種類に対する確率変数 $\boldsymbol{\iota}$ の同時分布を考えることで，式 (4.8) を

$$g(r, \boldsymbol{\iota}|\boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\theta}) = g(r|\boldsymbol{\iota}, \boldsymbol{\theta})p(\boldsymbol{\iota}|\boldsymbol{\phi}) = \prod_{j=1}^{J_i} \{\phi_j f(r|a_j, b_j)\}^{\iota_j} \tag{4.15}$$

と書き換えることができる．

式 (4.15) で示される落下物の品目 i の反射率分布を用いることで，高速道路上落下物の反射率分布を

$$h(r, \tilde{\boldsymbol{\iota}}|\boldsymbol{\pi}, \boldsymbol{\Phi}, \boldsymbol{\Theta}) = \sum_{i=1}^{I} \pi_i g_i(r, \boldsymbol{\iota}_i|\boldsymbol{\phi}_i, \boldsymbol{\theta}_i,) \tag{4.16}$$

と表すことができる．ただし，$\boldsymbol{\Phi} = (\boldsymbol{\phi}_1, \cdots, \boldsymbol{\phi}_I)$，$\boldsymbol{\Theta} = (\boldsymbol{\theta}_1, \cdots, \boldsymbol{\theta}_I)$，$\tilde{\boldsymbol{\iota}} = (\boldsymbol{\iota}_1, \cdots, \boldsymbol{\iota}_I)$ である．また未知パラメータベクトル $\boldsymbol{\pi} = (\pi_1, \cdots, \pi_I)$ は混合率であり，

$$0 \leq \pi_i \leq 1 \quad (i = 1, \cdots, I) \tag{4.17-a}$$

$$\sum_{i=1}^{I} \pi_i = 1 \tag{4.17-b}$$

を満たす．品目 i に属する落下物の反射率分布を導いたときと同様に考えると，2 値確率変数ベクトル $\boldsymbol{\delta} = (\delta_1, \cdots, \delta_I)$

$$\delta_i = \begin{cases} 1 & i = \bar{i} \\ 0 & i \neq \bar{i} \end{cases} \tag{4.18}$$

を用いて式 (4.16) を

$$h(r, \boldsymbol{\delta}, \tilde{\boldsymbol{\iota}}|\boldsymbol{\pi}, \boldsymbol{\Phi}, \boldsymbol{\Theta}) = \prod_{i=1}^{I} \{\pi_i g_i(r|\boldsymbol{\iota}_i, \boldsymbol{\theta}_i)\}^{\delta_i} = \prod_{i=1}^{I} \left\{\pi_i \prod_{j=1}^{J_i} \{\phi_{i,j} f_i(r|a_{i,j}, b_{i,j})\}^{\iota_{i,j}}\right\}^{\delta_i} \tag{4.19}$$

と書き換えることができる．

いま，路上落下物の反射率サンプル k に関するデータ $\bar{\boldsymbol{\xi}}^k (k = 1, \cdots, K)$ を

$$\bar{\boldsymbol{\xi}}^k = \{\bar{i}^k, \bar{r}^k\} \tag{4.20}$$

と定義する．ここで，K は獲得されたデータの総数を表す．さらに，データセット全体を集合 $\bar{\boldsymbol{\Xi}} = \{\bar{\boldsymbol{\xi}}^k : k = 1, \cdots, K\}$ と定義する．このとき，データセット全体が観測される対数尤度 $\ln \mathcal{L}(\bar{\boldsymbol{\Xi}}, \boldsymbol{\pi}, \boldsymbol{\Phi}, \boldsymbol{\Theta})$ は，

$$\begin{aligned}\ln \mathcal{L}(\bar{\boldsymbol{\Xi}}, \boldsymbol{\pi}, \boldsymbol{\Phi}, \boldsymbol{\Theta}) &= \sum_{k=1}^{K} \ln h(\bar{r}^k, \bar{\boldsymbol{\delta}}^k, \tilde{\boldsymbol{\iota}}|\boldsymbol{\pi}, \boldsymbol{\Phi}, \boldsymbol{\Theta}) \\ &= \sum_{k=1}^{K} \sum_{i=1}^{I} \bar{\delta}_i^k \left\{ \ln \pi_i + \sum_{j=1}^{J_i} \iota_{i,j} \{ \ln \phi_{i,j} + \ln f(\bar{r}^k|a_{i,j}, b_{i,j})\}\right\}\end{aligned} \tag{4.21}$$

と表される．対数尤度 (4.21) を最大とするような未知パラメータベクトル $\boldsymbol{\pi}$ の最尤推定量は，ラグランジュ未定乗数法を用いることにより，

$$\hat{\pi}_i = \frac{1}{K} \sum_{k=1}^{K} \bar{\delta}_i^k \tag{4.22}$$

と解くことができる．一方で，未知パラメータベクトル $\boldsymbol{\Phi}$，$\boldsymbol{\Theta}$ に関しては，$\bar{j}$ を観測することができないため，2 値確率変数ベクトル $\tilde{\boldsymbol{\iota}}$ が実際に値を得られない潜在変数となり，解析的に解くことが不可能となる．そこで本研究では，これ以降，種類 $j (j = 1, \cdots, J_i)$ をベータ分布 j と定義し，潜在変数を含む混合モデルを推定するための代表的な手法である EM（expectation-maximization）アルゴリズム [14] を用いて，未知パラメータベクトルの最尤推定値を推定する．

4.3.3 EM アルゴリズム

EM アルゴリズムは E ステップ（expectation step）と M ステップ（maximization step）の繰返しにより対数尤度関数を最大化する手法である．E ステップでは潜在変数の事後分布を利用し，潜在変数の期待値を計算する．M ステップでは E ステップで計算した潜在変数の期待値を用いて，未知パラメータおよび混合率を計算する．本研究においては，混合ベータモデルに対して EM アルゴリズムを適用する．理論の詳細については文献 [14][15] に詳しい

が，以下にその概要について述べる．**4.3.2** で述べたように，2 値確率変数ベクトル $\tilde{\boldsymbol{\iota}}$ は値を得られない潜在変数であるために，潜在変数の事後分布に関して完全データ尤度関数の期待値を考える．また，式 (4.21) より，未知パラメータベクトル $\boldsymbol{\Phi}$，$\boldsymbol{\Theta}$ の推定に関しては，部分対数尤度

$$\ln \ell_i(\bar{\boldsymbol{\Xi}}, \boldsymbol{\phi}_i, \boldsymbol{\theta}_i) = \sum_{k=1}^{K} \sum_{j=1}^{J_i} \iota_{i,j} \{ \ln \phi_{i,j} + \ln f(\vec{r}^k | a_{i,j}, b_{i,j}) \} \tag{4.23}$$
$$(i = 1, \cdots, I)$$

を最大化すればよいことがわかる．ここで，潜在変数の事後確率分布は，ベイズの定理，式 (4.8)，式 (4.12)，および式 (4.14) を用いて，

$$g_i(\boldsymbol{\iota}_i | \vec{r}^k, \boldsymbol{\phi}_i, \boldsymbol{\theta}_i) = \frac{g_i(\vec{r}^k | \boldsymbol{\iota}_i, \boldsymbol{\theta}_i) p_i(\boldsymbol{\iota}_i | \boldsymbol{\phi}_i)}{g_i(\vec{r}^k | \boldsymbol{\phi}_i, \boldsymbol{\theta}_i)} = \frac{\prod_{j=1}^{J_i} \{ \phi_{i,j} f_i(\vec{r}^k | a_{i,j}, b_{i,j}) \}^{\iota_{i,j}}}{\sum_{j=1}^{J_i} \phi_{i,j} f_i(\vec{r}^k | a_{i,j}, b_{i,j})} \tag{4.24}$$

と表すことができる．この事後分布に関する潜在変数 $\iota_{i,j}$ の期待値は以下のようになる．

$$E[\iota_{i,j}] = \sum_{\boldsymbol{\iota}_i} \iota_{i,j} g_i(\boldsymbol{\iota}_i | \vec{r}^k, \boldsymbol{\phi}_i, \boldsymbol{\theta}_i) = \frac{\phi_{i,j} f_i(\vec{r}^k | a_{i,j}, b_{i,j})}{\sum_{j=1}^{J_i} \phi_{i,j} f_i(\vec{r}^k | a_{i,j}, b_{i,j})} = \gamma(\iota_{i,j}) \tag{4.25}$$

$\gamma(\iota_{i,j})$ は，品目 i におけるベータ分布 j が $\vec{r}^k$ の観測を説明する度合いを表しており，一般的には負担率と呼ばれる．式 (4.25) は品目 i におけるベータ分布 j のデータ点 $\vec{r}^k$ に対する負担率そのものである．以上より，完全データ部分対数尤度の期待値は，

$$E_{\boldsymbol{\iota}_i}[\ln \ell_i(\bar{\boldsymbol{\Xi}}, \boldsymbol{\phi}_i, \boldsymbol{\theta}_i)] = \sum_{k=1}^{K} \sum_{j=1}^{J_i} \gamma(\iota_{i,j}) \left\{ \ln \phi_{i,j} + \ln f_i(\vec{r}^k | a_{i,j}, b_{i,j}) \right\} \tag{4.26}$$

となる．また品目 i の混合ベータモデルにおけるベータ分布 j の最適な混合数 $\hat{J}_i$ に関して，AIC[16] を用いて選択を行う．混合数 J_i の混合ベータモデルにおける AIC(J_i) は，

$$\mathrm{AIC}(J_i) = -2E_{\boldsymbol{\iota}_i}[\ln \ell_i(\bar{\boldsymbol{\Xi}}, \boldsymbol{\phi}_i, \boldsymbol{\theta}_i)] + 2(3J_i) \tag{4.27}$$

で表される．これにより，品目 i の最適な混合数 $\hat{J}_i$ は，

$$\hat{J}_i = \arg\min_{J_i} \{ \mathrm{AIC}(J_i) | J_i = 1, \cdots, J_i^{max} \} \tag{4.28}$$

により与えられる．なお，J_i^{max} は最大混合数を表す．

以上より，品目 i の未知パラメータベクトル $\boldsymbol{\phi}_i$，$\boldsymbol{\theta}_i$ の最尤推定値は次の手順で求められる．

Step1

最大混合数 J_i^{max} を設定し，混合数を $J_i = 1$ とする．

Step2

混合率 $\boldsymbol{\phi}_i$，パラメータベクトル $\boldsymbol{\theta}_i$ に初期値を与える．

Step3

E ステップとして，現在のパラメータを用いて，式 (4.25) に基づき負担率を計算する．

Step4

M ステップとして，現在の負担率を固定して，式 (4.26) で表される部分対数尤度の期待値を最大化する混合率 $\boldsymbol{\phi}_i^{new}$ をラグランジュ未定乗数法により，パラメータベクトル $\boldsymbol{\theta}_i^{new}$ をニュートンラフソン法により求める．なお，混合率 $\boldsymbol{\phi}_i$ は以下のように表される．

$$\phi_{i,j} = \frac{1}{K}\sum_{k=1}^{K_i}\gamma(\iota_{i,j}) \tag{4.29}$$

ここで，K_i は品目 i の総データ数である．

Step5

Step4 で得られたパラメータおよび混合率を用いて，式 (4.26) より部分対数尤度の期待値を計算する．部分対数尤度の期待値の変化が収束基準を満たす場合は AIC(J_i) を計算し，**Step6** へ，そうでなければ **Step3** に戻る．

Step6

$J_i = J_i^{max}$ であれば，式 (4.28) により品目 i の最適混合数 $\hat{J}_i$ を求め，最適混合数 $\hat{J}_i$，および $\hat{J}_i$ に対応する未知パラメータベクトルの最尤推定値 $\hat{\boldsymbol{\phi}}_i$，$\hat{\boldsymbol{\theta}}_i$ を記録し，品目 i に対するパラメータ推定を終了する．そうでなければ $J_i = J_i + 1$ として **Step2** に戻る．

上記の手順をすべての品目に対して行うことで，未知パラメータベクトル $\boldsymbol{\Phi}$，$\boldsymbol{\Theta}$ を推定することができる．また，本研究における未知パラメータベクトル $\boldsymbol{\pi}$，$\boldsymbol{\Phi}$，$\boldsymbol{\Theta}$ の推定フローを**図–4.6** に示す.

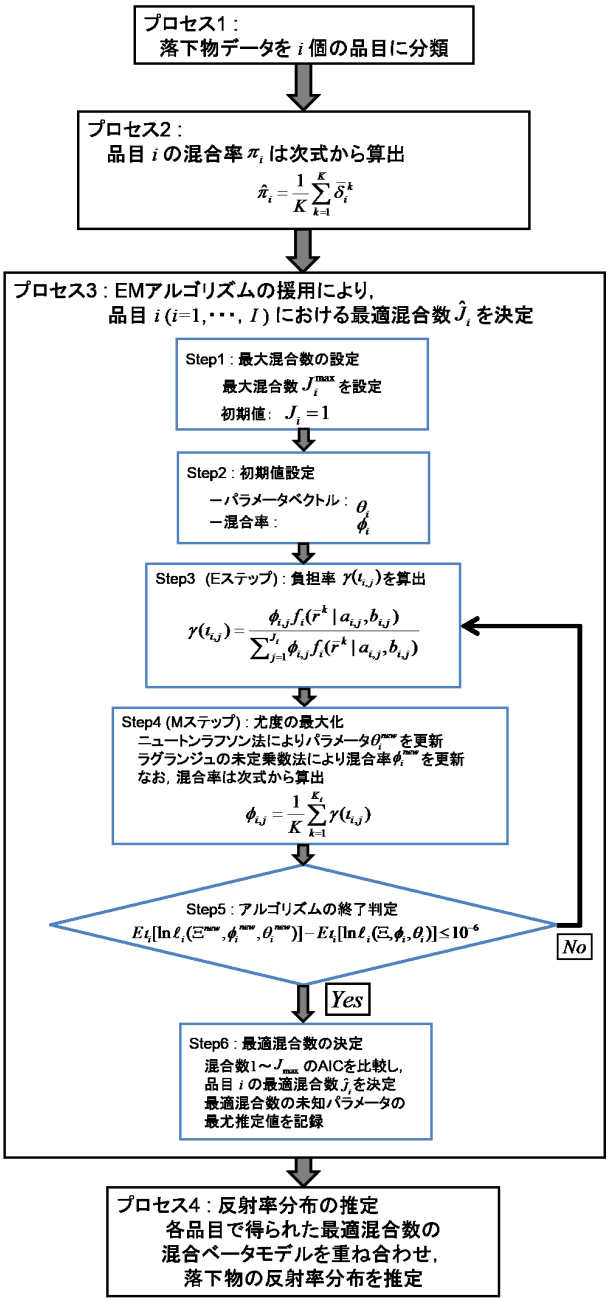


図 – 4.6　反射率分布の推定フロー

図 – 4.7　照度測定車

4.4　限界反射率の推定

4.4.1　空間的照度分布の推定

限界反射率は，路面輝度，鉛直面照度，輝度差弁別閾を用いて算出される．しかし，これらの値は通常の定期点検によって獲得されない．そのため，定期点検によって獲得される水平面照度のデータから推定される，個々の照明ランプの照度を用いて，間接的に算出する必要がある．以下では，その推定手法を述べる．

(a) モデル化の前提条件

トンネル照明には基本照明と入口照明の 2 種類がある．入口照明は，昼間のトンネル内外の明るさの差を緩和させるため入口付近に設置されており，昼間のみ照度を供給している．基本照明はトンネル全体に等間隔に設置されており，昼夜に関係なく照度を供給している．本研究では基本照明によるトンネルの照明環境を対象とする．照度は，照度測定車によって定期的に測定される．照度測定車には，**図–4.7** のように前方に 3 つの測定装置が設置されており，道路幅方向の左側，中央，右側の照度をそれぞれ連続的に計測する（図中の L，C，R）．

図–4.8 に示すように，トンネル延長が L のトンネルに対して，区間長 l によってトンネル全体を N 区間に分割する．ある区間 n（進行方向を考え，入口から出口に向かって $n = 1, \cdots, N$ とする）における照度 Eh_n は，照度測定車により測定された区間 n における平均水平面照度を用いる．ただし，前述したように照度測定車は道路幅方向の左側，中央，

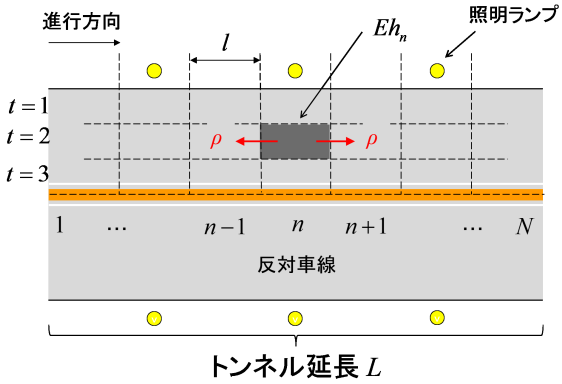


図 – 4.8　トンネルの照明環境（T=1 の場合）

右側の照度をそれぞれ計測するため，1 車線に対して 3 つの照度が測定されることになる．そこで，**図–4.8** に示すように，1 車線を 3 つの区間に分け，細分化した区間を進行方向左側から $t = 1, \cdots, 3T$ とする．T は車線数とし，また，n で示される区間と区別するために，t で示される区間をエリアと呼ぶことにする．以下では任意のエリア t に着目し，各照明ランプが区間 n に与える水平面照度を分析する．また，煩雑さを避けるためにエリア t に関する添え字は省略する．また，照明ランプが路面に供給する水平面照度を次のように簡略化して表現する．1）照明ランプは，存在する当該区間にのみ照度を供給する．2）照明ランプが当該区間以外に供給する照度に関しては，当該区間に供給する照度を一定割合減少した値とする．3）照度の減少割合は，距離に対して指数関数的であるとする．したがって，ある区間 n における照度 Eh_n は，両隣の区間の照度 Eh_{n-1}，Eh_{n+1}，区間 n における照明ランプの存在の有無，および照度の減少割合によって規定される．さらに，各照明ランプはそれぞれ等しい照度を供給するものとして，照明ランプの劣化や煤煙の付着によって生じる明るさの違いを考慮しないこととする．

(b) 空間的照度分布モデル

照明ランプと照度の関係を空間的自己回帰モデル（以下，空間的照度分布モデルと呼ぶ）を用いて表現する．各区間での照度は，照明ランプの有無や照明ランプの種類により異なる．したがって，区間 n の特性を M 個の特性変数 $x_n^m (m = 1, \cdots, M)$ で定義される特性ベクトルを用いて $\boldsymbol{x}_n = (x_n^1, \cdots, x_n^M)$ と表現する．本研究では空間的照度分布モデルの特性変数として，区間内の照明ランプの種類，通行車線であるか反対車線であるか，を用いる．各

条件の組合せを特性 m とし，たとえば，$m = 1$ の時は通行車線の基本照明を，$m = 4$ の時は反対車線の非常駐車帯照明を表すなどとする．このような定性的パラメータに関しては特性変数を，

$$x_n^m = \begin{cases} 1 & \text{特性 } m \text{ を満たす照明ランプがある} \\ 0 & \text{特性 } m \text{ を満たす照明ランプがない} \end{cases} \tag{4.30}$$

のようにダミー変数を用いて表現する．また，**4.4.1** で述べた照度の減少割合を ρ（以下，空間的自己相関パラメータ）とすると，区間 n における照度 Eh_n は，両隣の区間の照度 Eh_{n-1}，Eh_{n+1} を用いて，

$$Eh_n = \rho Eh_{n-1} + \rho Eh_{n+1} + \boldsymbol{x}_n \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_n \tag{4.31}$$

と表せる．なお，本研究ではトンネルの照明方式として対称照明方式を想定しており，両隣の空間的自己相関パラメータを同値 ρ と仮定した．今後，プロビーム照明方式やカウンタービーム照明方式が採用され，照度分布を推定する際には区間 n の両隣の区間 $n-1$ と $n+1$ それぞれに対して ρ を設定しなければならない．さらに同式中，$\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \cdots, \beta_M)'$ は未知パラメータベクトルであり，$'$ は転置操作を表す．また，ε_n は確率誤差項であり，平均 0，分散 σ^2 の正規分布 $\mathcal{N}(0, \sigma^2)$ に従うとする．ここで，N 行 N 列の空間重み付け行列 $\mathbf{W}$ を導入し，式 (4.31) を行列表示すると，

$$\mathbf{Eh} = \rho \mathbf{WEh} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \tag{4.32}$$

と書き換えられる．ここで，$\mathbf{Eh} = (Eh_1, \cdots, Eh_N)'$，$\mathbf{X} = (\boldsymbol{x}_1', \cdots, \boldsymbol{x}_N')'$，$\boldsymbol{\varepsilon} = (\varepsilon_1, \cdots, \varepsilon_N)'$ であり，$\mathbf{W}$ の要素 $w_{p,q} (p = 1, \cdots, N; q = 1, \cdots, N)$ は，

$$w_{p,q} = \begin{cases} 1 & p = q \pm 1 \\ 0 & p \neq q \pm 1 \end{cases} \tag{4.33}$$

である．式 (4.32) は，代表的な空間的自己回帰モデルであり，その尤度関数は，確率誤差項 $\boldsymbol{\varepsilon}$ が $\mathcal{N}(0, \sigma^2)$ に従うことに着目して求められる [17]．いま，未知パラメータベクトルを $\boldsymbol{\theta} = (\boldsymbol{\beta}, \rho, \sigma)$ と表すと，式 (4.32) の $\boldsymbol{\varepsilon}$ は $\mathcal{N}(0, \sigma^2)$ に従うことから，$\boldsymbol{\varepsilon}$ に関する尤度関数は，

$$\mathcal{L}(\boldsymbol{\theta}|\boldsymbol{\varepsilon}) = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}\right)^N \exp\left(-\frac{\boldsymbol{\varepsilon}'\boldsymbol{\varepsilon}}{2\sigma^2}\right) \tag{4.34}$$

と表せる．また式 (4.32) は,

$$\mathbf{A} \times \mathbf{Eh} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} = \boldsymbol{\varepsilon} \tag{4.35}$$

$$\mathbf{A} = \mathbf{I} - \rho\mathbf{W} \tag{4.36}$$

と変形できる．ここで $\mathbf{I}$ は N 行 N 列の単位行列である．いま，照度測定によって獲得される全データを $\bar{\boldsymbol{\Omega}} = (\mathbf{Eh}, \mathbf{X})$ と表し，式 (4.35)，式 (4.36) を用いて，式 (4.34) の変数を $\boldsymbol{\varepsilon}$ から $\mathbf{Eh}$ へと変換することにより，$\mathbf{Eh}$ に関する尤度関数は,

$$\begin{aligned}
&\mathcal{L}(\mathbf{Eh}|\mathbf{X}, \boldsymbol{\theta}) \\
&\quad = \mathcal{L}(\boldsymbol{\varepsilon}|\bar{\boldsymbol{\Omega}}, \boldsymbol{\theta})\left|\frac{\partial \boldsymbol{\varepsilon}}{\partial \mathbf{Eh}}\right| = \mathcal{L}(\boldsymbol{\varepsilon}|\bar{\boldsymbol{\Omega}}, \boldsymbol{\theta})|\mathbf{A}| \\
&\quad = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}\right)^N \cdot \exp\left\{-\frac{(\mathbf{AEh} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})'(\mathbf{AEh} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})}{2\sigma^2}\right\}|\mathbf{A}|
\end{aligned} \tag{4.37}$$

と表すことができる．

(c) ベイズ推定の概要

空間的自己回帰モデルの推定手法においては最尤法が適用されている事例がある [18]．しかし，現実のアセットマネジメントの場面では，限られた点検データしか入手できない場合が多い．限られた点検データに基づいて空間的自己回帰モデルを最尤法により推定した場合，最尤推定量が不偏性を満足せず，推定量に系統的なバイアスが生じる可能性がある．そこで本研究では，空間的照度分布モデルに対して，マルコフ連鎖モンテカルロ法 [19]（以下，MCMC 法）を利用したベイズ推定を行う．ベイズ推定は事前情報を活用できるために，データ数が少ない場合でも比較的精度よく推定することができるという利点がある．また，推定量の信用域について検討することが可能であり，リスクマネジメントへの展開が容易であるという利点もある．

一般的なベイズ推定手法では，パラメータの事前分布と，観測情報に基づいて定義される尤度関数を用いて，パラメータの事後分布を推定する．ここで，未知パラメータベクトル $\boldsymbol{\theta}$ が確率変数で，事前確率密度関数 $\boldsymbol{\psi}(\boldsymbol{\theta})$ に従うと仮定する．照度測定データ $\bar{\boldsymbol{\Omega}}$ が与件であるときに，未知パラメータベクトル $\boldsymbol{\theta}$ の同時事後確率密度関数 $\boldsymbol{\psi}(\boldsymbol{\theta}|\bar{\boldsymbol{\Omega}})$ はベイズの定理

より，

$$\boldsymbol{\psi}(\boldsymbol{\theta}|\bar{\boldsymbol{\Omega}}) \propto \mathcal{L}(\mathbf{Eh}|\mathbf{X}, \boldsymbol{\theta})\boldsymbol{\psi}(\boldsymbol{\theta}) \tag{4.38}$$

と近似でき，事前確率密度関数 $\boldsymbol{\psi}(\boldsymbol{\theta})$ と尤度関数 $\mathcal{L}(\mathbf{Eh}|\mathbf{X}, \boldsymbol{\theta})$ により，表すことができる．

(d) 事後分布の定式化

事前確率密度関数 $\boldsymbol{\psi}(\boldsymbol{\theta})$ は，

$$\boldsymbol{\psi}(\boldsymbol{\theta}) = \boldsymbol{\psi}(\boldsymbol{\beta}, \rho, \sigma) = \psi(\boldsymbol{\beta})\psi(\rho)\psi(\sigma) \tag{4.39}$$

と展開できる．式 (4.39) の未知パラメータベクトル $\boldsymbol{\theta}$ の事前確率密度関数をそれぞれ以下のように設定する．まず，$\boldsymbol{\beta}$ の事前確率密度関数 $\psi(\boldsymbol{\beta})$ として多次元正規分布を用いる．すなわち，$\boldsymbol{\beta} \sim \mathcal{N}(\boldsymbol{b}_0, \Sigma_0)$ である．空間的自己相関パラメータ ρ の事前確率密度関数 $\psi(\rho)$ を正規分布 $\mathcal{N}(\rho_0, P_0)$，確率誤差項の分散の事前確率密度関数 $\psi(\sigma)$ を逆ガンマ分布 $\mathcal{IG}(n_0/2, S_0/2)$ に従う確率変数とする．なお，右下添え字 0 はハイパーパラメータを表す．以上から，同時事後確率密度関数は式 (4.38) に式 (4.37)，式 (4.39) を代入することで，

$$\begin{aligned}
&\boldsymbol{\psi}(\boldsymbol{\theta}|\bar{\boldsymbol{\Omega}}) \\
&\propto (\sigma^2)^{(-\frac{N}{2})} \exp\left\{ -\frac{(\mathbf{AEh} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})'(\mathbf{AEh} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})}{2\sigma^2} \right\} |\mathbf{A}| \\
&\cdot \exp\left\{ -\frac{1}{2}(\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{b}_0)'\Sigma_0^{-1}(\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{b}_0) \right\} \\
&\cdot \exp\left\{ -\frac{1}{2P_0}(\rho - \rho_0)^2 \right\} \\
&\cdot (\sigma^2)^{(-\frac{n_0}{2}+1)} \exp\left\{ -\frac{S_0}{2\sigma^2} \right\}
\end{aligned} \tag{4.40}$$

と表すことができる．

(e) 同時事後確率密度関数の推定

空間的照度分布モデルの同時事後確率密度関数 $\boldsymbol{\psi}(\boldsymbol{\theta}|\bar{\boldsymbol{\Omega}})$ を求めるために，条件付き事後確率密度関数を利用するギブスサンプリング [19] を用いる．ここでは，未知パラメータベクトル $\boldsymbol{\theta}$ を各未知パラメータ $\boldsymbol{\beta}, \rho, \sigma$ に分け，他のパラメータ値を既知とした条件付き事後確率密度関数に基づくランダムサンプリングの繰り返しにより，同時事後確率密度関数を算出する．

はじめに，空間的照度分布モデルの各パラメータの条件付き事後確率密度関数を利用して同時事後確率密度関数を算出する．式 (4.40) より，ρ，σ を既知とした時の $\boldsymbol{\beta}$ の条件付き事後確率密度関数 $\boldsymbol{\psi}(\boldsymbol{\beta}|\rho,\sigma,\bar{\boldsymbol{\Omega}})$ は,

$$\boldsymbol{\psi}(\boldsymbol{\beta}|\rho,\sigma,\bar{\boldsymbol{\Omega}}) \propto \exp\left\{-\frac{1}{2}(\boldsymbol{\beta}-\boldsymbol{b}_1)'\Sigma_1^{-1}(\boldsymbol{\beta}-\boldsymbol{b}_1)\right\} \tag{4.41}$$

$$\boldsymbol{b}_1 = \Sigma_1(\Sigma_0^{-1}\boldsymbol{b}_0 + \sigma^{-2}\mathbf{X}'\mathbf{AEh})$$

$$\Sigma_1^{-1} = \Sigma_0^{-1} + \sigma^{-2}\mathbf{X}'\mathbf{X}$$

と表せる．すなわち，$\boldsymbol{\psi}(\boldsymbol{\beta}|\rho,\sigma,\bar{\boldsymbol{\Omega}})$ は多次元正規分布 $\mathcal{N}(\boldsymbol{b}_1,\Sigma_1)$ に従う．また，$\boldsymbol{\beta}$，σ を既知とした時の ρ の条件付き事後確率密度関数 $\boldsymbol{\psi}(\rho|\boldsymbol{\beta},\sigma,\bar{\boldsymbol{\Omega}})$ は,

$$\boldsymbol{\psi}(\rho|\boldsymbol{\beta},\sigma,\bar{\boldsymbol{\Omega}}) \propto \left|\mathbf{A}\right| \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2P_0}(\rho-\rho_0)^2 - \frac{(\mathbf{AEh}-\mathbf{X}\boldsymbol{\beta})'(\mathbf{AEh}-\mathbf{X}\boldsymbol{\beta})}{2\sigma^2}\right\} \tag{4.42}$$

と表せる．同様に $\boldsymbol{\beta}$，ρ を既知とした時の σ の条件付き事後確率密度関数 $\boldsymbol{\psi}(\sigma|\boldsymbol{\beta},\rho,\bar{\boldsymbol{\Omega}})$ についても,

$$\boldsymbol{\psi}(\sigma|\boldsymbol{\beta},\rho,\bar{\boldsymbol{\Omega}}) \propto (\sigma^2)^{\left(-\frac{n_1}{2}+1\right)} \cdot \exp\left\{-\frac{S_1}{2\sigma^2}\right\} \tag{4.43}$$

$$n_1 = n_0 + N$$

$$S_1 = S_0 + (\mathbf{AEh}-\mathbf{X}\boldsymbol{\beta})'(\mathbf{AEh}-\mathbf{X}\boldsymbol{\beta})$$

と表すことができる．すなわち，$\boldsymbol{\psi}(\sigma|\boldsymbol{\beta},\rho,\bar{\boldsymbol{\Omega}})$ は，逆ガンマ分布 $\mathcal{IG}(n_1/2, S_1/2)$ に従う．これらの条件付き確率密度関数を用いて式 (4.40) の同時事後確率密度関数を算出する．具体的な推定手順を以下と**図–4.9** に示す.

Step1

事前分布のパラメータ値 $\boldsymbol{b}_0$，Σ_0，ρ_0，P_0，$n_0/2$，$S_0/2$ を任意に設定する．また，未知パラメータベクトル $\boldsymbol{\theta} = (\boldsymbol{\beta},\rho,\sigma)$ の初期値 $\boldsymbol{\theta}^{(0)} = (\boldsymbol{\beta}^{(0)},\rho^{(0)},\sigma^{(0)})$ を任意に設定する．初期値の影響はサンプリング数の増加とともに薄れる．また，定常状態に収束した後のサンプリングに対して初期値は無関係である.

Step2-1

サンプリング回数 n の未知パラメータの部分ベクトル $\boldsymbol{\beta}^{(n)}$ を $\boldsymbol{\psi}(\boldsymbol{\beta}|\rho^{(n-1)},\sigma^{(n-1)},\bar{\boldsymbol{\Omega}})$ からランダムサンプリングする.

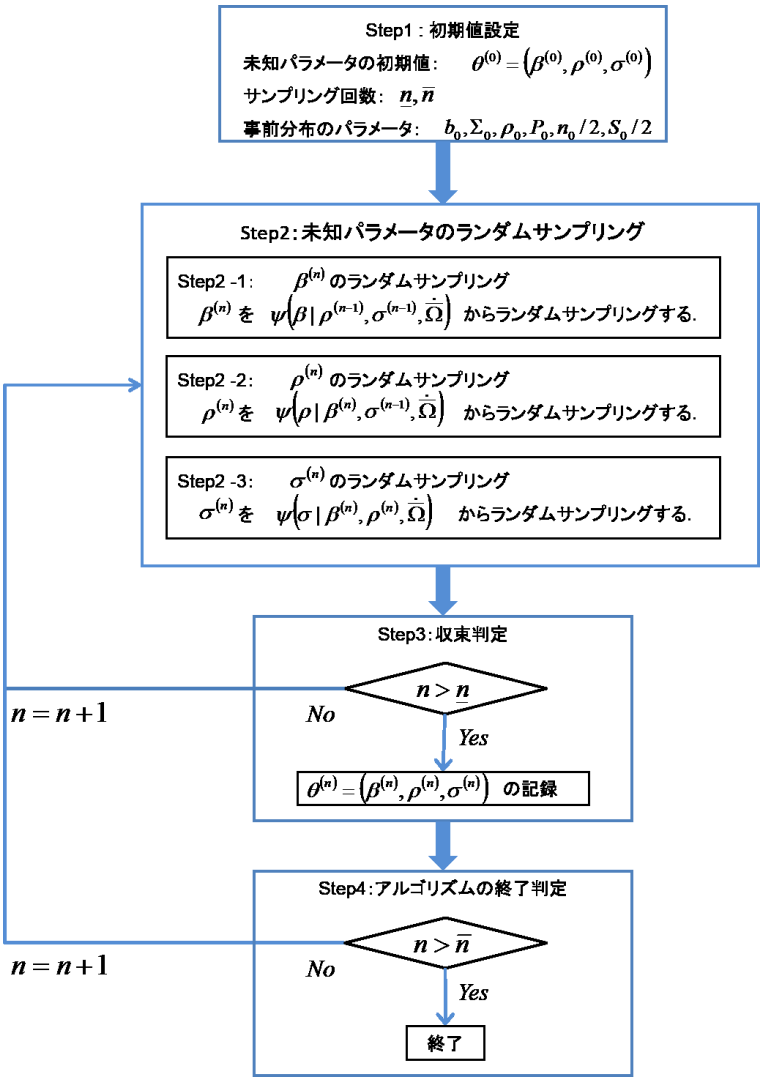


図 – 4.9　空間的照度分布モデルの推定フロー

Step2-2

サンプリング回数 n の未知パラメータの部分ベクトル $\rho^{(n)}$ を $\psi(\rho|\boldsymbol{\beta}^{(n)}, \sigma^{(n-1)}, \bar{\boldsymbol{\Omega}})$ からランダムサンプリングする.

Step2-3

サンプリング回数 n の未知パラメータの部分ベクトル $\sigma^{(n)}$ を $\psi(\sigma|\boldsymbol{\beta}^{(n)}, \rho^{(n)}, \bar{\boldsymbol{\Omega}})$ からランダムサンプリングする.

Step3

十分大きな $\underline{n}$ に対して $n > \underline{n}$ ならば $\boldsymbol{\theta}^{(n)} = (\boldsymbol{\beta}^{(n)}, \rho^{(n)}, \sigma^{(n)})$ を記録する.

Step4

さらに十分大きな $\overline{n}$ に対して $n = \overline{n}$ ならば計算を終了する．$n < \overline{n}$ ならば $n = n + 1$ として **Step2** に戻る．

十分大きな $\underline{n}$ に対して，このようなマルコフ連鎖が定常状態に達していると考えれば，ギブスサンプリングによる $\boldsymbol{\theta}(n = \underline{n}+1, \underline{n}+2, \cdots, \overline{n})$ のサンプリングは，式 (4.38) に示した同時事後確率密度関数 $\boldsymbol{\psi}(\boldsymbol{\theta}|\overline{\boldsymbol{\Omega}})$ からのサンプリングと等しくなる．したがって，ギブスサンプリングによって得られるこれらの標本 $\boldsymbol{\theta}(n = \underline{n}+1, \underline{n}+2, \cdots, \overline{n})$ を用いて，パラメータベクトル $\boldsymbol{\theta} = (\boldsymbol{\beta}, \rho, \sigma)$ の同時事後確率密度関数に関する統計量を計算することも可能となる．ただし，**Step2** で利用できる条件付き事後確率密度関数からは直接ランダムサンプリングすることができないものもある．

(f) 条件付き事後確率密度関数からのサンプリング

条件付き事後確率密度関数から直接サンプリングできない場合であっても，ランダムウォーク MH 法を利用することで条件付き事後確率からの標本を得ることができる．具体的には，$\boldsymbol{\psi}(\rho|\boldsymbol{\beta}^{(n)}, \sigma^{(n-1)}, \overline{\boldsymbol{\Omega}})$ からのサンプリングに対して，ランダムウォーク MH 法を適用する．MH 法では事後分布（目標分布）からのサンプリングが難しい場合に，これを近似するような分布（提案分布）からサンプリングを行う．これと同時に目標分布と提案分布の差異を修正する．これらの操作を上述したギブスサンプリングの手順に従い繰り返したとき，十分に大きな繰り返し回数においてサンプリングされた標本は目標分布からランダムサンプリングされた標本とみなすことができる [20]．

いま，目標分布を $\boldsymbol{\psi}(\dot{\theta}|\overleftarrow{\boldsymbol{\Omega}})$ と表す．提案分布の確率密度関数を $\boldsymbol{q}(\dot{\theta}'|\dot{\theta}^{(n-1)})$ と表す．提案分布を用いて n 回目のサンプリングで事後分布からのパラメータの候補として $\boldsymbol{q}(\dot{\theta}'|\dot{\theta}^{(n-1)})$ に従う候補 $\dot{\theta}'$ を発生させる．発生させた候補 $\dot{\theta}'$ は目標分布 $\boldsymbol{\psi}(\dot{\theta}|\overleftarrow{\boldsymbol{\Omega}})$ からの候補でないために，その差を修正するために，確率

$$\alpha(\dot{\theta}'|\dot{\theta}^{(n-1)}) = \min\left[\frac{\boldsymbol{\psi}(\dot{\theta}'|\overleftarrow{\boldsymbol{\Omega}})\boldsymbol{q}(\dot{\theta}^{(n-1)}|\dot{\theta}')}{\boldsymbol{\psi}(\dot{\theta}^{(n-1)}|\overleftarrow{\boldsymbol{\Omega}})\boldsymbol{q}(\dot{\theta}'|\dot{\theta}^{(n-1)})}\right] \tag{4.44}$$

に従って受容し，$\dot{\theta}^{(n)} = \dot{\theta}'$ とする．また棄却された場合には $\dot{\theta}^{(n)} = \dot{\theta}^{(n-1)}$ とする．本研究ではランダムウォーク MH 法を用いて，$\boldsymbol{\psi}(\rho|\boldsymbol{\beta}^{(n)}, \sigma^{(n-1)}, \overline{\boldsymbol{\Omega}})$ からのサンプリングを行う．n 回

目の候補を，

$$\rho' = \rho^{(n-1)} + \mathcal{N}(0, P) \tag{4.45}$$

で表されるランダムウォークにより発生させる．このとき，提案分布の確率密度 q は $(\rho', \rho^{(n-1)})$ に関して対称となるために，ランダムウォークにより発生させた候補 ρ' は確率

$$\alpha_\rho(\rho'|\rho^{(n-1)}) = \min\left[\frac{\psi(\rho'|\boldsymbol{\beta}^{(n)}, \sigma^{(n-1)}, \bar{\boldsymbol{\Omega}})}{\psi(\rho^{(n-1)}|\boldsymbol{\beta}^{(n)}, \sigma^{(n-1)}, \bar{\boldsymbol{\Omega}})}, 1\right] \tag{4.46}$$

で受容される．実際の数値計算では区間 $[0, 1]$ で定義される一様分布 $\mathcal{U}(0, 1)$ から，一様乱数 $u \sim \mathcal{U}(0, 1)$ を発生させ，$\rho^{(n)}$ を以下のルールに従い決定する．

$$\rho^{(n)} = \begin{cases} \rho^{(n-1)} & u > \alpha_\rho \\ \rho' & u \leq \alpha_\rho \end{cases} \tag{4.47}$$

以上は上述したギブスサンプリングの **Step2-2** に相当する．

(g) 事後分布に関する統計量

MCMC 法によって得られた標本に基づいて，パラメータベクトル $\boldsymbol{\theta} = (\boldsymbol{\beta}, \rho, \sigma)$ に関する推定値を決定することができる．いま，MCMC 法により得られた標本を $\boldsymbol{\theta}^{(n)} = (\boldsymbol{\beta}^{(n)}, \rho^{(n)}, \sigma^{(n)}) = (\theta_1^{(n)}, \theta_2^{(n)}, \cdots, \theta_K^{(n)})(n = 1, \cdots, \bar{n})$ と表すこととする．なお，$K = M + 1 + 1$ である．このうち，最初の $\underline{n}$ 個を事後分布への収束過程からの標本と考え，標本集合から除去する．そのうえで，パラメータの標本添字集合を $\mathcal{M} = \{\underline{n} + 1, \cdots, \bar{n}\}$ と定義する．このとき，パラメータ $\boldsymbol{\theta}$ の同時確率分布関数 $G(\boldsymbol{\theta})$ は，

$$G(\boldsymbol{\theta}) = \frac{\#(\boldsymbol{\theta}^{(n)} \leq \boldsymbol{\theta}, n \in \mathcal{M})}{\bar{n} - \underline{n}} \tag{4.48}$$

と表すことができる．ただし，$\#(\boldsymbol{\theta}^{(n)} \leq \boldsymbol{\theta}, n \in \mathcal{M})$ は論理式 $\boldsymbol{\theta}^{(n)} \leq \boldsymbol{\theta}, n \in \mathcal{M}$ が成立する標本の要素の総数である．また，パラメータ $\boldsymbol{\theta}$ の事後分布の期待値ベクトル $\tilde{\zeta}(\boldsymbol{\theta})$ は，

$$\tilde{\zeta}(\boldsymbol{\theta}) = (\tilde{\zeta}(\theta_1), \cdots, \tilde{\zeta}(\theta_K))' = \Big(\sum_{n=\underline{n}+1}^{\bar{n}} \frac{\theta_1^{(n)}}{\bar{n} - \underline{n}}, \cdots, \sum_{n=\underline{n}+1}^{\bar{n}} \frac{\theta_K^{(n)}}{\bar{n} - \underline{n}}\Big)' \tag{4.49}$$

と表される．また，ギブスサンプリングによる標本を用いて，パラメータ $\boldsymbol{\theta}$ の信用域を定義できる．$100(1 - 2\kappa)$%信用域は，標本順序統計量 $(\underline{\theta}_k^\kappa, \bar{\theta}_k^\kappa)(k = 1, \cdots, K)$

$$\underline{\theta}_k^\kappa = \arg\max_{\theta_k^*}\left\{\frac{\#(\theta_k^{(n)} \leq \theta_k^*, n \in \mathcal{M})}{\bar{n} - \underline{n}} \leq \kappa\right\} \tag{4.50-a}$$

$$\bar{\theta}_k^\kappa = \arg\min_{\theta_k^{**}}\left\{\frac{\#(\theta_k^{(n)} \geq \theta_k^{**}, n \in \mathcal{M})}{\bar{n} - \underline{n}} \leq \kappa\right\} \tag{4.50-b}$$

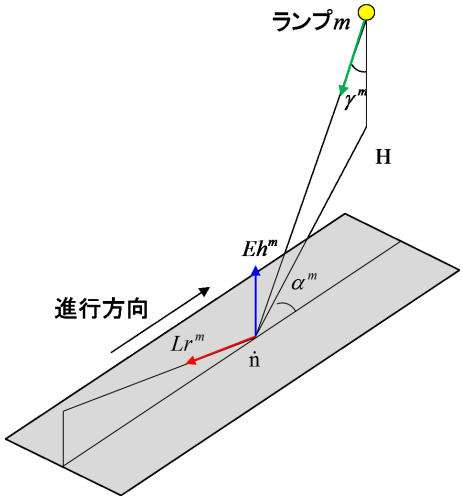


図 – 4.10　逐点法による路面輝度の計算

を用いて $\underline{\theta}_k^{\kappa} < \theta_k < \overline{\theta}_k^{\kappa}$ と定義できる．

MCMC 法では，初期パラメータ値 $\boldsymbol{\theta}^{(0)}$ が不変分布である事後分布からの標本である保証はない．ギブスサンプリングで発生させた $\overline{n}$ 個の標本のうち，最初の $\underline{n}$ 個の標本 $\boldsymbol{\theta}^{(n)}(n = 1, \cdots, \underline{n})$ を事後分布に収束する過程からのサンプリングと考える．その上で，第 $\underline{n}+1$ 回以降の標本を取り上げる．$\underline{n}+1$ 以降の標本が，不変分布である事後分布からの標本であるかを Geweke の方法 [21] を用いて仮説検定を試みる．

4.4.2　限界反射率の算出方法

限界反射率は式 (4.2) にあるように，路面輝度，鉛直面照度，そして輝度差弁別閾を用いて算出される．以下では，空間的照度分布モデルをベイズ推定することによって獲得されるパラメータの標本平均値 $\tilde{\boldsymbol{\beta}}$，$\tilde{\rho}$ を用いて，路面輝度，鉛直面照度，輝度差弁別閾を算出する方法を記す．

(a) 路面輝度の算出

路面輝度は逐点法 [22] を用いて算出する．逐点法はある 1 点における複数光源からの水平面照度を求める方法である．本研究では，ある 1 点における各光源からの水平面照度を，推定によって獲得されるパラメータの標本平均値 $\tilde{\boldsymbol{\beta}}$，$\tilde{\rho}$ を用いて算出し，輝度換算係数 [23] を乗じることで路面輝度を算出する．**図–4.10** に示すような任意の 1 点 $\dot{n}$ を考える．特性 m の照明の光源から路面に照射される光線と路面に対する垂線とがなす角を γ^m，照明ランプ

から路面に対して垂直に下ろした線と路面の交点を H とすると，線分 $\dot{n}$H と進行方向に対する平行線とがなす角を α^m とする．このとき，点 $\dot{n}$ が，1 つの特性 m の照明ランプから受ける路面輝度を Lr^m，1 つの特性 m の照明ランプが与える水平面照度を Eh^m とすると，

$$Lr^m = \frac{{r_{tc}}^m}{\cos^3 \gamma^m} Eh^m \tag{4.51}$$

と表すことができる．ただし，${r_{tc}}^m$ は輝度換算係数であり，γ^m と α^m によって決定される [23]．ある区間 n における路面輝度 Lr_n は，トンネル全体の照明ランプ，すなわち区間 $k(k = 1, \cdots, N)$ に設置された特性 $m(m = 1, \cdots, M)$ の照明ランプから供給される路面輝度の和で表される．ここで，区間 n において路面輝度を算出する 1 点を，区間の中央の位置とする．また，個々の照明ランプが与える水平面照度は，推定したパラメータ $\tilde{\boldsymbol{\beta}}$，$\tilde{\rho}$ を用いて表されることから，

$$Lr_n = \sum_{k=1}^{N} \sum_{m=1}^{M} \frac{{r_{tc}}_k^m}{\cos^3 \gamma_k^m} \tilde{\rho}^{|n-k|} \tilde{\beta}_m x_k^m \tag{4.52}$$

と表すことができる．ここで，${r_{tc}}_k^m$ および γ_k^m は，それぞれ，区間 k における種類 m の照明ランプに対する輝度換算係数および角度を示す.

(b) 鉛直面照度の算出

推定された水平面照度を用いて，トンネル内の鉛直面照度を算出する．ある区間 k における水平面照度 Eh_k が区間 n に与える鉛直面照度 $Ev_{n,k}$ は，幾何的関係より以下のように表される．

$$Ev_{n,k} = \frac{|n-k|l}{h} Eh_k \tag{4.53}$$

ただし，h は照明ランプの設置高さ，l は区間長である．トンネル照明において鉛直面照度は水平面照度と異なり，進行方向に対して後方の照明の影響しか受けない．したがって，ある区間 n における鉛直面照度 Ev_n は，区間 n より後方に設置されている照明ランプ，すなわち区間 $k(k = 1, \cdots, n)$ に設置された特性 $m(m = 1, \cdots, M)$ の照明ランプから供給される鉛直面照度の和で表され，個々の照明ランプが与える水平面照度は路面輝度と同様に表されることから，

$$Ev_n = \sum_{k=1}^{n} \sum_{m=1}^{M} \frac{(n-k)l}{h} \tilde{\rho}^{n-k} \tilde{\beta}_m x_k^m \tag{4.54}$$

となる．

(c) 輝度差弁別閾の算出

輝度差弁別閾とは運転者が視認できる対象物の輝度とその背景の輝度の差の最小値と定義される．輝度差弁別閾 $\Delta Lmin$ は以下の式で与えられる [24]．

$$\Delta Lmin = \Delta Lmin(L_{raf}) + \Delta Lmin(L_{eq} + L_b) \times K \tag{4.55}$$

ここで，L_{raf} は中心窩順応輝度，L_{eq} は等価光幕輝度，L_b は対象物の背景輝度，K は補正係数であり，本研究の対象とするトンネル照明の場合，補正係数 $K = 6.25$ で与えられる [25]．式 (4.55) の $\Delta Lmin(L_{raf})$，$\Delta Lmin(L_{eq} + L_b)$ はそれぞれ，

$$\ln(\Delta Lmin(L_{raf})) = 0.089 \ln({L_{raf}}^2) + 0.13 \ln(L_{raf} - 1.56) \tag{4.56}$$

$$\ln(\Delta Lmin(L_{eq} + L_b)) = \ln(L_{eq} + L_b) - 1.64 \tag{4.57}$$

で与えられる [24]．本研究では中心窩順応輝度 L_{raf} には推定によって得られた路面輝度を，背景輝度 L_b には進行方向に対して当該区間より 1 つ後方の区間の推定によって得られた路面輝度を採用する．等価光幕輝度 L_{eq} は観測者の目に直接入射する光であり，次式で表される [26),27]．

$$L_{eq} = 10 \times \frac{Eg}{\nu^2} \tag{4.58}$$

ここで，Eg は運転者の眼の位置における鉛直面照度と定義される角膜照度（lx），ν は視線とグレア源となる照明器具と角度，係数の 10 は年齢やその他の要因によって決定される定数である．等価光幕輝度についても，路面輝度，鉛直面照度と同様に定期点検からは，獲得されていない．しかし，等価光幕輝度はおもに配光によって決定され，配光は設計時の状態から変化することはない．したがって，等価光幕輝度に関しては設計時の条件からシミュレーションによって算出したものを用いることとする．

4.5　適用事例

4.5.1　適用事例の概要

本研究では実際の片側一車線対面通行，対称照明方式であるトンネルの上下線を対象とする．設計図面より，トンネル内の照明の位置，照明の種類（基本照明は高圧ナトリウムランプ，非常駐車帯の照明は蛍光灯），非常駐車帯の位置などのトンネル照明に関する情報を得た．トンネルは延長 2,794m であり，照明配列は向き合わせ，照明灯具の設置間隔は 12.5m の等間隔であり，照明灯具の設置高さは 4.8m であった．

(a) 反射率分布に関するデータ概要

本研究で対象とするトンネルにおいて，獲得された落下物のデータが少ないことから，落下物の反射率分布を推定することが困難であった．そこで，本研究では，高速道路会社が保有する路上落下物に関する調査データ（以下，路上落下物データ）を代用する．路上落下物データは，2001 年から 2003 年の特定期間内に A 市と B 市において回収された 1,318 個の路上落下物データである．いずれの落下物も事故等の直接的な原因となっていない．ただし，直接事故原因につながる可能性を考慮して，20cm × 20cm 以上の大きさのものを抽出している．また，それぞれの落下物に対して，1）落下物の反射率，2）落下物の品目名，3）調査日，4）調査場所，5）落下物の色，6）落下物のマンセル値の情報が記載されている．なお，高速道路においてトンネルを含む道路区間と，トンネル区間のみとを比較したときに落下物特性に相違があるか否か，また直接的な事故原因となった落下物と，全落下物とを比較したときに相違がないか否かに留意する必要がある．本研究ではこの点に関しての検討はデータの獲得状況からできておらず，今後の課題としてあげるにとどめたい．混合ベータモデルを推定する前に，路上落下物データに対して 1 次分析を実施する．**表–4.1** に落下物品目とそのデータ数，および割合を示している．落下物の品目は**表–4.1** に示す 8 項目であり,「その他」の割合が 35.7%と最も高く，次いで「タイヤ」が 16.1%,「金属」が 12.7%,「木材」が 12.5%となっている．落下物の反射率分布を推定する際，式 (4.22) に示すように混合率 $\hat{\boldsymbol{\pi}}$ は品目の割合によって決定されるため，先にあげた割合の高い「その他」,「タイヤ」の反射率分布が，高速道路上落下物の反射率分布に大きく影響すると考えられる．つぎに，路上落下物データから得られる反射率の値の相対度数を用いて，高速道路上

表 – 4.1　路上落下物データの概要

品目 (i)	データ数	割合
ビニルシート (i = 1)	66	5.0%
ダンボール (i = 2)	56	4.2%
木材 (i = 3)	165	12.5%
布 (i = 4)	81	6.1%
タイヤ (i = 5)	212	16.1%
金属 (i = 6)	167	12.7%
自動車部品 (i = 7)	100	7.6%
その他 (i = 8)	471	35.7%
合計	1,318	

落下物の反射率分布，およびその累積存在確率を算出した．**図–4.11**，**図–4.12** にその結果示す．ただし，反射率の階級の刻み幅は 0.01 であり，合計で 100 の階級に分けられている．**図–4.11** より，反射率 0.04～0.05，0.27～0.41，0.50 付近に峰が見られるため，高速道路上落下物は様々な反射率を有することが確認できる．

(b) 空間的照度分布に関するデータ概要

路面輝度，鉛直面照度，輝度差弁別閾を算出するための水平面照度のデータは，2011 年 3 月の夜間に照度測定車によって獲得されたものを用いる．照度測定車による実測生データ（以下，照度測定データ）は測定した照度を 1m 間隔で平均をとったものであるが，本研究では区間長 l を 6.25m と設定し，区間の照度は区間内の照度の平均を採用する．これにより，1 エリアに対して区間数は上り線，下り線でそれぞれ 448 区間であり，合計で 896 区間となった．また，片側一車線対面通行であるため車線数 $T = 1$ であり，エリア数は 3 となる．本研究で対象とするトンネルでは，上り線，下り線に対してそれぞれ 3 箇所の非常駐車帯が配置されており，2.2m 間隔で照明ランプが密に設置されている．さらに，照度測定と同時期に，点検によって不点ランプの位置が確認されている．本適用事例では，点検によって獲得された位置に加え，照度測定後直近の点検によってランプが取り替えられたものに対しても，不点として扱うものとする．不点が確認されている位置に対しては，照明が設置されていないものとして扱うこととする．以上のデータに基づいて，空間的照度分布モデルを推定する．

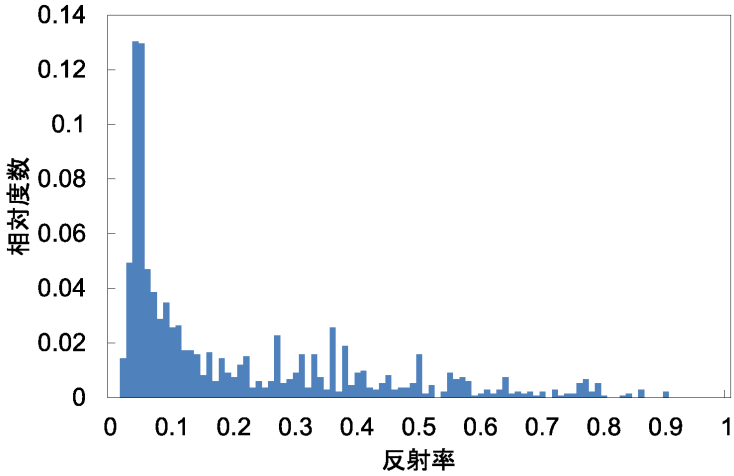


図 – 4.11　高速道路上落下物の反射率分布 (1 次分析)

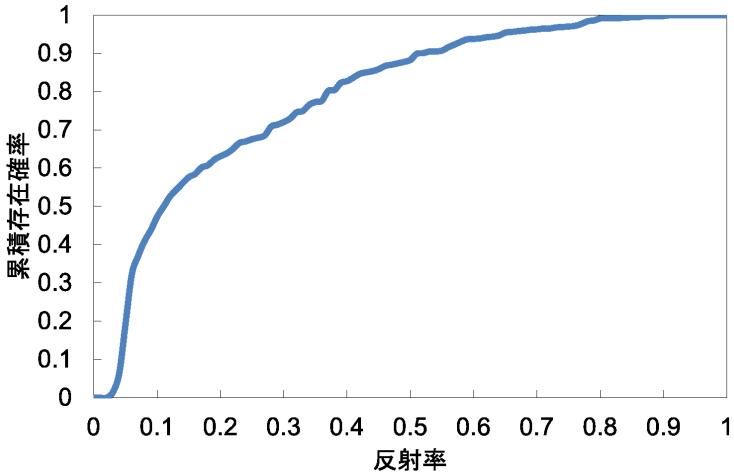


図 – 4.12　高速道路上落下物の反射率累積分布 (1 次分析)

4.5.2　推定結果

(a) 混合ベータモデルの推定結果

4.5.1 に述べた路上落下物データを用いて混合ベータモデルを推定する．はじめに，品目に関する混合率の最尤推定値 $\hat{\boldsymbol{\pi}}$ を求め，続いて，各品目における最適混合数 $\hat{J}_i$，未知パラメータベクトル $\hat{\boldsymbol{\theta}}_i$，混合率 $\hat{\boldsymbol{\phi}}_i$ を推定する．その際，すべての品目 i に対して，最大混合数 $J_i^{max} = 10$ と置き，混合数ごとに AIC を算出したのち，式 (4.28) を用いて最適混合数 $\hat{J}_i$ を推定した．推定結果を**表–4.2**，**表–4.3** に示す．ただし，すべての未知パラメータベクトルの最尤推定値を掲載すると煩雑になるため，**表–4.2** に品目に関する混合率 $\hat{\boldsymbol{\pi}}$，最適混合

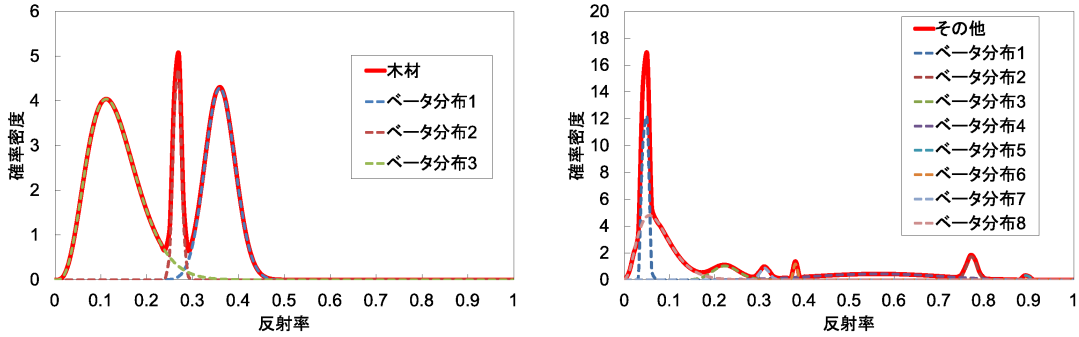
表 – 4.2　$\hat{\boldsymbol{\pi}}$，$\hat{J}_i(i = 1, \cdots, 8)$ の推定結果

品目 (i)	混合率 $\hat{\pi}_i$	最適混合数 $\hat{J}_i$	AIC
ビニルシート ($i = 1$)	0.050	5	-148.31
ダンボール ($i = 2$)	0.042	1	-94.01
木材 ($i = 3$)	0.125	3	-294.71
布 ($i = 4$)	0.061	4	-133.05
タイヤ ($i = 5$)	0.161	1	-1,476.19
金属 ($i = 6$)	0.127	2	-147.42
自動車部品 ($i = 7$)	0.076	2	-113.26
その他 ($i = 8$)	0.357	8	-756.51

表 – 4.3　木材 ($i = 3$) を対象とした $\hat{\boldsymbol{\theta}}_3$，$\hat{\boldsymbol{\phi}}_3$ の推定結果

ベータ分布 j	$\hat{\phi}_{3,j}$	$\hat{a}_{3,j}$	$\hat{b}_{3,j}$
1	0.35	76.61	136.02
2	0.11	772.78	2,126.44
3	0.54	4.82	31.52

数 $\hat{J}_i(i = 1, \cdots, 8)$ を，**表–4.3** に「木材 ($i = 3$)」の最尤推定値 $\hat{\boldsymbol{\theta}}_3$，$\hat{\boldsymbol{\phi}}_3$ のみを掲載している．**表–4.2** より，品目ごとの反射率分布を構成するベータ分布の数がわかり，たとえば,「ビニルシート」においては $\hat{J}_1 = 5$ より反射率分布は 5 つのベータ分布の重ね合わせ,「木材」においては $\hat{J}_3 = 3$ より 3 つのベータ分布の重ね合わせで表現されることがわかる．一般的に，混合数が大きいほど，モデルの適合性は高くなるが，今回の推定結果ではすべての品目において最適混合数が最大混合数として設定した 10 と一致していない．これは，データ数が少ないことや，獲得したサンプル固有の統計的特性が AIC の比較により排除され，より汎用性のあるモデルが決定されたためであると考えられる．さらに,「木材」の反射率分布に着目すると，**表–4.3** より，ベータ分布 3 の混合率が $\phi_{3,3} = 0.54$ と最も大きく，ベータ分布 3 のベータ分布 $\mathcal{B}(4.82, 31.52)$ が「木材」の反射率分布に最も大きな影響を，続いてベータ分布 1 のベータ分布 $\mathcal{B}(76.61, 136.02)$，ベータ分布 2 のベータ分布 $\mathcal{B}(772.28, 2126.44)$ の順に影響を及ぼしていることがわかる．推定された品目ごとの反射率分布の例として,「木材」と「その他」の反射率分布を**図–4.13** に示す．最適混合数が 8 と最も大きい値をとった「その他」の反射率分布では，最も多くの峰が確認できる．推定された品目ごとの反射率分布を重ね合わせることにより，高速道路上落下物の反射率分布を表現することができる．



(a) 「木材」の反射率分布　　(b) 「その他」の反射率分布

図 – 4.13　落下物品目ごとの反射率分布

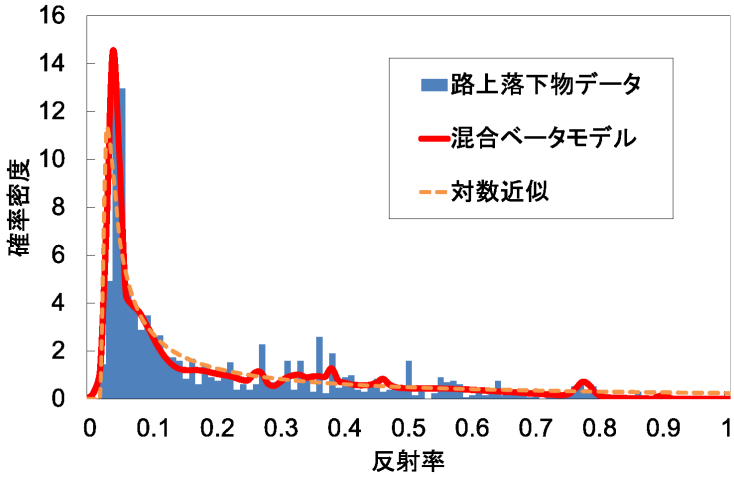


図 – 4.14　高速道路上落下物の反射率分布 (推定結果)

図–4.14 に推定された高速道路上落下物の反射率分布（混合ベータモデル，赤実線）を，**図–4.15** にその累積分布を示す．**図–4.14** には，先述した路上落下物データによる反射率分布（青棒）および，対数近似によって算出した反射率分布（橙破線）も併記している．また，**図–4.15** には，従来用いられていた Smith 曲線（黒点線）も記している．**図–4.14** より，対数近似では表現することができなかった複数の峰を表現できていることが確認できる．また，**図–4.15** より，推定された混合ベータモデルの反射率累積分布が，対数近似曲線よりも実測値を精緻に表現できていることを視覚的に確認できる．特に，反射率 5%付近から 20%付近において，対数近似曲線が実測値を下回っているのに対して，混合ベータモデルにおいては実測値との適合性が良いことがわかる．これらの結果は，本研究で提案したモデルが従来のモデルに比べ，実データをより高精度に表現していることを示唆している．

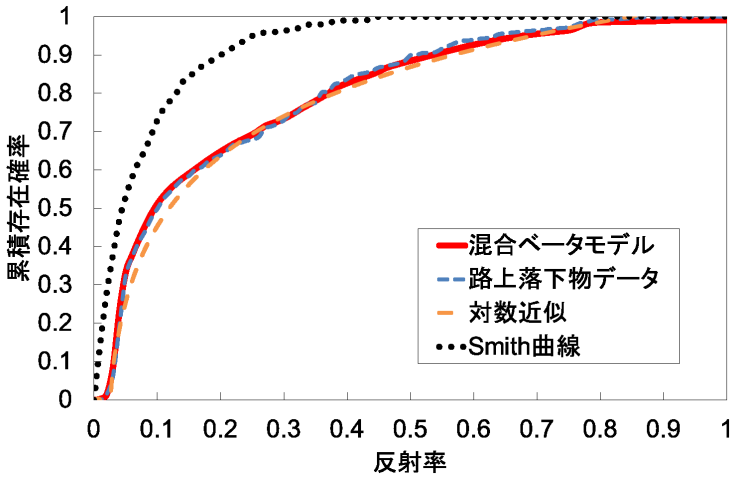


図 – 4.15　高速道路上落下物の反射率累積分布 (推定結果)

表 – 4.4　空間的照度分布モデルの推定結果（対象：車線方向左側 $t = 1$）

事後分布 統計量	通行車線側 基本照明 β_1	反対車線側 基本照明 β_2	通行車線側 非常駐車帯 β_3	反対車線側 非常駐車帯 β_4	空間的 自己相関 ρ	誤差項 標準偏差 σ
推定値 90%信用域 Geweke 検定量	44.04 (41.0，47.0) 0.041	15.27 (12.3，18.2) 0.045	39.19 (35.1，43.2) 0.064	6.55 (2.53，10.5) 0.052	0.310 (0.30，0.32) -0.002	13.67 (13.1，14.2) 0.004
対数尤度	-3,692					
AIC	7,397					

(b) 空間照度分布モデルの推定結果

本研究では空間的照度分布モデルの特性変数として，通行車線であるか反対車線であるか，および，基本照明であるか非常駐車帯照明であるか，の組合せによって表される特性を用いた．特性 m は，

$$\begin{cases} m = 1 & \text{通行車線，基本照明} \\ m = 2 & \text{反対車線，基本照明} \\ m = 3 & \text{通行車線，非常駐車帯照明} \\ m = 4 & \text{反対車線，非常駐車帯照明} \end{cases} \tag{4.59}$$

となった．したがって，エリア t における未知パラメータベクトル $\boldsymbol{\theta}$ は $\boldsymbol{\theta} = (\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \rho, \sigma)$ の 6 つとなる．

一例として，エリア 1($t = 1$) に対して空間的照度分布モデルを適用した推定結果を**表–4.4** に示す．**表–4.4** にはパラメータの標本平均値（以下，推定値と呼ぶ），パラメータの 90%信

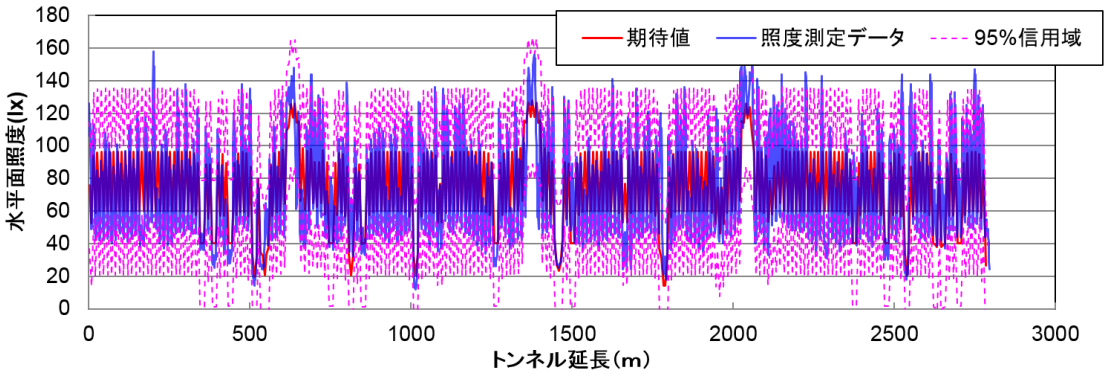


図 – 4.16　水平面照度の期待値と照度測定データ（車線方向左側 $t = 1$）

用域 $(\underline{\theta}_k^{\kappa}, \overline{\theta}_k^{\kappa})$，Geweke 検定量，対数尤度，さらに AIC を示してある．様々な特性変数の組み合わせに対して推定を行い，最小の AIC をとるモデルを最適なモデルとして採用する．推定の結果，本研究ではすべての特性変数を採用した．ギブスサンプリングによる乱数発生数に関しては，$\underline{n} = 5,000$，$\overline{n} = 15,000$ とし，10,000 個を保存した．Geweke 検定量はいずれも絶対値で 1.96 を下回っており，有意水準の 5%で収束仮説を棄却できないことがわかる．表中のパラメータ $\beta_m (m = 1, 2, 3, 4)$ の推定値は特性 m を満たす照明が，当該区間に与える照度の数値を表している．例えば，β_1 の推定値は通行車線側の基本照明が点灯していれば，44.04(lx) の照度を与えることを表している．また，空間的自己相関パラメータ ρ の推定値は，当該区間の照度を 0.310 の割合で減少した値を隣接区間に与えていることを示す．空間的照度分布モデルの期待値と照度測定データを**図–4.16** に示す．図中には照度測定データを青線で，空間的照度分布モデルの期待値を赤線で，空間的照度分布モデルの期待値の 95%信用域を桃色点線で示している．同図より，照度測定データの全体的な傾向が空間的照度分布モデルの期待値の 95%信用域のなかで表現されていることが見て取れる．

4.5.3　総視認率の算出

これまでの推定によって獲得された推定値を用いて，総視認率を算出する．基本照明部において，照明ランプが設置されておらず，区間周辺で不点が発生していない代表的な 1 つのエリアに対する 1 区間 $(n = 320, t = 1)$ を例にあげて総視認率を具体的に算出する．このとき，路面輝度，および鉛直面照度は，推定結果と式 (4.52)，(4.54) より，それぞれ 3.44(cd/m^2)，17.7(lx) となった．また，シミュレーションより等価光幕輝度は 0.1078(cd/m^2) となり，路面

表 – 4.5　各位置での総視認率の値

代表位置	平均総視認率 (%)	最大値	最小値
全体	75.2	100.0	1.2
基本照明部	78.6	97.2	55.4
非常駐車帯照明部	82.0	96.1	71.2
不点発生位置付近	70.7	100.0	1.2

輝度とともに式 (4.55) に代入すると輝度差弁別閾は 2.57(cd/m^2) となった．これらを用いて算出した限界反射率はシルエット視によるものが 9%，逆シルエット視によるものが 61%となった．以上より，算出した限界反射率と推定した反射率分布を式 (4.1) に用いると，総視認率は**図–4.17** のように 55.4%と算出される．

上述した総視認率算出の手順により，トンネル全体の総視認率を算出した．**図–4.18** には，トンネル内の基本照明部，非常駐車帯照明部および不点発生位置付近の代表的な 3 つの位置における総視認率を示す．ただし，対象トンネルは片側一車線対面通行であるため通行車線は $T = 1$ であるが，トンネル全体を考慮する際には，反対車線も通行車線と同様に進行方向に対してモデルを適用することができ，トンネル全体としてはエリア数が 6 となっていることに留意して欲しい．また，トンネル全体および**図–4.18** にあげた各位置の総視認率の値を**表–4.5** に示す．ただし，**表–4.5** の値は各位置の上り方向一車線に対して獲得された値である．**表–4.5** に示すように，平均総視認率についてはいずれの位置においても大きな差はみられない．一方で，評価単位を区間，エリアに細分化した場合，例えば基本照明部では，最大値が 97.2%であるのに対し，最小値は 55.4%と，区間，エリアによって大きな差がみられることが確認された．また，不点発生位置付近の最大値は 100%であり最小値は 1.2%であることも確認できた．不点発生位置付近において総視認率の最大値を記録した区間は不点発生区間から 2 つ隣の区間であり，これはこの区間が不点発生による鉛直面照度の低下の影響を最も受けた区間であったためである．一方で，最小値を記録した区間は不点発生区間ではなく不点発生区間から 1 つ隣の区間であった．これはこの区間が不点発生による路面輝度の低下の影響を最も受けた区間であったためである．

本研究では，基本照明部だけでなく非常駐車帯照明部や不点発生位置付近のような特殊な環境での総視認率の算出を行うことで，トンネル全体の視認性を連続的に評価すること

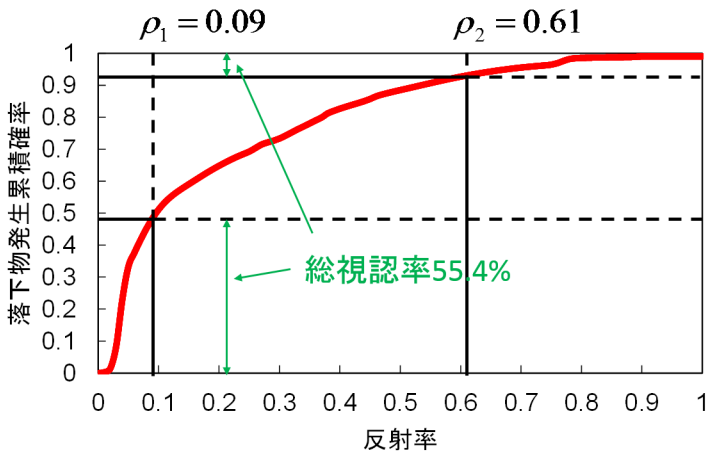
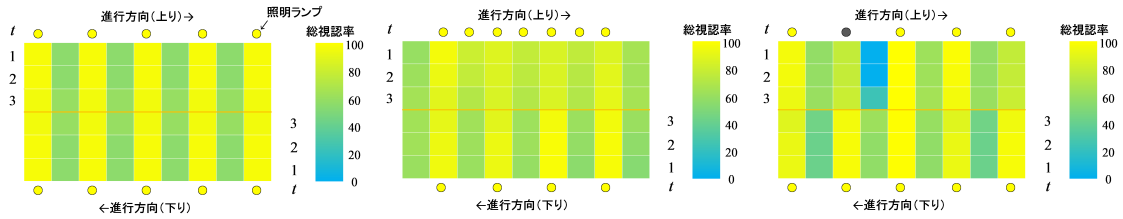


図 – 4.17　総視認率の算出例 (n = 320, t = 1)



(a)　基本照明部　(b) 非常駐車帯照明部　上り　(c) 不点発生位置付近

図 – 4.18　各位置における総視認率

を可能にした．また，不点発生位置などの局地的な区間，エリアの視認性評価もできることから，今後総視認率を用いた不点リスクの評価への展開が期待される．

4.5.4　実用化への示唆

照明施設の主目的は，いかなる状況下にあっても安全走行に必要な視環境を運転者に提供することである．しかし，その反面で社会基盤施設として，建設・維持管理費の削減も同時に要請されている．このため，照明マネジメントにおいては，1）照明方式等照明要件を満たし，建設・維持管理費を考慮した設備設計と，2）供用後の安全かつ効率的な維持管理が重要となる．本研究の成果に基づくと，これらの課題解決に対するいくつかの示唆を得ることができる．

従来は照明設備設計を行う際，平均路面輝度と輝度均斉度を満足するように，照明方式や器具設置間隔等が決定されてきた．しかしながら，既述してきたとおり，路上障害物の視認方法にはシルエット視と逆シルエット視が存在するものの，現行の設計手法では，こ

れらを考慮することは困難であった．これに対して，総視認率に基づく設計手法では，これらを定量的に考慮して設計することが可能となる．さらに，著者は既往研究において，トンネル内で均一な視認率となる所要路面輝度が，照明器具の配光で異なることを明らかにしている[3)]．総視認率に基づく照明設計を導入することで，省エネルギー化の観点でも効率的な設備構築が可能であると考えられる．また，総視認率に基づく設計などにおいて，路上障害物の反射率分布は，重要な決定要素となる．本研究で検討した反射率分布の推定方法は，地域，季節等により視認対象とする落下物の反射率が異なる場合にあっても推定が可能である．このことは，今後，高速道路のみならず，一般道路への適用として，例えば，交差点を対象に歩行者の衣服の反射率などを考慮すれば，落下物と歩行者に対応した反射率累積分布を得ることができる．このように，本研究での反射率累積分布の算出に関する方法論は，総視認率による様々な道路・トンネル照明設計に寄与する．

つぎに，照明設備の維持管理（錆等による構造的劣化を除く）について，現在，定期的に実施されているのは，水平面照度の測定とランプ不点確認のみである．これは，既述した現行基準が，路面輝度を確保すれば視認性が確保されることを保障しているためである．しかしながら，トンネル内の水平面照度を連続的に測定することで，トンネル全体の水平面照度の変化は把握できるにもかかわらず，現行基準が視認性を直接的に表現できていないために，得られたデータからは器具発光面の汚損を把握する程度にとどまっている．一方，総視認率は，視認性を直接的に評価できる視標であるが，これまでの総視認率に関する研究・適用事例は，灯具 1 スパンの評価を全体の評価として扱ったもので，実点検データ（水平面照度，不点位置）によるトンネル全体を連続的に評価した事例は皆無である．本研究で検討した，空間的照度分布モデルは，水平面照度測定データと不点位置情報から，トンネル全体の総視認率による評価を可能としている．したがって，これまでの汚れの把握（および予測）のみならず，視認性の評価（およびその劣化予測）を可能とする照明マネジメント（維持管理）の有効性を示唆していると言える．

昨今，LED が照明光源として急速に普及しており，これまで困難であった配光制御が容易になっている．従前の高輝度放電灯＋反射板による照明器具は，建設電気協会，道路各会社などにより規定された機材仕様書に照明率曲線が記載されていたことから，配光形状がおおよそ確定し，製造会社による違いは少なく，光源の劣化の際もその配光は変化しな

い．しかしながら，LED を用いた照明器具は，配光や LED ユニット構成が各社各様となっている．一部の LED ユニットの故障による減光が生じた際，路面の水平面照度および鉛直面照度は大きく変化することが想定されるが，本研究で提案した手法を用いれば，その地点の視認性を把握することができる．このような観点からも，今後は総視認率に基づく設計を標準化していくことが重要であると考えられる．

これまでは，対称配光の器具が一般的であったが，LED の動向により，非対称の配光をもつ照明器具による照明施設が増加すると考えられる．その際には，鉛直面照度のデータが不可欠であり，効率的に測定する手法の開発が重要である．さらに，空間的照度分布モデルは，対称配光を対象に検討したが，今後は，上述の観点から，非対称配光に対するモデルの開発が重要である．今回は，実データからの現状の視認性評価を行ったが，光源の有無に点灯時間の情報を加えることで，視認率の低下予測も可能となり，清掃頻度，ランプ交換の戦術レベルのみならず，構造検査（錆等による構造的劣化状況）の点検データを用いた劣化予測と組み合わせて，照明施設の一斉更新などの戦略レベルの意思決定に必要な情報を提供することが可能となると考えられる．

4.6 おわりに

本研究ではトンネル照明施設の路上落下物に対する視認性向上および省エネルギー化を目的として，総視認率に基づく視認性評価手法を提案した．具体的には，実際の点検から得られたデータを用いて，1）反射率分布と 2）限界反射率を推定し，3）総視認率を算出するための方法論を提示した．その結果，反射率分布については，落下物の品目あるいはその品目内の種類ごとの反射率分布特性を統計的な根拠に基づき分別，可視化することにより，反射率の路上落下物データをより高精度に表現することが可能となった．限界反射率の算出については，実際の点検で獲得された水平面照度をもとに，個々のランプが持つ水平面照度を推定し，その結果を用いて間接的に路面輝度，鉛直面照度，輝度差弁別閾を算出することで，供用時における限界反射率の算出を可能にした．これらの方法論に基づき総視認率を算出することで，トンネル全体の視認性を連続的に評価することを可能にした．以上のような研究成果を踏まえると，総視認率の実務への活用について 2 つの方向性を展望できる．1 つは，設計時における視認性の評価に関するものであり，反射率分布の

高精度化により，シルエット視，逆シルエット視のような視認性を定量的に考慮した照明方式の決定が可能となる．提案手法は，地域，季節などにより視認対象とする落下物の反射率が異なる場合でも推定が可能であることから，総視認率に基づく照明設計が，高速道路だけでなく，一般道路についても拡張し得ることを示唆している．いま 1 つは，供用時におけるものであり，トンネル全体の視認性を連続的に評価することを可能にしたことによって，視認性の評価の有効性を示唆した．

一方で，本研究には今後取り組むべき研究課題がいくつか存在する．第 1 に，トンネル内の事故に直結した路上落下物データの蓄積が必要である．本研究では情報量の観点から，トンネルを含む高速道路上の落下物データを使用した．トンネル内とトンネル外の落下物，あるいは直接的な事故要因とそれ以外の落下物で反射率特性（分布形状）に相違があるかを確認するとともに，有意な相違が確認された場合にはその影響を考慮した推定手法を開発しなければならない．第 2 に，経年による照明ランプの照度低下の影響を考慮したモデル開発が必要である．限界反射率の精緻化のためには，個々の照明ランプの不確実な照度低下過程をモデル化するとともに，提案手法に組み入れていくことが重要である．第 3 に，より細分化した区間での限界反射率の評価のために，配光の影響を考慮したモデルの開発が必要である．本研究では，限界反射率を算出するにあたり，水平面照度の区間分割を 6.25m と設定した．これは現在のモデルでは配光によって起こる，照明ランプ直下よりもその付近の照度のほうが高い値を示す現象を上手く表現できないためである．より細分化した区間での推定を可能にするために，配光の影響を考慮した空間重み付け行列の開発が必要となる．

参考文献

1) Waldram，J. M. : The revealing power of street lighting installation，Trans. Illum．Engng．Soc．(London)，pp.173-185，1938.

2) Narisada，K.，Karasawa，Y. and Shirao，K. : Design，Parameters of road lighting and revealing power，Proceedings of the CIE，San Diego，Vienna，2003.

3) 平川恵士，唐澤宜典：道路照明の配光と路上視対象物の視認性に関する一考察，電気学会論文誌，Vol.133，No.7，2013

4) 平川恵士，唐澤宜典，舟木，吉田：トンネル照明の視認性評価指標に関する検討，照明学会誌 Vol.97，No.5，2013

5) Smith，F. C.: Reflection Factor and Revealing Power，Trans. Illum．Engng．Soc．(London)，Vol.13，pp.196-206，1938.

6) 岡田晃夫，加賀哲記，伊藤勇人，坂本正悦：トンネル照明における総視認率の検討，照明学会誌，90-8A，pp.495-503，2006.

7) (財) 高速道路調査会：高速道路の照明技術に関する調査検討報告書，2012.

8) Harris，A.J. and Christie，A. W.：The revealing power of street lighting installations and its calculation，Trans. Illum．Engng．Soc．(London)，pp.120-128，1951.

9) 建設電気技術協会：道路・トンネル照明における視認性について，Vol.1，No.43，pp.9，2003.

10) Anselin，L.: *Spatial Econometrics: Methods and Models*，Kluwer academic publishers，1988.

11) Bishop，C. M.（元田浩他監訳）：パターン認識と機械学習 上 ベイズ理論による統計的予測，丸善出版，2012.

12) 山添史郎：得点分布からみた選抜試験について，滋賀大学教育学部紀要　自然科学，No.49，pp.25-28，1999.

13) 北本朝展，高木幹雄：ミクセルの内部構造を反映する面積占有率密度を用いた画像分類法，電子情報通信学会論文誌，Vol.J81，D-2，No.11，pp.2582-2597，1998.

14) Dempster，A. P.，Laird，N. M. and Rubin，D. B.: Maximum Likelihood from Incomplete Data via the EM Algorithm，*Journal of the Royal Statistical Society*，*Series B(Methodological)*，39(1)，pp.1-38，1977.

15) Bishop，C. M.（元田浩他監訳）：パターン認識と機械学習 下 ベイズ理論による統計的予測，丸善出版，2012.

16) 坂元慶行，石黒真木夫，北川源四郎：情報量統計学，共立出版，1983.

17) 小長谷一之：空間計量経済学（Spatial Econometrics）における固有値問題，大阪市大「季刊経済研究」，Vol.26，No.2，pp.33-48，2003.

18) 小長谷一之：空間計量経済学（Spatial Econometrics）における空間的外部性の扱い方について，大阪市大「季刊経済研究」，Vol.25，No.4，pp.75-90，2003.

19) 和合肇編：ベイズ計量経済分析，マルコフ連鎖モンテカルロ法とその応用，東洋経済新報社，2005.

20) 伊庭幸人他：計算統計学のフロンティア–計算統計 II，マルコフ連鎖モンテカルロ法とその周辺，岩波書店，2005.

21) Geweke，J.: Evaluating the Accuracy of Sampling-based Approaches to Calculation of Posterior Moments，*Bayesian Statistics*，Vol.4，pp.169-193，1996.

22) CIE Pub.No.30.2 : Calculation and Measurement of Luminance in Road Lighting 2nd. 1982.

23) CIE Pub. No.66: Road Surfaces and Lighting，1984.

24) Narisada，K. and Yoshimura，Y.: Adaptation luminance of driver’s eye at the Entrance of Tunnel –an Objective Measuring Method，*Transactions of the 3rd International Symposium of Road Lighting Effectiveness*，Karlsruhe，1977.

25) 照明学会，道路照明のビジビリティレベルに関する研究調査委員会報告書，2002.

26) Holladay，L.: The Fundamentals of physiological and visibility，Jour. Opt. Soc. Amer，12,pp.271-319，1926.

27) Adrian，W.: Fundamentals of physiological psychological glare and their numerical representation，1975.

第5章　トンネル照明ランプの不点・光束減衰を考慮したリスクシミュレーションモデル

5.1　はじめに

トンネル照明は道路状況，交通状況を的確に把握するための良好な視環境を確保し，道路交通の安全性を高めるとともに，円滑化を図ることを目的に設置される．管理者はトンネル内の良好な視環境を確保するために，定期的に目視点検や照度測定を実施している．定期点検の頻度を増やし，照明ランプの故障（以下，不点）を早期に発見することで，トンネル内の視環境の確保が可能となる．しかしながら，高頻度の点検は点検費用の増加を招き，結果的に維持管理費用を増加させるため，維持管理業務の効率化にも配慮した最適な点検間隔を決定する必要がある．

現在，トンネル全体の明るさの把握を目的に，路面の水平面照度（以下，照度）が定期的に測定されている．路面の照度低下はトンネル内の視環境へ影響を及ぼすために，トンネル内の照度低下に直結する要因を分析し，将来的なトンネル内の視認性を評価することが重要となる．トンネル内の照度低下の要因の1つと考えられる不点リスクに関して，照明ランプ個々の不点発生過程をワイブル劣化ハザードモデル[1)]で表現し，劣化予測を行うことで期待寿命と期待パスを評価する方法論が提案されている．また，早矢仕等[2)]は照明ランプと照度の関係を空間的相互作用を考慮した空間的照度分布モデルで表現し，個々の照明ランプが供給する照度の大きさ，およびその範囲を分析することで，不点発生時の照度低下リスクを評価している．一方で，照度は照明ランプの光束が減衰することによっても低下する．JIS等では，ランプ寿命として光束維持率が定義されているが，実際の運用によるランプの光束減衰過程の詳細については明らかにされていない．したがって，実際の照度測定を通して獲得されるデータ（以下，照度測定データ）に基づき個々の照明ランプの光束減衰過程を推定する必要があるが，照度測定データは測定地点周辺に設置された複数の照明ランプから供給される照度の総和であるために，個々の照明ランプが供給する照度を識別することは容易ではない．光束減衰による照度低下を考慮した上で，トンネル全

体の空間的な照度分布を推定する方法論を構築し，個々の照明ランプの光束減衰過程，および照明ランプの空間的相互作用を同時に推定する必要がある．

以上の問題意識の下，本研究ではトンネル照明設備に対する最適な点検政策を決定するための方法論の確立を目的として，トンネル内の視認性に関わるリスク評価手法の構築を行う．具体的には，照明ランプの劣化過程である 1）不点発生，2）光束減衰をそれぞれ，ワイブル劣化ハザードモデル，光束減衰を考慮した空間的照度分布モデルで定式化する．その上で，モンテカルロシミュレーションにより，トンネル内の視認性に関わるリスク評価を実施する．以下，**5.2** で本研究の基本的な考え方を述べる．**5.3** で光束減衰を考慮した空間的照度分布モデルについて述べる．**5.4** ではトンネル照明のリスクシミュレーションモデルについて説明する．最後に **5.5** で実際のデータを用いた適用事例を示す.

5.2　本研究の基本的な考え方

5.2.1　既往研究の概要

トンネル照明設備の管理業務において考慮すべきリスクには，灯具の腐食劣化による落下と，照明ランプの不点，または照度低下による障害物視認性の低下がある．上述のリスクの中で，照明ランプの不点による障害物の視認性の低下に着目し，残存率をリスクマネジメント指標として用いた上で，点検・更新頻度が残存率とライフサイクル費用に及ぼす影響を分析した青木等の研究 [3] がある．青木等は，個々の照明ランプの不点発生過程をワイブル劣化ハザードモデル [1] により表現し，一連の照明ランプ群の使用時間分布をマルコフ推移確率を用いて表現している．さらに，二項分布により，点検間隔に応じた残存率の定常分布を表現し，残存率の VaR 指標とライフサイクル費用を考慮した最適点検・更新モデルを提案している [3]．本研究では，残存率では評価することができない連続不点による局所的な照度低下リスク（以下，空間的リスクと呼ぶ）を考慮するために，トンネル内の照度分布から算出される照度維持率をリスクマネジメント指標として提案する．

照度維持率を算出するために必要なトンネル内の照度分布を分析した既往研究として，早矢仕等 [2] の空間的照度分布モデルがあげられる．早矢仕等は，照度測定車によって定期的に獲得される照度測定データを用いて，各照明ランプの有する照度の大きさ，その影響範囲を算出している．さらに，トンネル照明設備の情報（照明ランプの種類，設置数，設

置間隔など）を用いてトンネル内の照度分布を算出している．一方，空間的照度分布モデルの課題として，照明ランプの有する光束が時間の経過により減衰していく過程（光束減衰過程）を表現する必要があることを指摘している．本研究では，早矢仕等が提案した空間的照度分布モデルを発展させ，光束減衰を考慮した空間的照度分布モデルを提案し，トンネル内の照度分布をより精緻に分析する．

以上より，本研究では，トンネル照明設備の最適な点検政策のための方法論の確立を目的として，既往研究で提案されている残存率によるリスク評価だけではなく，照度維持率を用いたリスク評価を実施する．その際，照度維持率を算出するための照度分布を分析する手法として，光束減衰を考慮した空間的照度分布を提案する．筆者等の知る限り，トンネル照明設備のリスク評価として，照度維持率に着目した事例は見当たらない．

5.2.2　現在のリスクマネジメント指標とその問題点

障害物の視認性の低下を考慮する照明基準の 1 つに保守率[4)]がある．保守率は式 (2.1) に示す通り，トンネル照明の照度低下のリスクを設計時点で見込む係数であり，確保すべき照度（設計照度 Et）に対する新設時に見込む照度（初期照度 Ei）との比で定義され，以下に示す 4 つの要素から構成される．

$$M = \frac{Et}{Ei} = Ma \times Mf \times Md \times Mw \tag{5.1}$$

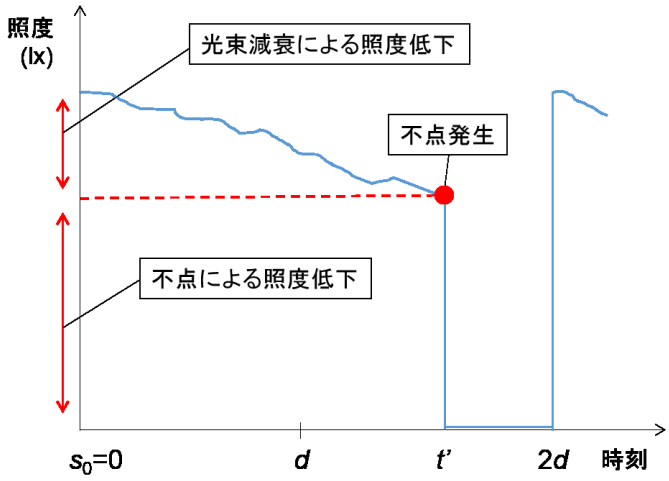
Ma : 光源の光束維持率

Mf : 光源の残存率

Md : 照明器具の汚れによる部分保守率

Mw : 室内面の汚れによる部分保守率

式 (5.1) において，Md，Mw は，照明器具によって照明される場（環境）に関わる要因である．これに関して平川等[5)]は，主に照明器具の汚れとそれによる照度低下に着目し，車両からの累積煤煙量から保守率を設定する手法を提案している．一方，光源の光束維持率 Ma，および光源の残存率 Mf は，光源自身の特性に関わる要因であり，光束維持率については JIS で定義されている定格寿命時の値が用いられている[6)]．しかしながら，JIS の定格寿命が定められた試験方法によるものであること，照明ランプの劣化過程が点灯パターン



図－5.1　単一照明ランプが供給する照度の時間的変化

などの運用によって異なることから，現在一意的に用いられている光束維持率（JIS 値）と現場での実績値との間に乖離があることが指摘されている．また，残存率については道路管理者がトンネル全体に対する照明ランプ交換数実績から設定されているが，トンネル全体に設置された照明ランプの個数による評価であることから，空間的リスクを考慮できていないという課題がある．よって，保守率に代わる新たなリスクマネジメント指標が必要とされている．

5.2.3　照度低下の要因

トンネル内の照度低下を引き起こす要因として，1）照明ランプの不点，2）照明ランプの光束減衰があげられる．これらの要因によって生じ得る，個々の照明ランプの照度低下がトンネル全体の照度低下に直結する．**図–5.1** は，単一の照明ランプが供給する照度の時間的変化を示している．図中 $s_0 = 0$ を照明ランプ設置時刻とする．時間経過とともに光束減衰によって，照明ランプから供給される照度は減少していく．時刻 t' において，照明ランプが不点となると，その後，時刻 d ごとに実施される点検業務により照明ランプが更新されるまで，供給される照度は 0 となる．このように，照明ランプにより供給される照度は，時刻 t' までの照度低下に影響を与える光束減衰，および，照明ランプの不点時刻 t' によって定まる．さらに，トンネル全体に供給される照度を考える際には，トンネル内に設置された全ての照明ランプの空間的影響を考慮しなければならない．本研究では，照明ラ

ンプの不点発生過程をワイブル劣化ハザードモデルによって表現し，任意の時刻における不点の有無を確率的に算出する．さらに，照明ランプの光束減衰過程を指数関数と確率誤差項を用いてモデル化し，照明ランプの空間的影響を空間的照度分布モデルによって表現する．その後，点検業務によって獲得される不点履歴データ，照度測定データを用いて各モデルを推定する．しかし，前述したように，照度測定データは測定地点周辺に設置された複数の照明ランプから供給される照度の総和であるために，個々の照明ランプの光束減衰過程を照度測定データから推定することは容易ではない．したがって，本研究では，不点履歴データを用いてワイブル劣化ハザードモデルを推定し，照度測定データを用いて光束減衰過程および空間的照度分布モデルを同時に推定する．これにより，個々の照明ランプが供給する照度の時間的変化，およびその空間的な影響範囲を算出することができ，リスクシミュレーションへとつなげることができる．

5.2.4　リスクシミュレーションの概要

トンネル内の視認性のリスク評価を実施するためには，トンネル内の照度分布を算出する必要がある．照度分布は，トンネル内に設置された個々の照明ランプによって供給される照度をもとに，それらの空間的な影響を考慮した上で算出される．そのために，個々の照明ランプが有する使用時間や不点状態の情報だけではなく，空間的な位置情報も必要となる．照明ランプの状態推移の解析的な導出は，トンネル内に設置される照明ランプの個数が増大するにつれて組合せの数が爆発的に増加するために，現実的ではない．本研究では，個々の照明ランプの状態推移のサンプルパスをモンテカルロシミュレーションにより発生させ，その後，空間的な影響を考慮して照度分布を算出する．**図–5.2** に，本研究で実施するリスクシミュレーションの概要を示している．**図–5.2** に示すように，モンテカルロシミュレーションでは，M 個の照明ランプ個々の状態が確定される．個々の状態の情報として，1）照明ランプの使用時間，2）不点の有無が含まれ，これらがワイブル劣化ハザードモデルによって算出される．続いて，これらの照明ランプ個々の状態に関する情報と空間的な位置情報を，光束減衰を考慮した空間的照度分布モデルに代入することにより，照度分布が算出される．さらに，本研究では，トンネル内照度分布に基づいて算出可能なリスクマネジメント指標である照度維持率を提案し，2 つのリスクマネジメント指標，1）残

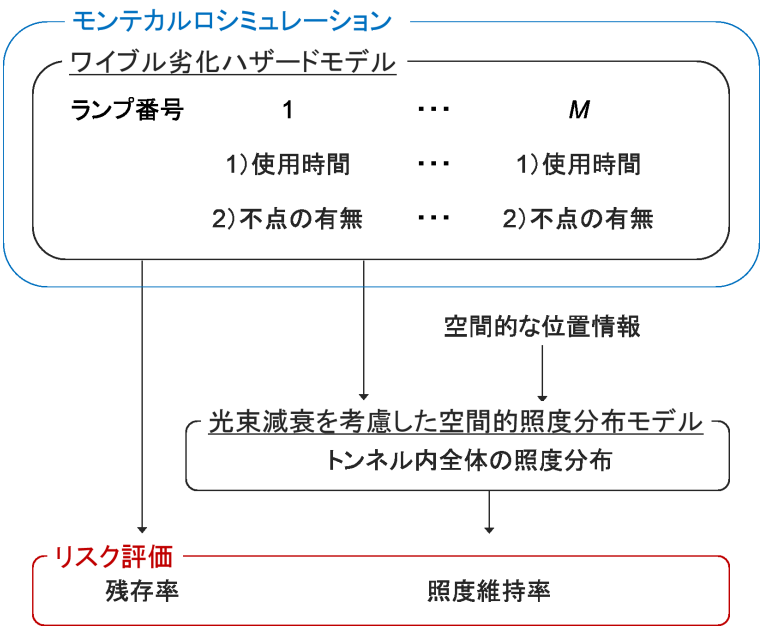


図 – 5.2　リスクシミュレーションの概要

存率，2）照度維持率を用いたリスク評価を実施する．

5.3　トンネル照明の照度分布

5.3.1　モデル化の前提条件

トンネル照明には基本照明と入口照明の 2 種類がある．入口照明は，昼間のトンネル内外の明るさの差を緩和させることを目的に入口付近に設置されており，昼間のみ点灯している．基本照明はトンネル全体に等間隔に設置されており，昼夜に関係なく照度を供給している．本研究では基本照明によるトンネルの照明環境を対象とする．照度は，照度測定車によって定期的に測定される．照度測定車には，前方に 3 つの照度計が設置されており，道路横断方向の左側，中央，右側の照度をそれぞれ連続的に計測する．

対象とするトンネルに対し，時間軸上における同一時刻において同時に照度測定を実施する問題を考える．いま，カレンダー時間軸上に等間隔に設けられた離散的な時刻において点検を実施する管理業務を考える．以下，カレンダー時刻のことを時刻と呼ぶ．初期時刻 τ_0 に対象とするトンネルが新設され，トンネル照明の供用が開始されたと考える．いま，初期時刻 τ_0 を起点とし，無限遠に続く連続時間軸を導入する．さらに，照度測定時刻を $\tau_j (j = 1, \cdots, J)$ と表現する．ここに，τ_j は j 回目の照度測定が実施される時刻を表し，

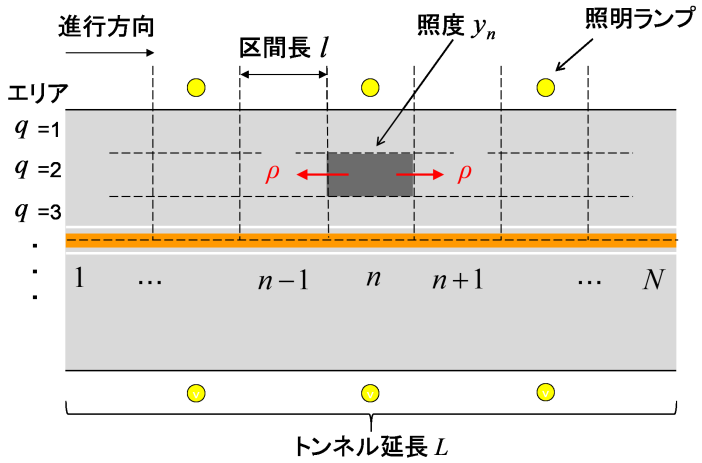


図 – 5.3　トンネルの照明環境

τ_0 は初期時刻と一致する．

図–5.3 に示すように，トンネル延長が L のトンネルに対して，区間長 l によってトンネル全体を N 区間に分割する．ある区間 n（進行方向を考え，入口から出口に向かって $n = 1, \cdots, N$ とする）における照度 y_n は，照度測定車により測定された区間 n における平均照度を用いる．ただし，前述したように照度測定車は道路横断方向の左側，中央，右側の照度をそれぞれ計測するために，1 車線に対して 3 つの照度が測定されることになる．そこで，**図–5.3** に示すように，1 車線を 3 つの区間に分け，細分化した区間を進行方向左側（対面通行の場合，上り進行方向左側）から $q = 1, \cdots, 3Q$ とする．Q はトンネル内の総車線数とし，また，n で示される区間と区別するために，q で示される区間をエリアと呼ぶことにする．以下では任意のエリア q に着目し，各照明ランプが区間 n に与える照度を分析する．また，煩雑さを避けるために，当面の間，エリア q に関する添え字は省略する．また，照明ランプが路面に供給する照度を次のように簡略化して表現する．1）照明ランプは存在する当該区間にのみ照度を供給する．2）照明ランプが当該区間以外に供給する照度に関しては，当該区間に供給する照度を一定比率減少した値とする．3）照度の減少比率は，距離に対して指数関数的であるとする．したがって，ある区間 n における照度 y_n は，両隣の区間の照度 y_{n-1}，y_{n+1}，区間 n における照明ランプが供給する照度，および照度の減少比率によって規定される．

5.3.2　空間的照度分布モデル

照度測定データは，照度の測定地点周辺に設置された照明ランプ全てによって供給される照度の総和である．したがって，個々の照明ランプの照度が獲得されるわけではないために，個々の照明ランプの照度との関係を表すことができない．そこで個々の照明ランプと照度の関係を，空間的自己回帰モデル[7)]（以下，空間的照度分布モデル）を用いて表現し，個々の照明ランプの光束減衰過程を推定する．ここでは，光束減衰を考慮した空間的照度分布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，空間的照度分布モデル[2)]について簡単に述べる．

照明ランプと照度の関係を空間的照度分布モデルを用いて表現する．区間 n における照度は，隣接区間 $n-1$ と $n+1$ の照度が区間 n に供給する照度，および当該区間の照明ランプが供給する照度によって表される．したがって，区間 n における照度 y_n は，両隣の区間の照度 y_{n-1}，y_{n+1} を用いて，

$$y_n = \rho y_{n-1} + \rho y_{n+1} + \sum_{k=1}^{K} x_n^{p,k} \beta_k^p + \eta_n \tag{5.2}$$

と表せる．ただし，$x_n^{p,k}$ は，区間 n の特性を表現する特性変数であり，照明ランプの種類を $p(p = 1, \cdots, P)$，車線の種類を $k(k = 1, \cdots, K)$ としたときに，

$$x_n^{p,k} = \begin{cases} 1 & \text{特性 } p, k \text{ を満たす照明ランプがある} \\ 0 & \text{特性 } p, k \text{ を満たす照明ランプがない} \end{cases}$$

となるダミー変数である．また，ρ は照度の減少比率を示す空間的自己相関パラメータ，β_k^p は特性変数 $x_n^{p,k}$ に対する未知パラメータ，η_n は誤差項であり正規分布 $N(0, \psi^2)$ に従う．

5.3.3　光束減衰を考慮した空間的照度分布モデル

照明ランプの光束は，使用時間に応じて，劣化や煤煙の付着によって減衰する．そのために，個々の照明ランプが供給する照度は時間とともに低下していく．光束減衰の程度を示す指標として，照明ランプ設置時の光束に対する現時点の光束の比で表される，光束維持率[4)]がある．光束維持率は，その定義より，使用時間 $s = 0$ において 1 の値をとり，使用時間 $s = \infty$ において 0 の値をとる．また，照明ランプの光束は照明運用方法，周囲温度，電源電圧等の影響を受けて変化するため，光束維持率は時間に対して必ずしも単調減少にはならない．したがって，光束の減衰過程を光束維持率の時間変化としてモデル化するに

際し，指数関数と確率誤差項を用いて，

$$z^{p,s}(\boldsymbol{\omega}_p) = \exp\left(-\gamma_0^p s^{\gamma_1^p}\right) + \varepsilon^{p,s} \tag{5.3}$$

と表現する．ここで，$\boldsymbol{\omega}_p = (\gamma_0^p, \gamma_1^p, \phi_p)$ であり，γ_0^p は形状パラメータ，γ_1^p は加速度パラメータであり，$\varepsilon^{p,s}$ は正規分布 $\mathcal{N}(0, \phi_p^2)$ に従う誤差項である．また，照明ランプ設置時点の光束 $z^{p,0}(\boldsymbol{\omega}_p) = 1$ を満たすために，$\varepsilon^{p,0} = 0$ とする．式 (5.3) で示される照明ランプの光束減衰を考慮すると，j 回目の点検において測定された区間 n における照度 $y_n^{\tau_j}$ は，j 回目の点検時における各照明ランプの使用時間を $s_{n,j}^{p,k}$（以下，煩雑さを避けるために添え字を省略して s と表記する）として，

$$\begin{aligned} y_n^{\tau_j} &= \rho y_{n-1}^{\tau_j} + \rho y_{n+1}^{\tau_j} \\ &\quad + \sum_{p=1}^{P} z^{p,s}(\boldsymbol{\omega}_p) \sum_{k=1}^{K} x_n^{p,k} \beta_k^p + \eta_n^{\tau_j} \end{aligned} \tag{5.4}$$

$$z^{p,s}(\boldsymbol{\omega}_p) = \exp\left(-\gamma_0^p s^{\gamma_1^p}\right) + \varepsilon^{p,s} \tag{5.5}$$

と表すことができる．ここで，

$$A_p^s(\boldsymbol{\omega}_p) = \exp\left(-\gamma_0^p t^{\gamma_1^p}\right) \tag{5.6-a}$$

$$B_p^n(\boldsymbol{\beta}_p) = \sum_{k=1}^{K} x_n^{p,k} \beta_k^p \tag{5.6-b}$$

$$\{\boldsymbol{\beta}_p = (\beta_1^p, \cdots, \beta_K^p)\}$$

とおくと，式 (5.4) を

$$\begin{aligned} y_n^{\tau_j} &= \rho y_{n-1}^{\tau_j} + \rho y_{n+1}^{\tau_j} \\ &\quad + \sum_{p=1}^{P} \{A_p^s(\boldsymbol{\omega}_p) + \varepsilon^{p,s}\} B_p^n(\boldsymbol{\beta}_p) + \eta_n^{\tau_j} \end{aligned} \tag{5.7}$$

$$\begin{aligned} \Rightarrow y_n^{\tau_j} - \rho(y_{n-1}^{\tau_j} + y_{n+1}^{\tau_j}) - \sum_{p=1}^{P} A_p^s(\boldsymbol{\omega}_p) B_p^n(\boldsymbol{\beta}_p) \\ = \sum_{p=1}^{P} \varepsilon^{p,s} B_p^n(\boldsymbol{\beta}_p) + \eta_n^{\tau_j} \end{aligned} \tag{5.8}$$

と変形することができる．いま，$\varepsilon^{p,s}$ が正規分布 $\mathcal{N}(0, \phi_p^2)$ に従い，$\eta_n^{\tau_j}$ が正規分布 $\mathcal{N}(0, \psi^2)$ に従うことにより，$\sum_{p=1}^{P} \varepsilon^{p,s} B_p^n(\boldsymbol{\beta}_p) + \eta_n^{\tau_j}$ は正規分布 $\mathcal{N}(0, \sum_{p=1}^{P} \{B_p^n(\boldsymbol{\beta}_p)\}^2 \phi_p^2 + \psi^2)$ に従う．

j 回目の照度測定によって，区間 $n (n = 1, \cdots, N)$ に対する観測値ベクトル $\bar{\boldsymbol{\xi}}_n^j = \{\bar{y}_n^{\tau_j}, \bar{\boldsymbol{x}}_n, \bar{\boldsymbol{s}}_{n,j}\}$ が観測されるとする．ただし，$\bar{\boldsymbol{x}}_n = (\bar{x}_n^{1,1}, \cdots, \bar{x}_n^{P,K})$，$\bar{\boldsymbol{s}}_{n,j} = (\bar{s}_{n,j}^{1,1}, \cdots, \bar{s}_{n,j}^{P,K})$ である．このと

き，J 回の照度測定によって，観測値ベクトル $\bar{\boldsymbol{\xi}} = (\bar{\boldsymbol{\xi}}_1^1, \cdots, \bar{\boldsymbol{\xi}}_N^J)$ が観測される尤度は，

$$\mathcal{L}(\boldsymbol{\theta}|\bar{\boldsymbol{\xi}}) \propto \prod_{j=1}^{J}\prod_{n=1}^{N} \frac{1}{\sqrt{\sum_{p=1}^{P}\{B_p^n(\boldsymbol{\beta}_p)\}^2\phi_p^2 + \psi^2}}$$
$$\exp\left\{\frac{-1}{2\left[\sum_{p=1}^{P}\{B_p^n(\boldsymbol{\beta}_p)\}^2\phi_p^2 + \psi^2\right]} \cdot \left[y_n^{\tau_j} - \rho(y_{n-1}^{\tau_j} + y_{n+1}^{\tau_j}) - \sum_{p=1}^{P} A_p^s(\omega_p)B_p^n(\boldsymbol{\beta}_p)\right]^2\right\} \quad (5.9)$$

となる．ただし，未知パラメータベクトルを $\boldsymbol{\theta} = (\boldsymbol{\omega}, \boldsymbol{\beta}, \rho, \psi)$，$\boldsymbol{\omega} = (\omega_1, \cdots, \omega_P)$，$\boldsymbol{\beta} = (\boldsymbol{\beta}_1, \cdots, \boldsymbol{\beta}_P)$ とする．特性変数ベクトル $\bar{\boldsymbol{x}}_n$ に対応する未知パラメータベクトル $\boldsymbol{\beta}$，および誤差項に関する未知パラメータ ψ はエリアごとに異なる値をとる．一方，光束減衰過程の未知パラメータベクトル$\boldsymbol{\omega}$，および空間的自己相関パラメータ ρ はエリアによらず同一の値をとる．したがって，エリア q に関する添え字を省略せず，エリア q において観測される観測値ベクトルを $\bar{\boldsymbol{\xi}}_q$，未知パラメータベクトルを $\boldsymbol{\theta}_q = (\boldsymbol{\omega}, \boldsymbol{\beta}_q, \rho, \psi_q)$ と表記する．さらに，トンネル全体の観測値ベクトルを $\bar{\boldsymbol{\Xi}} = (\bar{\boldsymbol{\xi}}_1, \cdots, \bar{\boldsymbol{\xi}}_{3Q})$，未知パラメータベクトルを $\boldsymbol{\Theta} = (\boldsymbol{\omega}, \boldsymbol{\beta}_1, \cdots, \boldsymbol{\beta}_{3Q}, \rho, \psi_1, \cdots, \psi_{3Q})$ とすれば，トンネル全体で観測値ベクトル $\bar{\boldsymbol{\Xi}}$ が観測される尤度 $\mathcal{L}(\boldsymbol{\Theta}|\bar{\boldsymbol{\Xi}})$ は，

$$\mathcal{L}(\boldsymbol{\Theta}|\bar{\boldsymbol{\Xi}}) \propto \prod_{q=1}^{3Q} \mathcal{L}(\boldsymbol{\theta}_q|\bar{\boldsymbol{\xi}}_q) \quad (5.10)$$

となる．

5.3.4　ベイズ推定の概要

空間的自己回帰モデルの推定手法においては，従来最尤法が適用されることが一般的であった[7]．しかし，現実のアセットマネジメントの場面では，限られた点検データしか入手できない場合が少なくない．限られた点検データに基づいて空間的自己回帰モデルを最尤法により推定した場合，最尤推定量が不偏性を満足せず，推定量に系統的なバイアスが生じる可能性がある．そこで本研究では，空間的照度分布モデルに対して，マルコフ連鎖モンテカルロ法[8]（以下，MCMC 法）を利用したベイズ推定を行う．ベイズ推定は事前情報を活用できるために，データ数が少ない場合であっても比較的精度よくモデル推定を実施できるという利点がある．また，推定量の信用域について検討することが可能であり，リスクマネジメントへの展開が容易であるという利点もある．

一般的なベイズ推定手法では，パラメータの事前分布と，観測情報に基づいて定義され

る尤度関数を用いて，パラメータの事後分布を推定する．ここで，未知パラメータベクトル $\boldsymbol{\Theta}$ が確率変数で，事前確率密度関数 $\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\Theta})$ に従うと仮定する．照度測定データ $\bar{\boldsymbol{\Xi}}$ が与件であるときに，未知パラメータベクトル $\boldsymbol{\Theta}$ の同時事後確率密度関数 $\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\Theta}|\bar{\boldsymbol{\Xi}})$ はベイズの定理より，

$$\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\Theta}|\bar{\boldsymbol{\Xi}}) \propto \mathcal{L}(\boldsymbol{\Theta}|\bar{\boldsymbol{\Xi}})\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\Theta}) \tag{5.11}$$

と近似でき，事前確率密度関数 $\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\Theta})$ と尤度関数 $\mathcal{L}(\boldsymbol{\Theta}|\bar{\boldsymbol{\Xi}})$ により，表すことができる．

5.3.5 事後分布の定式化

事前確率密度関数 $\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\Theta})$ は，

$$\begin{aligned}
\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\Theta}) &= \boldsymbol{\pi}(\omega, \rho, \boldsymbol{\beta}_1, \cdots, \boldsymbol{\beta}_{3Q}, \psi_1, \cdots, \psi_{3Q}) \\
&= \boldsymbol{\pi}(\gamma_0^1, \gamma_1^1, \phi_1, \cdots, \gamma_0^P, \gamma_1^P, \phi_P, \rho, \boldsymbol{\beta}_1, \cdots, \boldsymbol{\beta}_{3Q}, \psi_1, \cdots, \psi_{3Q}) \\
&= \boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\gamma})\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\phi})\boldsymbol{\pi}(\rho)\prod_{q=1}^{3Q}\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\beta}_q)\boldsymbol{\pi}(\psi_q)
\end{aligned} \tag{5.12}$$

と展開できる．ただし，$\boldsymbol{\gamma}=(\gamma_0^1, \gamma_1^1, \cdots, \gamma_0^P, \gamma_1^P)$，$\boldsymbol{\phi}=(\phi_1, \cdots, \phi_P)$ である．式 (5.12) の未知パラメータベクトル $\boldsymbol{\gamma}$，$\boldsymbol{\phi}$，ρ，$\boldsymbol{\beta}_q$，ψ_q の事前確率密度関数をそれぞれ以下のように設定する．はじめに，$\boldsymbol{\gamma}$ の事前確率密度関数 $\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\gamma})$ としては多次元正規分布を用いる．すなわち，$\boldsymbol{\gamma} \sim \mathcal{N}(\boldsymbol{\gamma}_0, \Sigma_{\boldsymbol{\gamma}_0})$ である．同様に，光束減衰モデルの確率誤差項の標準偏差 $\boldsymbol{\phi}$ の事前確率密度関数 $\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\phi})$ を正規分布 $\boldsymbol{\phi} \sim \mathcal{N}(\boldsymbol{\phi}_0, \Sigma_{\boldsymbol{\phi}_0})$，$\boldsymbol{\beta}_q$ の事前確率密度関数 $\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\beta}_q)$ を正規分布 $\boldsymbol{\beta}_q \sim \mathcal{N}(\boldsymbol{\beta}_0^q, \Sigma_{\boldsymbol{\beta}_0^q})$，$\rho$ の事前確率密度関数 $\boldsymbol{\pi}(\rho)$ を正規分布 $\mathcal{N}(\rho_0, P_0)$，空間的照度分布モデルの確率誤差項の標準偏差の事前確率密度関数 $\boldsymbol{\pi}(\psi_q)$ を正規分布 $\mathcal{N}(\psi_0^q, \Psi_0^q)$ に従う確率変数とする．なお，添え字 0 はハイパーパラメータであることを表す．以上から，同時事後確率密度関数は式 (5.11) に式 (5.12) を代入することで，

$$\begin{aligned}
\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\Theta}|\bar{\boldsymbol{\Xi}}) \propto \mathcal{L}(\boldsymbol{\Theta}|\bar{\boldsymbol{\Xi}}) &\cdot \exp\left\{-\frac{1}{2}(\boldsymbol{\gamma}-\boldsymbol{\gamma}_0)'\Sigma_{\boldsymbol{\gamma}_0}^{-1}(\boldsymbol{\gamma}-\boldsymbol{\gamma}_0)\right\} \\
&\cdot \exp\left\{-\frac{1}{2}(\boldsymbol{\phi}-\boldsymbol{\phi}_0)'\Sigma_{\boldsymbol{\phi}_0}^{-1}(\boldsymbol{\phi}-\boldsymbol{\phi}_0)\right\} \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2P_0}(\rho-\rho_0)^2\right\} \\
&\cdot \prod_{q=1}^{3Q} \exp\left\{-\frac{1}{2}(\boldsymbol{\beta}_q-\boldsymbol{\beta}_0^q)'\Sigma_{\boldsymbol{\beta}_0^q}^{-1}(\boldsymbol{\beta}_q-\boldsymbol{\beta}_0^q)\right\} \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2\Psi_0^q}(\psi_q-\psi_0^q)^2\right\}
\end{aligned} \tag{5.13}$$

と表すことができる．

5.3.6　同時事後確率密度関数の推定

空間的照度分布モデルの同時事後確率密度関数 $\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\Theta}|\bar{\boldsymbol{\Xi}})$ を求めるために，条件付き事後確率密度関数を利用するギブスサンプリング[8)]を用いる．未知パラメータベクトル $\boldsymbol{\beta}_{all} = (\boldsymbol{\beta}_1, \cdots, \boldsymbol{\beta}_{3Q})$，$\boldsymbol{\psi} = (\psi_1, \cdots, \psi_{3Q})$ とおくと，ここでは，各未知パラメータベクトル $\boldsymbol{\gamma}$，$\boldsymbol{\phi}$，ρ，$\boldsymbol{\beta}_{all}$，$\boldsymbol{\psi}$ を，他のパラメータ値を既知とした条件付き事後確率密度関数を用いて，式 (5.13) を算出する．なお，ギブスサンプリングにおける各パラメータの条件付事後確率密度関数の算出に際しては，事後分布から直接サンプリングすることが困難なために，それぞれに対してメトロポリス・ヘイスティング法[8)]（以下，MH 法）を用いる．

はじめに空間的照度分布モデルの各パラメータの条件付き事後確率密度関数を利用して同時事後確率密度関数を算出する．式 (5.13) より，$\boldsymbol{\phi}$，ρ，$\boldsymbol{\beta}_{all}$，$\boldsymbol{\psi}$ を既知とした時の $\boldsymbol{\gamma}$ の条件付き事後確率密度関数 $\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\gamma}|\boldsymbol{\phi}, \rho, \boldsymbol{\beta}_{all}, \boldsymbol{\psi}, \bar{\boldsymbol{\Xi}})$ は，

$$\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\gamma}|\boldsymbol{\phi}, \rho, \boldsymbol{\beta}_{all}, \boldsymbol{\psi}, \bar{\boldsymbol{\Xi}}) \propto \mathcal{L}(\boldsymbol{\Theta}|\bar{\boldsymbol{\Xi}}) \cdot \exp\left\{ -\frac{1}{2}(\boldsymbol{\gamma} - \boldsymbol{\gamma}_0)' \Sigma_{\boldsymbol{\gamma}_0}^{-1} (\boldsymbol{\gamma} - \boldsymbol{\gamma}_0) \right\} \tag{5.14}$$

と表せる．また，$\boldsymbol{\gamma}$，ρ，$\boldsymbol{\beta}_{all}$，$\boldsymbol{\psi}$ を既知とした時の $\boldsymbol{\phi}$ の条件付き事後確率密度関数 $\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\phi}|\boldsymbol{\gamma}, \rho, \boldsymbol{\beta}_{all}, \boldsymbol{\psi}, \bar{\boldsymbol{\Xi}})$ は

$$\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\phi}|\boldsymbol{\gamma}, \rho, \boldsymbol{\beta}_{all}, \boldsymbol{\psi}, \bar{\boldsymbol{\Xi}}) \propto \mathcal{L}(\boldsymbol{\Theta}|\bar{\boldsymbol{\Xi}}) \cdot \exp\left\{ -\frac{1}{2}(\boldsymbol{\phi} - \boldsymbol{\phi}_0)' \Sigma_{\boldsymbol{\phi}_0}^{-1} (\boldsymbol{\phi} - \boldsymbol{\phi}_0) \right\} \tag{5.15}$$

と表せる．また，$\boldsymbol{\gamma}$，$\boldsymbol{\phi}$，$\boldsymbol{\beta}_{all}$，$\boldsymbol{\psi}$ を既知とした時の ρ の条件付き事後確率密度関数 $\boldsymbol{\pi}(\rho|\boldsymbol{\gamma}, \boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\beta}_{all}, \boldsymbol{\psi}, \bar{\boldsymbol{\Xi}})$ は

$$\boldsymbol{\pi}(\rho|\boldsymbol{\gamma}, \boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\beta}_{all}, \boldsymbol{\psi}, \bar{\boldsymbol{\Xi}}) \propto \mathcal{L}(\boldsymbol{\Theta}|\bar{\boldsymbol{\Xi}}) \cdot \exp\left\{ -\frac{1}{2P_0}(\rho - \rho_0)^2 \right\} \tag{5.16}$$

と表せる．また，$\boldsymbol{\gamma}$，$\boldsymbol{\phi}$，ρ，$\boldsymbol{\psi}$ を既知とした時の $\boldsymbol{\beta}_{all}$ の条件付き事後確率密度関数 $\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\beta}_{all}|\boldsymbol{\gamma}, \boldsymbol{\phi}, \rho, \boldsymbol{\psi}, \bar{\boldsymbol{\Xi}})$ は

$$\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\beta}_{all}|\boldsymbol{\gamma}, \boldsymbol{\phi}, \rho, \boldsymbol{\psi}, \bar{\boldsymbol{\Xi}}) \propto \prod_{q=1}^{3Q} \mathcal{L}(\boldsymbol{\theta}_q|\bar{\boldsymbol{\Xi}}_q) \cdot \exp\left\{ -\frac{1}{2}(\boldsymbol{\beta}_q - \boldsymbol{\beta}_0^q)' \Sigma_{\boldsymbol{\beta}_0^q}^{-1} (\boldsymbol{\beta}_q - \boldsymbol{\beta}_0^q) \right\} \tag{5.17}$$

と表せる．また，$\boldsymbol{\gamma}$，$\boldsymbol{\phi}$，$\boldsymbol{\beta}_{all}$，ρ が既知とした時の $\boldsymbol{\psi}$ の条件付き事後確率密度関数 $\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\psi}|\boldsymbol{\gamma}, \boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\beta}_{all}, \rho, \bar{\boldsymbol{\Xi}})$ は

$$\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\psi}|\boldsymbol{\gamma}, \boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\beta}_{all}, \rho, \bar{\boldsymbol{\Xi}}) \propto \prod_{q=1}^{3Q} \mathcal{L}(\boldsymbol{\theta}_q|\bar{\boldsymbol{\Xi}}_q) \cdot \exp\left\{ -\frac{1}{2\Psi_0^q}(\psi_q - \psi_0^q)^2 \right\} \tag{5.18}$$

と表すことができる．

これらの条件付き確率密度関数に対して MH 法を用いてサンプリングを行い，式 (5.13) の同時事後確率密度関数を算出する．MH 法では事後分布（目標分布）からのサンプリングが難しい場合に，これを近似するような分布（提案分布）からサンプリングを行うと同時に目標分布と提案分布の差異を修正する．これらの操作をギブスサンプリングと同様の手順に従い繰り返したとき，十分に大きな繰り返し回数においてサンプリングされた標本は目標分布からランダムサンプリングされた標本とみなすことができる [9]．

いま，目標分布を $\boldsymbol{\pi}(\dot{\theta}|\dot{\boldsymbol{\Xi}})$，提案分布の確率密度関数を $\boldsymbol{q}(\dot{\theta}'|\dot{\theta}^{(n-1)})$ と表す．提案分布を用いて n 回目のサンプリングで事後分布からの標本の候補として $\boldsymbol{q}(\dot{\theta}'|\dot{\theta}^{(n-1)})$ に従う標本 $\dot{\theta}'$ を発生させる．提案された標本 $\dot{\theta}'$ は目標分布 $\boldsymbol{\pi}(\dot{\theta}|\dot{\boldsymbol{\Xi}})$ からの標本でないために，その差を修正するために，確率

$$\varphi(\dot{\theta}'|\dot{\theta}^{(n-1)}) = \min\Big[\frac{\boldsymbol{\pi}(\dot{\theta}'|\dot{\boldsymbol{\Xi}})\boldsymbol{q}(\dot{\theta}'|\dot{\theta}^{(n-1)})}{\boldsymbol{\pi}(\dot{\theta}^{(n-1)}|\dot{\boldsymbol{\Xi}})\boldsymbol{q}(\dot{\theta}^{(n-1)}|\dot{\theta}')}\Big] \tag{5.19}$$

に従って受容し，$\dot{\theta}^{(n)} = \dot{\theta}'$ とする．また棄却された場合には $\dot{\theta}^{(n)} = \dot{\theta}^{(n-1)}$ とする．

本研究ではランダムウォーク MH 法を用いて，式 (5.14)〜(5.18) の各条件付き確率密度関数からサンプリングを行う．はじめに，$\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\gamma}|\boldsymbol{\phi},\rho,\boldsymbol{\beta}_{all},\boldsymbol{\psi},\overleftarrow{\boldsymbol{\Xi}})$ のサンプリングにおいて，n 回目の候補を，

$$\boldsymbol{\gamma}' = \boldsymbol{\gamma}^{(n-1)} + \mathcal{N}(0,\boldsymbol{\nu}\mathbf{I}) \tag{5.20}$$

で表されるランダムウォークにより発生させる．なお，$\mathcal{N}(0,\boldsymbol{\nu}\mathbf{I})$ は 0 ベクトルを平均，$\boldsymbol{\nu}\mathbf{I}$ を分散共分散行列とした多次元正規分布であり，$\boldsymbol{\nu} = (\nu_1,\nu_2,\cdots)$ はステップ幅を定めるパラメータベクトル，$\mathbf{I}$ は単位行列を表す．このとき，提案分布の確率密度 $\boldsymbol{q}$ は $(\boldsymbol{\gamma}',\boldsymbol{\gamma}^{(n-1)})$ に関して対称となるために，ランダムウォークにより発生させた候補 $\boldsymbol{\gamma}'$ は確率

$$\varphi(\boldsymbol{\gamma}',\boldsymbol{\gamma}^{(n-1)}) = \min\Big[\frac{\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\gamma}'|\boldsymbol{\phi}^{(n-1)},\boldsymbol{\beta}_{all}^{(n-1)},\rho^{(n-1)},\boldsymbol{\psi}^{(n-1)},\overleftarrow{\boldsymbol{\Xi}})}{\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\gamma}^{(n-1)}|\boldsymbol{\phi}^{(n-1)},\boldsymbol{\beta}_{all}^{(n-1)},\rho^{(n-1)},\boldsymbol{\psi}^{(n-1)},\overleftarrow{\boldsymbol{\Xi}})},1\Big] \tag{5.21}$$

で受容される．実際の数値計算では区間 $[0,1]$ で定義される一様分布 $\mathcal{U}(0,1)$ から，一様乱数 $u \sim \mathcal{U}(0,1)$ を発生させ，$\boldsymbol{\gamma}^{(n)}$ を以下のルールに従い決定する．

$$\boldsymbol{\gamma}^{(n)} = \begin{cases} \boldsymbol{\gamma}^{(n-1)} & u > \varphi \\ \boldsymbol{\gamma}' & u \leq \varphi \end{cases} \tag{5.22}$$

$\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\phi}|\boldsymbol{\gamma},\rho,\boldsymbol{\beta}_{all},\boldsymbol{\psi},\overleftarrow{\boldsymbol{\Xi}})$，$\boldsymbol{\pi}(\rho|\boldsymbol{\gamma},\boldsymbol{\phi},\boldsymbol{\beta}_{all},\boldsymbol{\psi},\overleftarrow{\boldsymbol{\Xi}})$，$\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\beta}_{all}|\boldsymbol{\gamma},\boldsymbol{\phi},\rho,\boldsymbol{\psi},\overleftarrow{\boldsymbol{\Xi}})$，$\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\psi}|\boldsymbol{\gamma},\boldsymbol{\phi},\rho,\boldsymbol{\beta}_{all},\overleftarrow{\boldsymbol{\Xi}})$ についても，

同様の方法でサンプリングを行う．以下に具体的な推定手順を示す.

Step1

事前分布のパラメータ値$\boldsymbol{\gamma}_0$，$\Sigma_{\boldsymbol{\gamma}_0}$，$\boldsymbol{\phi}_0$，$\Sigma_{\boldsymbol{\phi}_0}$，$\rho_0$，$\boldsymbol{\beta}_0^q$，$\Sigma_{\boldsymbol{\beta}_0^q}$，$P_0$，$\psi_0^q$，$\Psi_0^q$を任意に設定する．また，未知パラメータ$\boldsymbol{\Theta} = [\boldsymbol{\gamma}, \boldsymbol{\phi}, \rho, \boldsymbol{\beta}_{all}, \boldsymbol{\psi}]$の初期値$\boldsymbol{\Theta}^{(0)} = (\boldsymbol{\gamma}^{(0)}, \boldsymbol{\phi}^{(0)}, \rho^{(0)}, \boldsymbol{\beta}_{all}^{(0)}, \boldsymbol{\psi}^{(0)})$を任意に設定する．初期値の影響はサンプリング回数の増加とともに薄れる．よって，初期値は定常状態に収束した後のサンプリングに影響を与えない.

Step2-1

サンプリング回数nの未知パラメータの部分ベクトル$\boldsymbol{\gamma}^{(n)}$を$\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\gamma}|\boldsymbol{\phi}^{(n-1)}, \rho^{(n-1)}, \boldsymbol{\beta}_{all}^{(n-1)}, \boldsymbol{\psi}^{(n-1)}, \overleftarrow{\boldsymbol{\Xi}})$からランダムウォーク MH 法によりサンプリングする.

Step2-2

サンプリング回数nの未知パラメータの部分ベクトル$\boldsymbol{\phi}^{(n)}$を$\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\phi}|\boldsymbol{\gamma}^{(n)}, \rho^{(n-1)}, \boldsymbol{\beta}_{all}^{(n-1)}, \boldsymbol{\psi}^{(n-1)}, \overleftarrow{\boldsymbol{\Xi}})$からランダムウォーク MH 法によりサンプリングする.

Step2-3

サンプリング回数nの未知パラメータの部分ベクトル$\rho^{(n)}$を$\boldsymbol{\pi}(\rho|\boldsymbol{\gamma}^{(n)}, \boldsymbol{\phi}^{(n)}, \boldsymbol{\beta}_{all}^{(n-1)}, \boldsymbol{\psi}^{(n-1)}, \overleftarrow{\boldsymbol{\Xi}})$からランダムウォーク MH 法によりサンプリングする.

Step2-4

サンプリング回数nの未知パラメータの部分ベクトル$\boldsymbol{\beta}_{all}^{(n)}$を$\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\beta}_{all}|\boldsymbol{\gamma}^{(n)}, \boldsymbol{\phi}^{(n)}, \rho^{(n)}, \boldsymbol{\psi}^{(n-1)}, \overleftarrow{\boldsymbol{\Xi}})$からランダムウォーク MH 法によりサンプリングする.

Step2-5

サンプリング回数nの未知パラメータの部分ベクトル$\boldsymbol{\psi}^{(n)}$を$\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\psi}|\boldsymbol{\gamma}^{(n)}, \boldsymbol{\phi}^{(n)}, \rho^{(n)}, \boldsymbol{\beta}_{all}^{(n)}, \overleftarrow{\boldsymbol{\Xi}})$からランダムウォーク MH 法によりサンプリングする.

Step3

十分大きな$\underline{n}$に対して$n > \underline{n}$ならば$\boldsymbol{\Theta}^{(n)} = (\boldsymbol{\gamma}^{(n)}, \boldsymbol{\phi}^{(n)}, \rho^{(n)}, \boldsymbol{\beta}_{all}^{(n)}, \boldsymbol{\psi}^{(n)})$を記録する.

Step4

$n = \overline{n}$ ならば計算を終了する．$n < \overline{n}$ ならば $n = n + 1$ として **Step2** に戻る．

十分大きな $\underline{n}$ に対して，このようなマルコフ連鎖が定常状態に達していると考えれば，ランダムウォーク MH 法を用いたサンプリングによる $\boldsymbol{\Theta}^{(n)}(n = \underline{n}+1, \underline{n}+2, \cdots, \overline{n})$ のサンプリングは式 (5.11) に示した同時事後確率密度関数 $\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\Theta}|\overline{\boldsymbol{\Xi}})$ からのサンプリングと等しくなる．したがって，サンプリングによって得られるこれらの標本 $\boldsymbol{\Theta}^{(n)}(n = \underline{n}+1, \underline{n}+2, \cdots, \overline{n})$ を用いて，パラメータベクトル $\boldsymbol{\Theta} = [\boldsymbol{\gamma}, \boldsymbol{\phi}, \rho, \boldsymbol{\beta}_{all}, \boldsymbol{\psi}]$ の同時事後確率密度関数に関する統計量を計算することが可能となる．

5.3.7 事後分布に関する統計量

MCMC 法によって得られた標本に基づいて，パラメータベクトル $\boldsymbol{\Theta} = [\boldsymbol{\gamma}, \boldsymbol{\phi}, \rho, \boldsymbol{\beta}_{all}, \boldsymbol{\psi}]$ に関する推定値を決定することができる．いま，MCMC 法により得られた標本を $\boldsymbol{\Theta}^{(n)} = (\boldsymbol{\gamma}^{(n)}, \boldsymbol{\phi}^{(n)}, \rho^{(n)}, \boldsymbol{\beta}_{all}^{(n)}, \boldsymbol{\psi}^{(n)}) = (\Theta_1^{(n)}, \Theta_2^{(n)}, \cdots, \Theta_U^{(n)})(n = 1, \cdots, \overline{n})$ と表すこととする．なお，$U = KP+P+1+KP \times 3Q+3Q$ である．このうち，最初の $\underline{n}$ 個を事後分布への収束過程からの標本と考え，標本集合から除去する．その上で，パラメータの標本添字集合を $\mathcal{M} = \{\underline{n}+1, \cdots, \overline{n}\}$ と定義する．このとき，パラメータ $\boldsymbol{\Theta}$ の同時確率分布関数 $G(\boldsymbol{\Theta})$ は，

$$G(\boldsymbol{\Theta}) = \frac{\#(\boldsymbol{\Theta}^{(n)} \leq \boldsymbol{\Theta}, n \in \mathcal{M})}{\overline{n} - \underline{n}} \tag{5.23}$$

と表すことができる．ただし，$\#(\boldsymbol{\Theta}^{(n)} \leq \boldsymbol{\Theta}, n \in \mathcal{M})$ は論理式 $\boldsymbol{\Theta}^{(n)} \leq \boldsymbol{\Theta}, n \in \mathcal{M}$ が成立するサンプルの総数である．また，パラメータ $\boldsymbol{\Theta}$ の事後分布の期待値ベクトル $\tilde{\zeta}(\boldsymbol{\Theta})$ は，

$$\tilde{\zeta}(\boldsymbol{\Theta}) = (\tilde{\zeta}(\Theta_1), \cdots, \tilde{\zeta}(\Theta_U))' = \Big(\sum_{n=\underline{n}+1}^{\overline{n}} \frac{\Theta_1^{(n)}}{\overline{n} - \underline{n}}, \cdots, \sum_{n=\underline{n}+1}^{\overline{n}} \frac{\Theta_U^{(n)}}{\overline{n} - \underline{n}} \Big)' \tag{5.24}$$

と表される．また，ギブスサンプリングによる標本を用いて，パラメータ $\boldsymbol{\Theta}$ の信用域を定義できる．$100(1-2\kappa)$%信用域は，標本順序統計量 $(\underline{\Theta}_u^{\kappa}, \overline{\Theta}_u^{\kappa})(u = 1, \cdots, U)$

$$\underline{\Theta}_u^{\kappa} = \arg\max_{\Theta_u^*} \Big\{ \frac{\#(\Theta_u^{(n)} \leq \Theta_u^*, n \in \mathcal{M})}{\overline{n} - \underline{n}} \leq \kappa \Big\} \tag{5.25-a}$$

$$\overline{\Theta}_u^{\kappa} = \arg\min_{\Theta_u^{**}} \Big\{ \frac{\#(\Theta_u^{(n)} \geq \Theta_u^{**}, n \in \mathcal{M})}{\overline{n} - \underline{n}} \leq \kappa \Big\} \tag{5.25-b}$$

を用いて $\underline{\Theta}_u^{\kappa} < \Theta_u < \overline{\Theta}_u^{\kappa}$ と定義できる．

MCMC 法では，初期パラメータ値 $\boldsymbol{\Theta}^{(0)}$ が不変分布である事後分布からの標本である保証はない．ギブスサンプリングで発生させた $\overline{n}$ 個のサンプルのうち，最初の $\underline{n}$ 個の標本

$\boldsymbol{\Theta}^{(n)}(n = 1, \cdots, \underline{n})$ を事後分布に収束する過程からのサンプリングと考える．その上で，第 $\underline{n}+1$ 回以降の標本を取り上げる．$\underline{n}+1$ 以降の標本が，不変分布である事後分布からの標本であるかを Geweke の方法 [10] を用いて仮説検定を試みる．

5.4　リスクシミュレーションモデル

5.4.1　モデル化の前提条件

時間軸上における同一時刻において，対象とするトンネルに設置された照明ランプを同時に点検・更新するような問題を考える．いま，カレンダー時間軸上に等間隔に設けられた離散的な時刻において点検を実施し，照明ランプが不点となっている場合には照明ランプの更新を同時に実施するような管理業務を考える．初期時刻 t_0 に対象とするトンネルが新設され，トンネル照明の供用が開始されたと考える．また，合計で M 個の照明ランプがトンネル照明として使用されているとする．いま，初期時刻 t_0 を起点とし，無限遠に続く連続時間軸を導入する．さらに，点検・更新時刻を

$$t_j^d = jd \quad (j = 0, 1, \cdots) \tag{5.26}$$

と表現する．ここに，添え字 $j(j = 0, 1, \cdots)$ は点検・更新間隔 d において j 回目の点検・更新が実施される時刻を表し，t_0^d は初期時刻と一致する．点検・更新間隔 d は政策変数である．いま，M 個の照明ランプを設置位置により区別するために，照明ランプ番号 $m(m = 1, \cdots, M)$ を導入する．その上で，区間 n，車線 k に設置されている照明ランプを

$$\tilde{m}_{n,k} = \begin{cases} m & \text{照明ランプ } m \text{ が設置されているとき} \\ 0 & \text{それ以外} \end{cases} \tag{5.27}$$

により表現する．また，時刻 t における区間 n，車線 k の照明ランプ $\tilde{m}_{n,k}$ の使用時間を $s_{\tilde{m}_{n,k}}(t)$，不点状態をダミー変数 $\delta_{\tilde{m}_{n,k}}(t)$ を用いて，

$$\delta_{\tilde{m}_{n,k}}(t) = \begin{cases} 1 & \text{照明ランプが不点のとき} \\ 0 & \text{照明ランプが不点でないとき} \end{cases} \tag{5.28}$$

と表す．このとき，$\tilde{m}_{n,k} = 0$ の場合には，区間 n，車線 k に照明ランプが設置されていないために，$s_0(t) = 0$，$\delta_0(t) = 1$ とする．さらに，照明ランプの不点発生過程は時間依存性を有するワイブル劣化ハザードモデル（**付録 B**）に従い，照明ランプ $\tilde{m}_{n,k}$ の使用時間 $s_{\tilde{m}_{n,k}}(t)$ に

おける生存確率が $\tilde{F}_{\tilde{m}_{n,k}}(s_{\tilde{m}_{n,k}}(t))$ であると仮定する．一方，照明ランプの光束減衰過程については，時刻 t における照明ランプ $\tilde{m}_{n,k}$ の使用時間 $s' = s_{\tilde{m}_{n,k}}(t)$ を用いて

$$z^{p,s'}(\hat{\omega}_p) = \exp\left(-\hat{\gamma}_0^p s'^{\hat{\gamma}_1^p}\right) + \hat{\varepsilon}^{p,s'} \tag{5.29}$$

と表す．ただし，$\hat{\boldsymbol{\omega}}_p$ は **5.3.3** において説明したモデルのパラメータ推定値である．本研究では式 (5.28) の不点の状態は照明ランプの不点発生過程と，式 (5.29) で表される光束減衰過程によって決定されることとする．時刻 t における照度分布を算出するためには，区間 n に設置されている照明ランプ m それぞれに対して，不点状態 $\delta_{\tilde{m}_{n,k}}(t)$，使用時間 s' の情報が必要となる．トンネル内の照度分布の変化は，照明ランプの不点状態，および使用時間による光束減衰がもたらす照度低下が，トンネル内部全体において空間的に絡み合う複雑な現象であり，解析的に分析することが現実的ではない．したがって，本研究では，モンテカルロシミュレーションにより，個別の照明ランプの不点・点検・更新過程のサンプルパスを発生させることで，照度分布を算出するために必要な情報の推移パスを獲得する．その後，個別に発生させたサンプルパスを統合することにより，トンネル内全体の照度分布を算出する．

5.4.2 リスクシミュレーションモデル

サンプルパスは，不点・点検・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．いま，照明ランプ $\tilde{m}_{n,k}$ の不点・点検・更新過程のサンプルパスが $r(r = 1, \cdots, R)$ に確定したとする．ただし，R はサンプルパスの目標個数である．サンプルパス r 上の時刻 t における区間 n の照明ランプ $\tilde{m}_{n,k}$ の使用時間，および不点状態は，**5.4.1** において示したようにそれぞれ s'^r，$\delta^r_{\tilde{m}_{n,k}}(t)$ と表すことができる．使用時間 s'^r は，時刻 t_j^d に実施される点検によって照明ランプが更新された場合に 0 にリセットされる．このとき，時刻 t におけるエリア q の照度 $\boldsymbol{Y}_q(t) = (y_{1,q}(t), \cdots, y_{N,q}(t))'$ を，式 (5.7) を変形することにより

$$\boldsymbol{Y}_q(t) = (\boldsymbol{I} - \hat{\rho}\boldsymbol{W})^{-1}\boldsymbol{C}^t(\hat{\boldsymbol{\theta}}_q) + \hat{\boldsymbol{\eta}}_q \tag{5.30}$$

$$\boldsymbol{C}^t(\hat{\boldsymbol{\theta}}_q) = (c_1^t(\hat{\boldsymbol{\theta}}_q), \cdots, c_N^t(\hat{\boldsymbol{\theta}}_q))' \tag{5.31}$$

$$c_n^t(\hat{\boldsymbol{\theta}}_q) = \sum_{p=1}^{P}\{A_p^{s'^r}(\hat{\boldsymbol{\omega}}_p) + \hat{\varepsilon}^{p,s'^r}\}B_{p,q}^n(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{p,q}) \tag{5.32}$$

と定義する．式中，$\hat{\boldsymbol{\theta}}_q = (\hat{\omega}, \hat{\boldsymbol{\beta}}_q, \hat{\rho}, \hat{\psi}_q)$ は **5.3.3** において説明したパラメータ推定値，$\boldsymbol{I}$ は N 行 N 列の単位行列，$\boldsymbol{W}$ は要素 $w_{i,j}(i = 1, \cdots, N; j = 1, \cdots, N)$ を

$$\omega_{i,j} = \begin{cases} 1 & i = j \pm 1 \\ 0 & i \neq j \pm 1 \end{cases} \tag{5.33}$$

とする空間的自己相関構造行列である．$\hat{\varepsilon}^{p,s''}(p = 1, \cdots, P)$ はそれぞれ正規分布 $\mathcal{N}(0, \hat{\phi}_p^2)$ から抽出し，$\hat{\boldsymbol{\eta}}_q = (\hat{\eta}_{1,q}, \cdots, \hat{\eta}_{1,N})'$ は正規分布 $\mathcal{N}(0, \hat{\psi}_q{}^2)$ から抽出する．また，照明ランプ供用開始時点での区間 n，エリア q に供給される照度 $B_{p,q}^n(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{p,q})$ は，観測値ベクトル $\bar{\boldsymbol{x}}_n$，不点状態 $\delta_{\tilde{m}_{n,k}}^r(t)$ を用いて

$$B_{p,q}^n(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{p,q}) = \sum_{k=1}^{K} \left\{ \bar{x}_n^{p,k} \hat{\beta}_{k,q}^p \right\} \{1 - \delta_{\tilde{m}_{n,k}}^r(t)\} \tag{5.34}$$

と表すことができる．以上の式によりサンプルパス r 上の区間 n，エリア q の照度 $y_{n,q}^{d,r}(t)$ を算出することで，点検間隔 d の下での照度の期待値は

$$y_{n,q}^d(t) = \frac{1}{R} \sum_{r=1}^{R} y_{n,q}^{d,r}(t) \tag{5.35}$$

と表すことができる．

5.4.3　シミュレーション手順

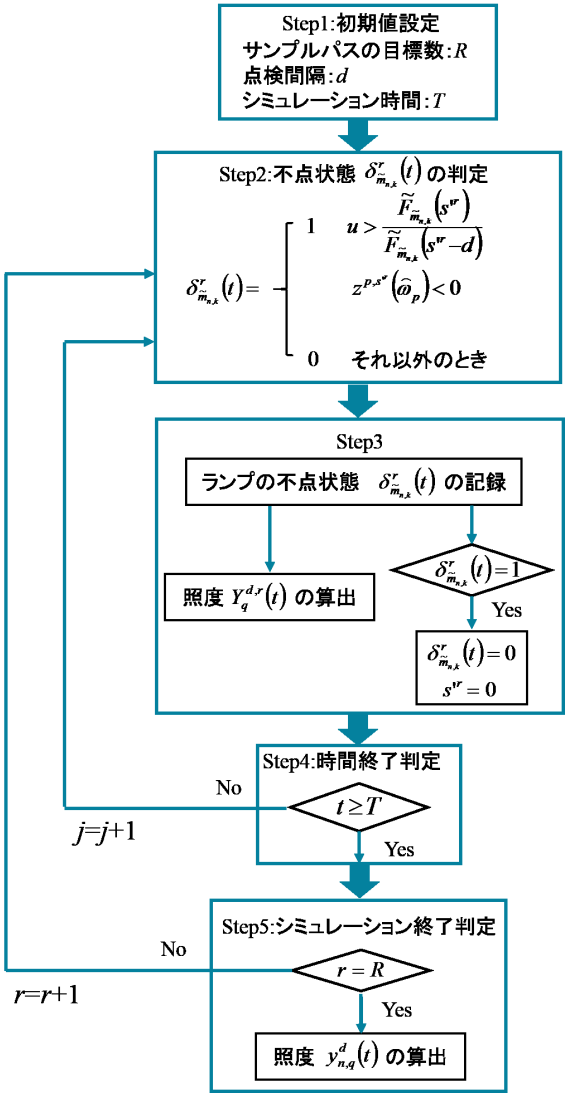
5.4.2 で示したモンテカルロシミュレーションの手順の詳細を述べる．なお，読者の便宜を図るために，**図–5.4** にフローチャートを示す．併せて参照されたい．

Step1

サンプルパスの番号を $r = 1$ に設定する．サンプルパスの目標個数 R，点検間隔 d，シミュレーション時間 T を設定する．$j = 0$ とする．

Step2

時刻 $t = jd$ とし，照明ランプ $\tilde{m}_{n,k}$ の使用時間 s'^r，および生存確率 $\tilde{F}_{\tilde{m}_{n,k}}(s'^r)$ を計算する．各照明ランプに対して，一様分布 $\mathcal{U}(0, 1)$ から発生させた乱数 u を用いて判定される照明ランプの不点の有無と，式 (5.29) により算出される照明ランプの光束維持率



図－5.4　リスクシミュレーションフロー

を用いて以下のように時刻 t における不点状態 $\delta^r_{\tilde{m}_{n,k}}(t)$ を確定する．

$$\delta^r_{\tilde{m}_{n,k}}(t)=\begin{cases}1 & u>\frac{\tilde{F}_{\tilde{m}_{n,k}}(s^{\prime r})}{\tilde{F}_{\tilde{m}_{n,k}}(s^{\prime r}-d)} \\ & \text{または，} z^{p,s^{\prime r}}(\hat{\omega}_p)<0 \text{ のとき} \\ 0 & \text{それ以外のとき}\end{cases} \tag{5.36}$$

Step3

式 (5.30)～式 (5.34) を用いて照度 $\boldsymbol{Y}^{d,r}_q(t)$ を算出する．時刻 t における照明ランプの不点状態 $\delta^r_{\tilde{m}_{n,k}}(t)$ を記録した後，すべての照明ランプの不点状態を $\delta^r_{\tilde{m}_{n,k}}(t)=0$ とし，不点により取り替えられた照明ランプの使用時間 $s^{\prime r}$ を 0 とする．

Step4

$t \geq T$ であれば **Step5** へ，そうでなければ $j = j + 1$ として **Step2** へ戻る．

Step5

$r = R$ であれば式 (5.35) を用いて区間 n，エリア q の照度 $y^{d}_{n,q}(t)$ 算出して，シミュレーションを終了する．そうでなければ，$r = r + 1$ として **Step2** へ戻る．

5.4.4　リスクマネジメント指標

本研究では，トンネル照明の点検・更新のためのリスクマネジメント指標として，照明ランプ更新のための不点リスクを考慮した「残存率」と，照度が管理基準以上で維持される区間をトンネル全体の比率で示す「照度維持率」を考える．

(a) 不点リスクのマネジメント指標

シミュレーションにより，点検間隔 d におけるサンプルパス r 上の，照明ランプ $\tilde{m}_{n,k}$ に関する不点状態 $\delta^{r}_{\tilde{m}_{n,k}}(t)$ を得ることができる．このとき，サンプルパス r 上のトンネル照明の残存率 $\pi^{d,r}(t)$ は

$$\pi^{d,r}(t) = \sum_{m=1}^{M} \frac{M - \delta^{r}_{m}(t)}{M} \tag{5.37}$$

として与えられ，さらに，残存率の期待値は

$$\pi^{d}(t) = \frac{1}{R} \sum_{r=1}^{R} \pi^{d,r}(t) \tag{5.38}$$

となる．

(b) 照度維持率の算定

事前設定した管理基準照度 y_{st}（以下，管理照度）を上回る区間数の，トンネル内の全区間数に対する比を，照度維持率と定義する．サンプルパス r 上の照度測定時刻 d における区間 n，エリア q の照度 $y^{d,r}_{n,q}$ は，照明ランプ $\tilde{m}_{n,k}$ に関する使用時間 s''^{r}，不点状態 $\delta^{r}_{\tilde{m}_{n,k}}(t)$ を空間的照度分布モデルに入力することで算出される．サンプルパス r 上のトンネル内の照度維持率は，

$$\chi^{d,r}(t) = \frac{\#(y_{st} \leq y^{d,r}_{n,q}, n \in N, q \in 3Q)}{3NQ} \tag{5.39}$$

と表すことができる．ただし，$\#(y_{st} \leq y_{n,q}^{d,r}, n \in N, q \in 3Q)$ は論理式 $y_{st} \leq y_{n,q}^{d,r}, n \in N, q \in 3Q$ が成立するサンプルの総数である．さらに，照度維持率の期待値は，

$$\chi^d(t) = \frac{1}{R}\sum_{r=1}^{R}\chi^{d,r}(t) \tag{5.40}$$

となる．

5.5　適用事例

5.5.1　適用事例の概要

本研究では，第 1 種第 3 級の暫定 2 車線対面通行トンネル（総延長 2,794m）に設置された照明ランプを対象とする目視点検，照度測定のデータを用いた実証分析を実施する．トンネル照明の諸元は，対称照明方式，向き合せ配列，照明光源（基本照明：高圧ナトリウムランプ，非常駐車帯：蛍光灯），照明灯具の設置間隔 12.5m，照明灯具の設置高さ 4.8m である．

ワイブル劣化ハザードモデルの推定には，2004 年 7 月から 2012 年 5 月の期間において獲得された照明ランプの不点履歴データを用いる．トンネル照明では，同じ種類のランプであっても 1 日当たりの点灯時間が異なる場合が多い．本研究で対象とする基本照明の光源である高圧ナトリウムランプにおいても，1 日当たり 24 時間点灯と 12 時間点灯の 2 種類のランプが確認された．このような点灯方法の差異が，ランプの寿命に影響を及ぼす可能性がある．また，非常駐車帯照明の光源である蛍光灯に関しては，安全面の問題から不点が発生していなくても予防的に定期更新されている．そのため，蛍光灯に関しては期間内に不点の発生を確認できなかった．したがって，本研究においては，分析対象を点灯時間の異なる 2 種類の高圧ナトリウムランプに限定し，非常駐車帯照明に用いられる蛍光灯は除外する．このようにして整理された点検データの総数は 847 個である．

空間的照度分布を推定するための照度のデータは，2011 年 3 月と 9 月の夜間に照度測定車によって獲得されたものを用いる．照度測定データは，トンネル内で連続的に測定した照度に対して，1m 間隔で平均を取った値であるが，本研究では**図–5.3** に示したように，ランプの設置エリアとランプのない隣接エリアとを等範囲で区別するために，区間長 l を 6.25m と設定し，区間の照度は区間内の照度の平均値を採用する．これにより，1 エリアに対する区間数は上り線，下り線でそれぞれ 448 区間となる．また，獲得された照度測定データの

表 – 5.1　ワイブル劣化ハザードモデルの推定結果

事後分布 統計量	定数項 β_1	点灯時間 β_2	加速度パラメータ α
推定値	−9.57	0.820	1.15
t-値	−31.6	4.36	38.5
対数尤度	−4,246		
尤度比	0.996		

平均照度は 90.1(lx) であった．さらに，照度計による測定は 1 車線あたり 3 エリアであり，トンネル内の総車線数 $Q = 2$ から，横断面のエリア数は 6 となる．本研究で対象とするトンネルでは，非常駐車帯は上り線，下り線に対してそれぞれ 3 箇所配置されており，照明ランプが 2.2m 間隔で設置されている．不点については，照度測定と同時期に実施した点検と，前述したランプ更新によって確認されたものを不点として扱う．また，不点箇所に対しては，照明が設置されていない（照度が供給されていない）ものとして扱うこととする．

5.5.2　ワイブル劣化ハザードモデルの推定結果

照明ランプの不点発生過程をワイブル劣化ハザードモデルで表現し，照明ランプに対する不点履歴データを用いてモデル推定を行う．ワイブル劣化ハザードモデルの詳細は参考文献 [1)] を参照されたいが，読者の便宜を図るために概要を**付録 B** に記載する．今回の推定では上述したように 847 個のサンプルデータを用いた．不点に影響を及ぼす因子として照明ランプの 1）1 日当たりの点灯時間，2）光源のタイプが考えられるが，前述したように，非常駐車帯照明に用いられている蛍光灯の不点履歴が獲得されなかったために，ワイブル劣化ハザードモデルの特性変数として，照明ランプの 1 日当たりの点灯時間のみを採用した．モデルの推定結果を**表–5.1** に示す．**表–5.1** には推定によって獲得された各パラメータの最尤推定値，t– 値，対数尤度，尤度比を示す．さらに推定したワイブル劣化ハザード関数に基づいて作成した高圧ナトリウムランプの点灯時間ごとの生存関数を**図–5.5** に示す．**図–5.5** より，12 時間点灯ランプよりも 24 時間点灯ランプの方が故障しやすく，それぞれの期待寿命（生存確率 50%）が 12 時間点灯ランプが約 2,100 日，24 時間点灯ランプが約 1,470 日という結果となった．

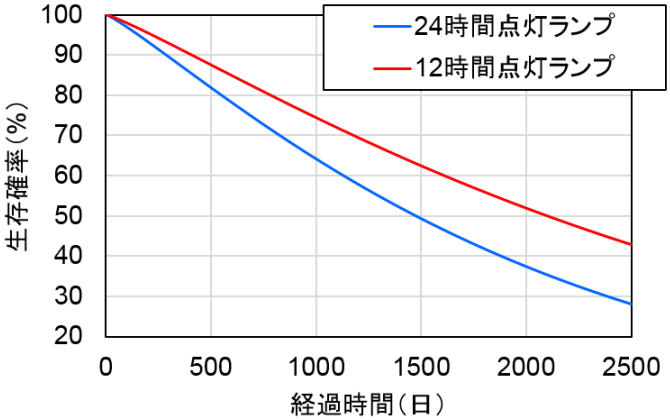


図 – 5.5　照明ランプ（高圧ナトリウムランプ）の生存関数

5.5.3　光束減衰を考慮した空間的照度分布モデルの推定結果

空間的照度分布モデルの特性変数として，車線（通行車線であるか反対車線であるか），照明の種類（基本照明であるか非常駐車帯照明であるか）の組合せによって表される特性を用いた．特性 (p, k) の組合せは，

$$(p,k)\begin{cases}(1,1) & \text{通行車線，基本照明}\\(1,2) & \text{反対車線，基本照明}\\(2,1) & \text{通行車線，非常駐車帯照明}\\(2,2) & \text{反対車線，非常駐車帯照明}\end{cases} \tag{5.41}$$

となった．したがって，エリア q における特性変数に関する未知パラメータは，$\boldsymbol{\beta}_q = (\beta_1^1, \beta_2^1, \beta_1^2, \beta_2^2)_q$ の 4 個となる．また，本事例で対象としたトンネルは 2 車線であるため，トンネル断面のエリア数は $3Q = 6$ となり，空間的照度分布モデルの未知パラメータは，特性変数に関する未知パラメータベクトル $\boldsymbol{\beta}_{all}$ より 24 個，誤差項の標準偏差に関する未知パラメータベクトル $\boldsymbol{\psi}$ より 6 個，空間的自己相関パラメータ ρ の合計 31 個となった． 式 (5.3) の光束減衰モデルに関しては，照明ランプの種類数 P を，光源のタイプ（高圧ナトリウムと蛍光灯）のほかに，1 日当たりの点灯時間の違いによっても分類することとした．高圧ナトリウムは 24 時間点灯ランプと 12 時間点灯ランプの 2 種類，蛍光灯は 24 時間点灯の 1 種類であったため，照明ランプの種類数を $P = 3$ とした．ただし，蛍光灯については，データ数が少なく，また，非常駐車帯に用いられる光源であり安全面の問題から短期間でランプ交換がなされるために，データ上で光束減衰が確認されなかった．したがって，本研究では蛍光灯

表 – 5.2　空間的照度分布モデルの推定結果（エリア q=1～6）

パラメータ	上り $q = 1$	上り $q = 2$	上り $q = 3$	下り $q = 4$	下り $q = 5$	下り $q = 6$
基本照明 通行車線 β_1^1	72.6 (68.1, 77.2) −0.0884	72.1 (63.0, 78.1) 0.0741	74.6 (69.6, 78.1) 0.0759	70.0 (63.8, 78.4) −0.0449	76.2 (69.1, 83.5) 0.0172	75.1 (69.8, 79.6) −0.210
基本照明 反対車線 β_2^1	19.2 (15.5, 24.5) −0.127	21.6 (14.8, 29.3) −0.131	28.6 (23.1, 35.1) −0.186	35.8 (29.4, 40.7) −0.0269	33.3 (26.0, 40.7) 0.00351	25.3 (18.4, 31.3) −0.0192
非常駐車帯 通行車線 β_1^2	39.5 (34.5, 44.9) −0.0706	34.1 (29.5, 39.8) 0.133	28.9 (25.8, 32.6) −0.0304	35.2 (33.0, 37.9) −0.146	36.8 (36.1, 39.3) 0.00351	43.7 (40.8, 46.5) −0.269
非常駐車帯 反対車線 β_2^2	1.33 (0.121, 3.18) −0.0246	5.31 (2.98, 7.97) −0.0193	6.08 (3.72, 8.70) −0.00411	8.94 (6.26, 11.8) 0.0775	1.77 (0.275, 3.98) −0.0554	1.54 (0.107, 3.76) 0.0144
誤差項 標準偏差 ψ	7.06 (6.59, 7.53) 0.231	7.24 (6.78, 7.67) −0.0188	5.83 (5.52, 6.18) −0.00268	5.98 (5.58, 6.40) −0.179	7.68 (7.21, 8.17) 0.132	6.66 (6.20, 7.05) 0.147
空間的 自己相関 ρ	0.311 (0.309, 0.313) 3.00×10^{-4}					
対数尤度	−2,732					
BIC	5,749					

各パラメータの 1 行目に推定値，2 行目に 90%信用域，3 行目に Geweke 検定統計量を示す.

$(p = 3)$ の光束減衰に関しては考慮しないこととし，$\gamma_0^3 = 0$，$\gamma_1^3 = 0$ とする．よって，光束減衰モデルの未知パラメータは，$\boldsymbol{\omega} = (\gamma_0^1, \gamma_1^1, \phi_1, \gamma_0^2, \gamma_1^2, \phi_2, \phi_3)$ の 7 個となる．以上を整理すると，光束減衰を考慮した空間的照度分布モデルを推定するにあたって，未知パラメータの合計は 38 個となる．

表–5.2，**表–5.3** に推定結果を示す．各表にはそれぞれのパラメータの期待値，パラメータの 90%信用域 $(\underline{\Theta}_k^\kappa, \overline{\Theta}_k^\kappa)$，Geweke 検定統計量を示す．**表–5.2** には，$\boldsymbol{\beta}_{all}$，$\boldsymbol{\psi}$，ρ を，**表–5.3** には $\boldsymbol{\omega}$，ϕ を示す．さらに，**表–5.2** にはパラメータの期待値の他に，モデル全体の対数尤度および BIC を記載する．本研究では様々なパラメータの組合せに対して推定を行い，最小の BIC をとるモデルを最適なモデルとして採用する．推定の結果，本研究では全てのパラメータを採用した．**表–5.2** の種類 (p, k) のランプに関するパラメータ β_k^p は，推定値が大きくなるとトンネル内に供給する照度も大きくなる．また，自己相関パラメータ ρ は，隣接区間に与える照度の影響の比率を示している．推定結果から，反対車線側のエリアに着目すると，基本照明，非常駐車帯照明のいずれにおいても，道路の中心方向に向かって（$q = 1$ から $q = 3$，あるいは $q = 6$ から $q = 4$）パラメータの推定値が増加していく傾向が見て取れる．

表 – 5.3　光束減衰モデルの推定結果（各エリアごと）

照明ランプの種類		γ_0	γ_1	ϕ
基本照明	24 時間点灯ランプ	0.000258 (0.000735, 0.00414) 0.327	1.00 (0.890, 1.15) −0.225	0.250 (0.228, 0.279) −0.0938
	12 時間点灯ランプ	0.00333 (0.00229, 0.00421) 0.140	1.02 (0.968, 1.07) −0.300	0.172 (0.152, 0.188) 0.138
非常駐車帯照明		0	0	0.530 (0.461, 0.587) 0.0447

各パラメータの 1 行目に推定値，2 行目に 90%信用域，3 行目に Geweke 検定統計量を示す.

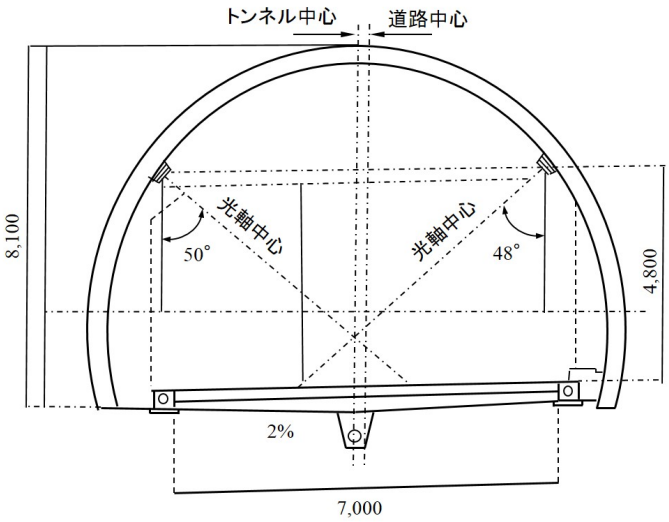


図 – 5.6　トンネルの断面図

これは，照明ランプが設置された位置からの距離が影響を与えているためである．つぎに，通行車線側の照明に着目すると，非常駐車帯照明は，道路の路肩（$q = 1, 6$）に向かって，推定値が増加する傾向が見て取れる．これは，非常駐車帯照明が，設計時に道路の路肩を最も明るく照らすように配光が設定されているためである．また，基本照明は，ランプがトンネル全体を均等に照らすように配光が設定されており，こちらについても，推定結果が配光の影響を捉えた結果となっている．以上より，本研究の結果は設定された配光の特徴を捉えた結果となっているといえる．つぎに，上り線と下り線を比較すると，反対車線側の照明の推定値は，下り線の方が高くなっている．この点については**図–5.6** に示すトンネルの形状によるものと考えられる．本研究で対象としたトンネルの設計断面は，**図–5.6** のようになっており，図面左側が上り方向，右側が下り方向の車線を表す．**図–5.6** の路面

に着目すると，2%ほどの横断勾配を有していることが確認できる．灯具の設置角度はこの勾配を考慮して設定しているが，灯具から反対車線側の路面までの距離は，下り線と比較して上り線側からの方が短い．一般に同じランプ光束の場合，照度は光源からの距離の二乗に反比例するために，横断勾配により，上り線よりも下り線の方が反対車線からの照明の影響が大きい結果となることは，その特性を反映できていると考えられる．トンネル照明設備の設置条件（灯具配列，設置高さ，光軸方向，設置角度など）は，トンネルの線形，その他付帯設備などトンネルごとに異なるが，本研究で提案したモデルでは，こうしたトンネル条件の相違に対しても適用が可能であるといえる．つぎに，**表–5.3** のパラメータを用いて光束減衰過程を表現したものを**図–5.7** に示す．**図–5.7** は，各照明ランプの光束維持率の時間経過による推移を示している．同図より，1,000 日経過時の光束維持率の期待値は，12 時間点灯ランプが 65.6%，24 時間点灯ランプが 76.7%と 12 時間点灯ランプの方が光束維持率は小さい結果となる．また，全体的な傾向をみても，12 時間点灯ランプの方が，24 時間点灯ランプよりも光束の減衰比率が大きい結果となる．この結果は，点灯時間の長さよりも，ランプの消点灯によりかかる負荷の方が，光束の減衰に与える影響が大きいことを示唆している．本研究では，これまで明らかにされていなかった照明ランプの光束減衰過程を，照度測定データを用いて分析を行うことにより明らかにした．しかし，本研究で扱ったデータは限定的なものであり，光束維持率を精微に評価する上で，今後，さらなるデータの蓄積が必要である．

本研究で提案したモデルの妥当性を検証するために，実際の照度測定データとの比較行う．一例として，エリア $q = 1$（上り方向左側）の照度測定データと推定したモデルとの比較を**図–5.8** に示す．図中の赤色の実線はモデルの期待値，橙色点線はモデルの期待値の 95%信用域，青色の実線は照度測定データである．同図より，照度測定データの全体的な傾向が空間的照度分布モデルの期待値の 95%信用域の範囲で表現されていることが見て取れる．推定結果を用いて，不点発生時の照度低下の影響を分析する．例えば，供用開始直後に，エリア $q = 1$ の基本照明，通行車線側に設置されたランプを含む区間において不点が発生した場合，ランプ設置区間では，**表–5.2** のパラメータを用いて，不点発生に伴う隣接区間からの影響を考慮することにより，合計 88.0(lx) の照度低下が発生すると評価することができる．また，隣接区間についても，先ほどと同様の計算を行うことにより，50.0(lx) の

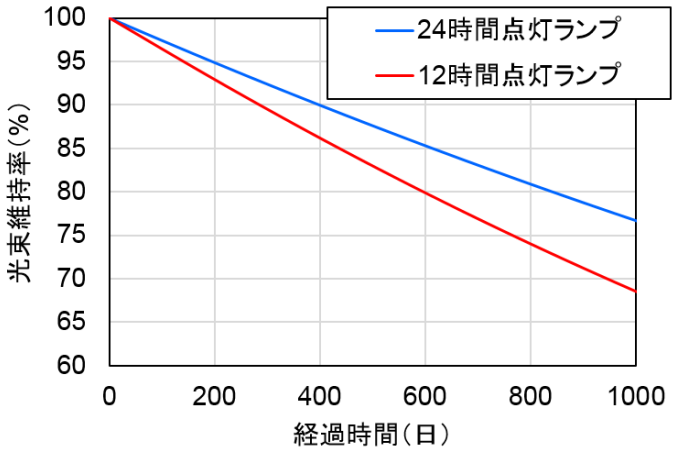


図 – 5.7　光束維持率の推移

照度低下が発生する結果となる．さらに，今回対象としたトンネルでは供用開始時に，限定された区間において照度測定データが獲得されている．供用開始時に獲得された測定値と**表–5.2** によって算出される照度低下の値の差をとることにより，実際に不点が発生した場合に想定される照度の算出が可能となる．算出した結果，ランプ設置区間では 36.6(lx)，隣接区間では 6.00(lx) という結果となった．また，本研究では，推定した光束減衰モデルを用いることにより，任意の使用時間における不点発生時の照度低下の評価が可能となる．光束減衰を考慮すると，1,000 日経過時に，エリア $q = 1$ の基本照明，通行車線側のランプ設置区間において，24 時間点灯ランプの不点が発生した場合，低下する照度の大きさの期待値は，ランプ設置区間では，**表–5.2**，**表–5.3** より 67.4(lx) となり，隣接区間では 38.3(lx) となる． つぎに，視認性に著しい影響を与える空間的リスクの評価を行う．本研究では 2 つの連続した位置で不点が発生した場合についての検討を行う．2 つの連続した位置で不点が発生した場合，**図–5.9** のような 3 つのパターンが考えられる．**図–5.9** の赤丸は不点が発生したことを示しており，(a)，(b)，(c) の順にそれぞれ道路の縦断方向，横断方向，斜め方向に連続不点が発生した場合である．今回対象としたトンネルでは，連続不点が発生する可能性がある箇所は (a) が 446 箇所，(b) が 224 箇所，(c) が 446 箇所の合計 1,116 箇所となった．各パターンのような連続不点が供用開始直後に発生した場合に想定される照度は，先ほどの単独不点発生時の場合と同様の手法で算出することが可能である．算出した結果を**表–5.4** に示す．**表–5.4** に示す期待値，信用域下限 5%値，上限 5%値はそれぞれのパター

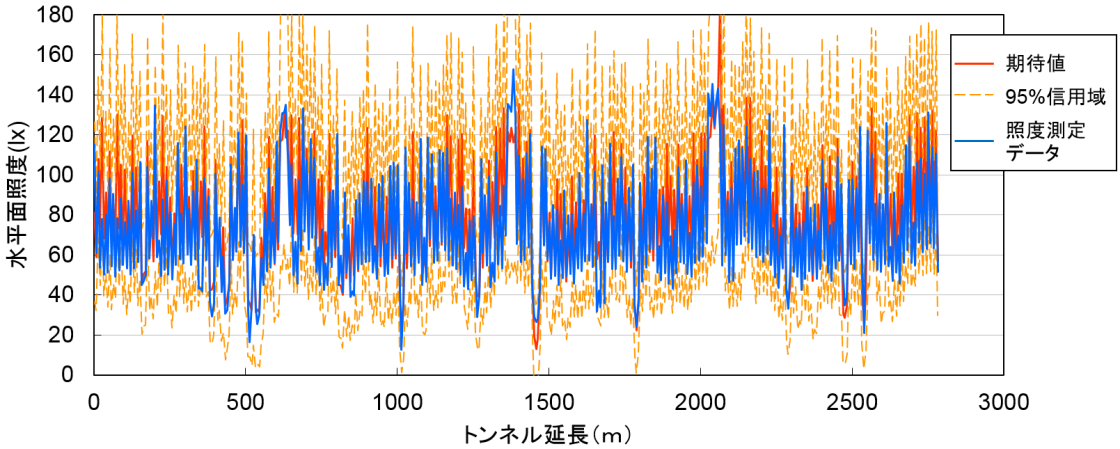
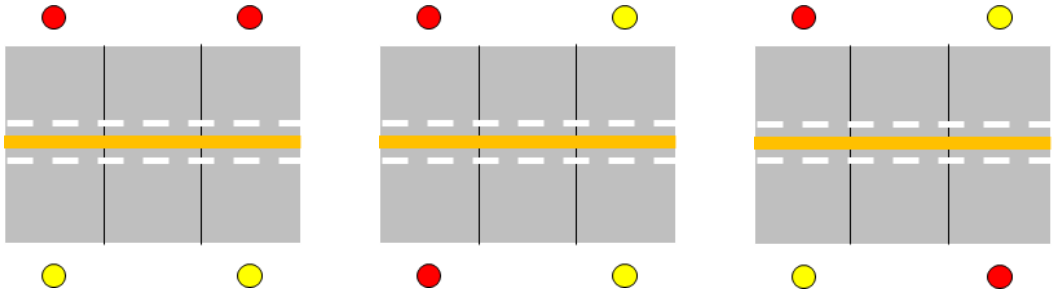


図 – 5.8　モデルと照度測定データの比較（対象：$q = 1$）



(a) 縦断方向　(b) 横断方向　(c) 斜め方向

図 – 5.9　連続不点発生位置パターン

ンに対して，全エリア $3Q$ の中で最小となる値である．**表–5.4** によると，縦断方向にて連続不点が発生した場合，照明ランプ設置区間に隣接する区間の照度が最も低くなる．また，照明ランプ設置区間においても，横断方向にて連続不点が発生した場合，隣接区間と同程度の照度まで低下することが確認できる．このように，本研究で提案したモデルの推定結果を用いることにより，空間的リスクの定量的評価が可能となる．

5.5.4　シミュレーション結果

5.5.2，**5.5.3** の推定結果を用いて，本研究の対象とするトンネル内に設置されている 448 個の照明ランプに対してリスクシミュレーションモデルを適用する．サンプルパスの目標個数を $R = 10,000$ とし，点検・更新間隔を 90 日，180 日，270 日，360 日と変化させた場合を考える．**図–5.10**(a) は点検間隔と残存率の関係を示したものである．点検間隔が 90 日，180 日，270 日，360 日である場合の残存率をそれぞれ，緑色，青色，橙色，赤色の点で示

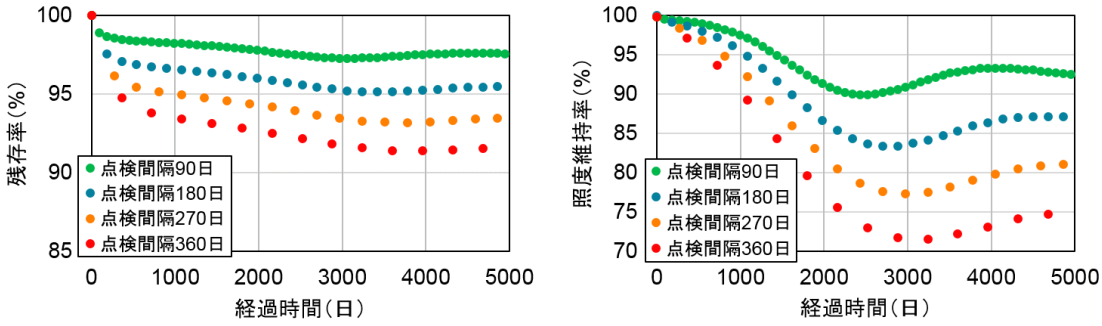
表 – 5.4　各パターンの連続不点発生時の照度

	縦断方向	横断方向	斜め方向
ランプ設置区間	31.0 (25.0,36.8)	18.8 (7.95,27.9)	26.0 (17.1,25.0)
ランプ隣接区間	6.50 (3.34,9.55)	17.0 (17.5,25.1)	17.0 (17.5,25.1)

それぞれの 1 行目には期待値，2 行目には下限 5%，上限 5%の値を示す.

している．当然のことながら，点検間隔を大きくすればするほど，同一経過時間における残存率は低下する．さらに，いずれの点検間隔の場合においても供用開始から時間が経過するにつれて残存率は低下していき，一定時間経過後，一定値に収束していく傾向がみられる．これは，点検によって不点ランプが全て更新されたとしても，点検後のトンネル内の照明ランプの使用時間分布が，点検後ごとに異なるためである．使用時間分布が異なると，不点発生確率が時間の経過とともに増大するワイブル劣化ハザードモデルに従うため，次回点検時の残存率が変動する．トンネル供用開始から点検・更新を重ねることにより，照明ランプの使用時間分布が一定の分布へと近づき，残存率も一定の値に収束していくものと考えられる．

つぎに，**図–5.10**(b) に本研究で提案した照度維持率に関する結果を示す．**図–5.10**(b) には一例として，トンネル照明設備の設置基準として定められている路面輝度 [11]（本研究では設計速度を 70km/h，保守率を 1.0 とした）に基づき算出した 41.6(lx) を管理照度に設定した場合の結果を示す．照度維持率についても残存率が示す傾向と同様に，いずれの点検間隔においても供用開始から時間が経過するにつれて低下していき，一定時間経過後はある特定の値に収束していく．一方で，同一の残存率の場合であっても，照度維持率は必ずしも一致するわけではない．**図–5.10**(a) の 95.0%付近に着目すると，点検間隔が 180 日，270 日，360 日において残存率が該当範囲を示す場合に，**図–5.10**(b) の照度維持率はそれぞれ 84.7%，92.2%，97.0%と異なっていることが確認できる．こうした照度維持率と残存率の違いは，空間性を考慮しているか否かによるものである．残存率は，式 (5.37) で示すように，トンネル内に設置されている照明ランプの総数に対する，不点となっていない照明ランプの比と定義している．そのため，照明ランプが不点となった場合の具体的なトンネル内の視認性の評価をすることができず，単に，不点により減少する明るさの程度を把握す



（a）残存率　　（b）照度維持率（管理照度 41.6（lx））

図 – 5.10　点検間隔ごとのリスクマネジメント指標の推移

るにとどまる．これにより，ランプ直下とランプ間の明るさの違いの評価や，空間的リスクの評価を実施することができない．一方で照度維持率は，トンネル内の全区間に対する，任意に設定した管理照度を上回る区間の比と定義している．トンネルを空間的にとらえ，照度を用いて評価することにより，ランプ設置条件による照度のばらつきや不点による照度低下を考慮した上で，トンネル内の明るさを評価することができる．さらに，**図–5.11** には，本事例で適用した管理照度 41.6(lx) をより安全側に評価するため，41.6(lx) を 0.8，0.9 で除した管理照度 (46.2(lx)，52.0(lx)) を用いて，点検間隔 180 日における照度維持率の変化を示している．管理照度を変化させることで，照度維持率も大きく変化していることがわかる．これにより，交通量の多寡などのトンネル特性に応じて管理照度を設定し，照度維持率を算出することで，トンネルの特性に応じた点検間隔の議論が可能となる．また，既存の残存率に加え，本研究で提案した照度維持率は，いずれも信用域による評価が可能である．**図–5.12** には，各リスクマネジメント指標の信用域の下限 5%，1%で評価したものを示している．同図の青点で示されている期待値は，それぞれ**図–5.10** 中の点検間隔が 180 日の結果と一致する．信用域の評価において，残存率に比べると，照度維持率は期待値と下限値との間に大きな差が存在することが見て取れる．今後，期待値での評価だけではなくこのような信用域での評価を検討することが，リスクマネジメントに対して有効である．

本研究で提案した照度維持率は，管理照度を満たす区間の比率をトンネル全体にわたって評価する．しかし，管理照度を満たさない区間の中でも，管理照度付近の照度を有する区間と，0 付近の照度を有する区間では，区間の視認性に関するリスクが大きく異なると考えられる．そのため，照度維持率を用いてトンネル全体が有する視認性に関するリスク

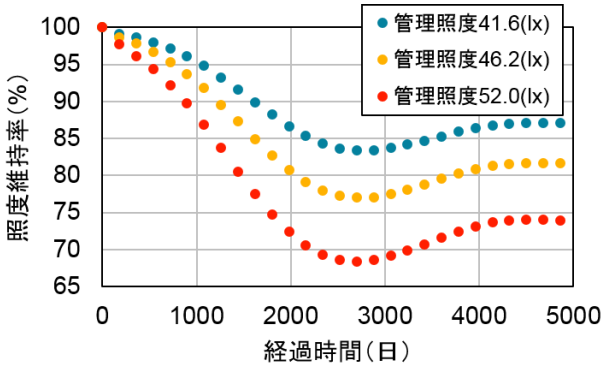
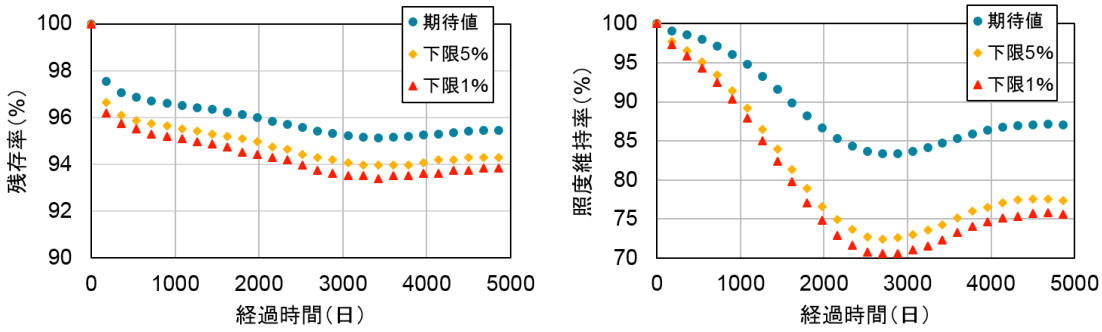


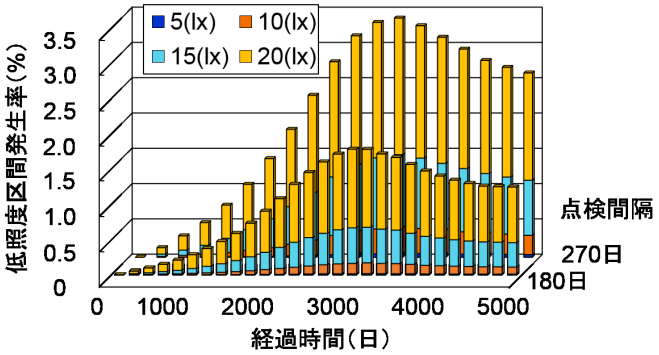
図 – 5.11　管理照度と照度維持率の関係（点検間隔 180 日）



（a）残存率　　（b）照度維持率（管理照度 41.6（lx））

図 – 5.12　リスクマネジメント指標の信用域による評価（点検間隔 180 日）

評価だけでなく，管理照度を満たさない区間，特に，0 付近の照度を有する区間の比率を分析する必要がある．**表–5.4** において分析したように，区間照度が 20(lx) 以下の場合，ランプ設置区間，あるいはその隣接区間において連続不点が発生している可能性が極めて高い．したがって，区間照度 20(lx) 以下となる区間全体を低照度区間と呼び，**図–5.13** に，点検間隔を 180 日，270 日とした時における，低照度区間の発生率の経時変化を示している．また，グラフに示される低照度区間は，0(lx) から 5(lx) 刻みで 20(lx) まで，合計 4 つの照度範囲に分割し，それぞれの比率を色分けして累積発生率として表示している．点検間隔 180 日に着目すると，2,700 日経過時点における低照度区間の発生率は 1.74%であり，点検間隔 270 日においては 3.14%となる．一方で，2,700 日経過時点における照度維持率は，点検間隔 180 日において 83.4%，270 日において 77.6%である．したがって，管理照度を満たさない区間の比率はそれぞれ 16.6%，22.4%であり，管理照度を満たさない区間に対する低照度区間の比率はそれぞれ 10.5%，14.0%となり，必ずしも一定とはならないことがわか



図－5.13　低照度区間発生率の推移

る．また，本研究で対象としたトンネルは，道路幅 7m，総延長 2,794m，総面積 19,558m^2 であることから，点検間隔 180 日，270 日において，管理照度を満たさない区間に対する低照度区間の延長はそれぞれ 48.6m，87.7m，面積はそれぞれ 340m^2，614m^2 と，言い換えることもできる．この結果の大小がどの程度視認性に影響を与えるかを判断することは容易ではない．しかし，管理照度を満たす区間が低照度区間の視認性を補完することはできないことから，少なくとも，照度維持率を用いてトンネル全体が有する視認性に関するリスクを評価した後に，低照度区間の比率を分析することが，更なる安全性の確保に繋がることはいうまでもない．

5.5.5　実用化への示唆

トンネル照明施設の主目的は，いかなる状況にあっても運転者に安全走行に必要な視環境を提供することである．また，社会基盤施設として，建設・管理費の削減も要請される．このため照明マネジメントにおいては，１）照明要件を満たし，建設および維持管理を考慮した設備設計と，２）供用後の安全かつ効率的な維持管理が重要となる．既述のとおり，現地で実施されているトンネル照明の維持管理は，灯具の腐食劣化による落下のリスクを除くと，目視点検と照度測定であり，これらの結果に基づきトンネル照明設備の評価を行い，不点ランプ交換および器具清掃の判断を実施している．照明マネジメントの観点からは，点検時におけるトンネル照明基準確保の評価だけでなく，いつ頃不点となるかのランプ寿命予測とランプ光束減衰予測を考慮した，トンネル内の照度低下の予測に基づく保全計画と点検頻度の設定が重要であるが，従来の分析手法では困難であった．本研究の成果

に基づくと，これらの課題に対するいくつかの示唆を得ることができる．

まずランプ寿命予測について，ランプの劣化過程は照明の運用によって異なり，個々のランプ寿命の予測が難しいことから，一般にランプ取替えは，不点確認後に実施される．このため点検間隔が大きい場合，多くの不点により，局所的に基準値を下回る区間が発生していた．本研究で提案したモデルは，ランプ個々に対して点灯時間に応じた不点発生確率を算出するため，個々のランプの劣化予測だけではなく，例えば次の点検時までに不点となるランプ数の予測にも応用でき，効率的なランプ調達・交換計画の立案が可能となる．次に，照度測定について，これまではトンネル内の照度を連続的に測定することで，トンネル全体の照度を把握できるにもかかわらず，照度低下の要素の１つであるランプの光束維持率の低下が予測できていなかった．また，現在さまざまなランプに対して，光束を所要値に確保する調光機能を有する器具が開発され，その調光方法もさまざまであることから，実際の光束維持率を考慮する必要がある．本提案手法により照度測定データから当該トンネルに採用されたランプの運用を考慮した光束維持率の設定が可能となる．

したがって，トンネル毎に点検間隔に対する，ランプの残存率の予測や，トンネル内の任意の地点の照度維持率の予測，連続不点の予測を組み合わせて，照度低下リスクと交換費用を考慮した合理的な点検間隔の設定など戦略的な意思決定が可能となる．このことは，本提案モデルが照明マネジメント（維持管理）としての有効性を示唆するものであると言える．

5.6　おわりに

本研究では，トンネル全体を対象とする空間的な照度低下リスクを，1）照明ランプの不点，2）照明ランプの光束減衰を考慮したシミュレーションによって評価し，トンネル全体のリスクを評価する方法論を提案した．前者に関しては，個別の照明ランプの不点発生過程を不点発生確率が時間とともに増大するワイブル劣化ハザードモデルを用いて表現するとともに，後者に関しては照明ランプの光束減衰を考慮した空間的照度分布モデルを開発した．その上で，トンネル内の視認性に関わるリスクシミュレーションを実施し，トンネル内のリスクマネジメント指標による評価手法を提案した．本研究では，提案した照度維持率が，ランプの不点，光束減衰による劣化過程に加え，空間的な影響を考慮したリスク評価を可能とすることを実際の点検データを用いた実証分析により明らかにした．その一方で今後の課題として以下をあげる．

第1に，トンネル内清掃による照度変化を考慮したモデルの開発が必要となる．本研究において，トンネル内の照度低下の要因として，照明ランプの不点，光束減衰を取り上げた．また，煤煙の影響を照明ランプの光束減衰に含めてモデルを構築した．しかし，煤煙の影響は照明ランプだけではなく，トンネル内の壁面におよび，照度低下に大きな影響を与えている場合が少なくない．そのため，トンネル内清掃によってトンネル内全体の照度が大きく回復することも考えられる．今後，トンネル内の清掃時期，および清掃前後の照度測定結果のデータを蓄積し，トンネル内清掃による照度変化を分析する必要がある．第2に，リスクシミュレーションと連動したライフサイクル費用分析手法を構築し，最適な点検・更新政策の議論が必要である．本研究の結果より，照明ランプの使用時間分布の違いにより，トンネル供用開始直後は高水準の照度維持率を保つことが明らかになった．現行のように点検間隔を一律に設定するのではなく，点検費用を考慮した上で，供用開始直後においては点検間隔を長く，その後，点検間隔を短く設定する等の点検間隔の切り替えについての分析が必要となる．これにより，リスクと経済性を考慮した形で，照明マネジメントが可能となる．第3に，本研究で提案したモデルの適用範囲を拡大し，適用事例を積み重ねることが重要である．本研究の成果は，特定のトンネル照明を対象に得られたものであり，限定的な知見である．数多くのトンネルに本モデルを適用し，統計分析の信頼性

を高めると同時に，照明方式や配光の違いが及ぼす空間的作用への影響を考慮する等，モデルの逐次改善を実施する必要がある．

参考文献

1) 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/IV-67，pp.111-124，2005.

2) 早矢仕廉太郎，平川恵士，小濱健吾，貝戸清之：トンネル照明を対象とした空間的照度分布の推定，土木学会論文集 F4（建設マネジメント）特集号，Vol.69，No.4，pp.l19-l26，2013.

3) 青木一也，山本浩司，小林潔司：トンネル照明システムの最適点検・更新政策，土木学会論文集，No.805/VI-67，pp.105-116，2005.

4) 照明学会編：照明ハンドブック，オーム社，pp.431，1978.

5) 平川恵士，戸枝邦夫，菅原剛，坂本正悦：トンネル照明設備の保守率設定，照明学会誌，96(2)，pp.69-74，2012.

6) 一般社団法人照明学会：照明設計の保守率と保守計画，第 3 版，2006.

7) Anselin, L.: *Spatial Econometrics: Methods and Models*，Kluwer academic publishers，1988.

8) 和合肇：ベイズ計量経済分析，マルコフ連鎖モンテカルロ法とその応用，東洋経済新報社，2005.

9) 伊庭幸人：計算統計学のフロンティア–計算統計 II，マルコフ連鎖モンテカルロ法とその周辺，岩波書店，2005.

10) Geweke, J.: Evaluating the Accuracy of Sampling-based Approaches to Calculation of Posterior Moments, *Bayesian Statistics*, Vol.4, pp.169-193, 1996.

11) (社) 日本道路協会：道路照明施設設置基準・同解説，2007.

12) Lancaster, T.: *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press, 1990.

13) Gourieroux, C.: *Econometrics of Qualitative Dependent Variables*, Cambridge University Press, 2000.

第6章　非定常な点検間隔を考慮した高速道路トンネル照明設備の最適点検・更新施策

6.1　はじめに

高速道路には様々な付帯施設が設置されている．道路管理者は付帯施設に対して定期的に点検を実施し，劣化状態に応じて補修・更新を行う．本研究では，高速道路付帯施設の中でもトンネル照明設備（以下，照明設備）に着目する．照明設備は，複数のトンネル照明灯具（以下，灯具）により構成され，トンネル単位で適切な明るさとなるように調光制御して運用される．また，個々の灯具は，照明ランプ，安定器，照明器具の部品で構成される．各部品の劣化の進展により，交通事故や車両破損事故の発生に関する潜在的リスクが増加する．具体的に，照明ランプや安定器の故障による照明ランプの不点は，トンネル内の照度低下を招き，交通事故の発生可能性を増大させる．照明器具の腐食等による劣化進展は，灯具の脱落・落下の可能性を増大させる．道路管理者は定期的な点検・更新を通して，これら潜在的リスクの増大を予防しているが，一方で過剰な点検は点検費用の増加と交通規制による社会的損失を招くために，ある一定のリスク管理水準を満たしつつ，点検などの諸費用を最小化するような点検・更新施策を実施することが求められている．本研究では，トンネル内における事故発生のリスクの1つとして，トンネル照明設備を取り上げる．同設備の潜在的リスクとして照明ランプの不点リスク，灯具の落下リスクを取り上げ，点検データを用いた統計的劣化予測結果に基づき潜在的リスクを定量化する．さらに，ライフサイクル費用分析の考え方に基づき，点検・更新費用を定量化する．その上で，所与のリスク管理水準の下で点検・更新費用を最小化する最適点検・更新モデルを定式化する．

トンネル照明設備の点検・更新施策を考える場合，照明ランプ・照明器具の点検更新間隔，照明器具の補修施策，照明設備の一括更新時期などが政策変数となり得る．一般的に，橋梁等の社会基盤施設の点検・更新間隔の設定に際しては，定常的な点検・更新間隔を考え，費用を算出することが多い．しかし，照明設備は10年～20年程度の短い期間で一括

更新され，供用開始時点と同様の新設状態に戻る．そのため，新設時の点検・更新間隔を劣化進展時の点検・更新間隔と同様に設定する定常的な施策では非効率となる可能性がある．したがって，一括更新直後（あるいは供用開始直後）は点検・更新間隔を長く，その後，段階的に点検間隔を短くしていくといったような非定常的な点検・更新間隔を設定する必要がある．点検・更新施策の候補の数は，非定常的な点検・更新間隔の組合せの総数が大きく影響し，莫大な数となるために，点検・更新施策の候補からシステム的に最適・点検更新施策を選定するための方法論の開発が必要不可欠となる．

以上の問題意識のもと，本研究では，非定常的な点検間隔を考慮した最適点検・更新モデルを提案する．具体的には，照明灯具を構成する部品（照明ランプ，安定器，照明器具）ごとの劣化過程をハザードモデルに基づく統計的劣化予測モデルで表現し，その劣化・更新過程をマルコフ連鎖モデルにより表現する．さらに，点検・更新施策の最適化問題に対して，遺伝的アルゴリズムを用いた方法論を開発することにより，非定常な点検間隔を考慮した，最適点検・更新施策を求めるための方法論を提案する．以下，**6.2** では本研究の基本的な考え方を述べる．**6.3** では部品の劣化・更新過程をモデル化する．**6.4** では最適点検・更新モデルを定式化する．**6.5** では遺伝的アルゴリズムに基づいたモデルの解法を詳述する．最後に，**6.6** において提案した方法論を実際のトンネル照明設備に適用し，その有用性を示す．

6.2　本研究の基本的な考え方

6.2.1　既往研究の概要

従来より，ライフサイクル費用を用いた最適維持管理施策決定のための方法論に関する研究が蓄積されてきており [1, 2]，RC 構造物，沿岸構造物など多様な社会基盤施設への適用事例が報告されている [3, 4]．さらには，地震や台風といったイベント的に発生する事象を確率的に表現し，耐震，耐風補強を考慮したライフサイクル費用の算定方法も提案されている [5, 6]．さらに，マルコフ決定モデル [7] を用いることにより，ライフサイクル費用の分析手法は飛躍的な発展を遂げた．健全度を離散的な状態変数で記述するマルコフ決定モデルは，劣化過程の記述が簡単であり，数多くの実用モデル [8)−11)] が提案されている．伝統的なマルコフ決定モデルは，システムの劣化過程を表現するマルコフ推移確率が，初期時

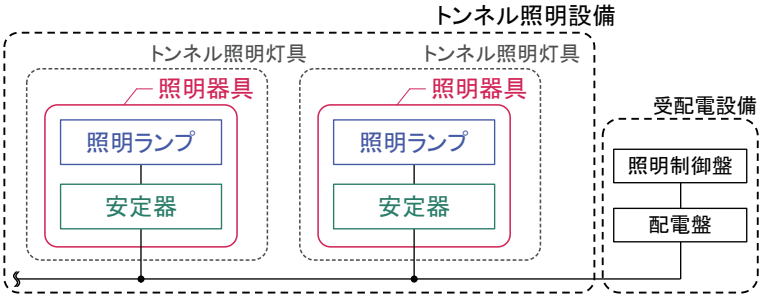


図 – 6.1　トンネル照明システム

点からの経過時間に依存しないような斉次マルコフ劣化モデルで表現され，定常的な最適点検・更新施策を求めることを目的としている．このようなマルコフ決定モデルに関する研究は，ハザードモデルを用いて劣化過程を表現する方法[12, 13]が開発されたことにより，モデルの推定精度が向上し，実用化が急速に進められた．例えば，青木等は照明ランプで構成されるシステムを対象として，システム全体の点検・補修タイミングに関する補修施策を求める方法論を提案している[14, 15]．さらに，津田等[16]は橋梁部材の劣化過程を表すマルコフ推移確率行列を多段階指数ハザードモデル（マルコフ劣化ハザードモデル）を用いて推定する方法を提案し，貝戸等[19]は平均費用を最小にするような橋梁補修施策を求めるマルコフ決定モデルを提案している．さらに，織田澤等[20]は，機能部と構造部で構成される複合的道路付帯施設に対し，最適補修同期化モデルを提案している．

しかし，以上の方法論はいずれも施設に対する点検間隔が時間に依存せず，定常的であることを前提としている．それに対し，本研究では，1）非定常な点検間隔を持つ点検・更新施策を導入することによるライフサイクル費用の低減効果の定量化，2）非定常な点検間隔を考慮した点検・更新施策の最適化，を目標とする．このように，非定常な点検間隔を考慮し，最適点検・更新施策をシステム的に求めるための方法論は，著者らの知る限り過去には存在しない．

6.2.2　照明設備の構成と点検・更新スキーム

道路管理者があるトンネルの照明設備を管理する問題を考える．高速道路トンネル照明設備は複数の照明灯具により構成される．**図–6.1** は，照明設備の構成を示す模式図である．照明設備はトンネル照明システムの一部であり，照明ランプ，安定器，それらを固定する

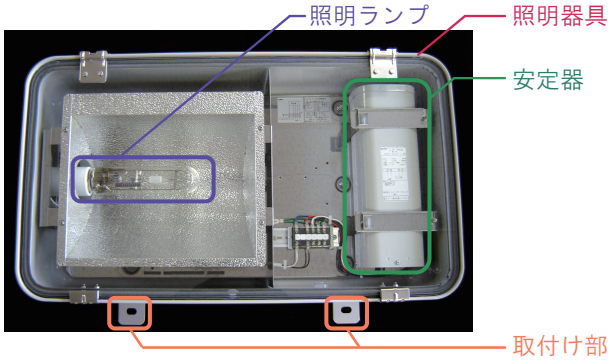


図 – 6.2　トンネル照明灯具

照明器具により構成される．本研究では，点検により点検データが獲得されている照明ランプ，安定器，照明器具を灯具と定義し，以下での議論を進める．さらに，**図–6.2** には，本研究で対象とする高速道路のトンネル照明灯具の写真を示しているので，併せて参照されたい．灯具は，照明ランプ，安定器，照明器具で構成され，N 個の灯具で照明設備が構成される．なお，本研究では，灯具をトンネルに固定するための取付け部や取付け金具の劣化も照明器具の劣化とみなす．3 種類の部品を識別するために，部品番号 ι を導入する．部品番号は主に **6.3** 以降で使用され，状態変数ベクトルやライフサイクル費用などを示す記号の添え字として使用する．$\iota = 1$ のとき照明ランプを，$\iota = 2$ のとき安定器を，$\iota = 3$ のとき照明器具を表す．$n\ (n = 1, \cdots, N)$ は，灯具を示す番号であり，照明ランプ，安定器，照明器具は，各灯具に 1 つずつ含まれており，トンネル内には，N 個ずつの照明ランプ，安定器，照明器具が設置されている．さらに，管理対象となる 1 つのトンネル内に設置された全ての灯具を本稿では照明設備と呼ぶ．いま，照明設備に対する点検が部品単位で行われていると考える．点検により，トンネル内の全ての灯具の安全性を確認し，照明ランプの故障を発見した場合や，照明器具の劣化に起因した灯具の落下の危険性を確認した場合には直ちに適切な処置がなされる．以下では，現状の高速道路トンネル照明システムの管理体制を踏まえ，本研究で想定する各部品の点検・更新スキームを説明する．

図–6.3 に，本研究で想定するような灯具を構成する 3 種類の部品の点検・更新スキームを示す．非定常な時間間隔で実施される点検により，照明ランプの故障状態，照明器具の劣化状態に関する情報を獲得することができる．照明ランプの状態は故障の有無による 2 値状態で表され，照明器具の劣化状態は離散的な状態変数である健全度を用いて表される．

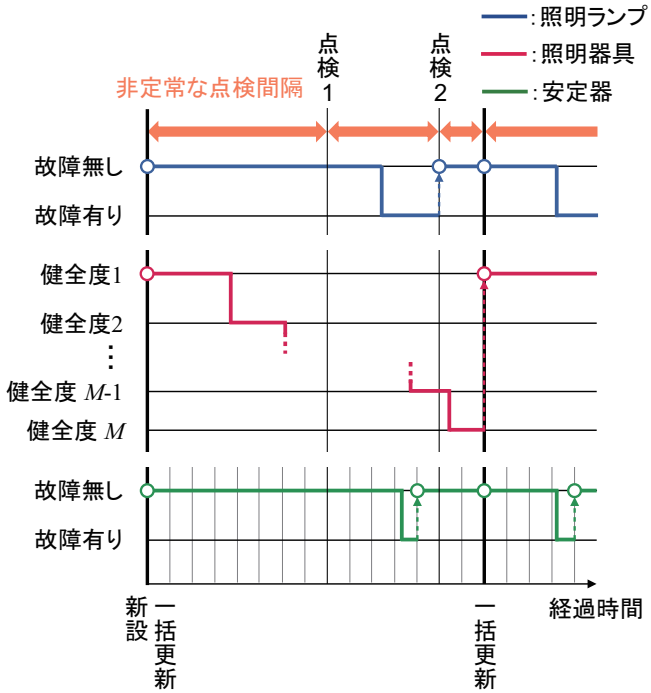


図 – 6.3　各部品の故障，劣化に対する点検・更新スキーム

点検により，故障している照明ランプは直ちに更新され，また，照明器具に関しては，健全度に応じて適切な補修や更新が実施される．一方，ある 1 つの安定器の故障に起因した照明ランプの不点は，1）受配電設備のショートを引き起こしトンネル内に複数存在する電気回路のうち，故障した安定器が接続された回路の全ての照明ランプが不点となる場合（以下，大量不点），2）当該安定器の灯具内の照明ランプのみが不点となる場合，の 2 種類に分類できる．大量不点に対しては，日々実施される日常道路巡回やドライバーの通報により，回路ごとの連続不点による安定器の故障が疑われると，緊急出動により直ちに故障している安定器の取替が実施される．さらに，安定器の故障に起因した個々の照明ランプの不点リスクを低減するために，定期的に安定器の一括更新を実施する場合もある．灯具を構成する 3 種類の部品では，管理体制が大きく異なっているが，3 種類の部品以外の劣化や，技術的陳腐化による部品調達にかかるコストの増加を考慮し，トンネル内の全ての灯具に対して，定期的に一括更新が実施され，照明ランプ，安定器，照明器具が同時に取り替えられている．

以上の点検・更新スキームを踏まえ，**6.3** において，照明ランプ，安定器，照明器具の点検・更新過程を個別に定義し，照明ランプおよび照明器具の点検間隔，安定器の一括更新

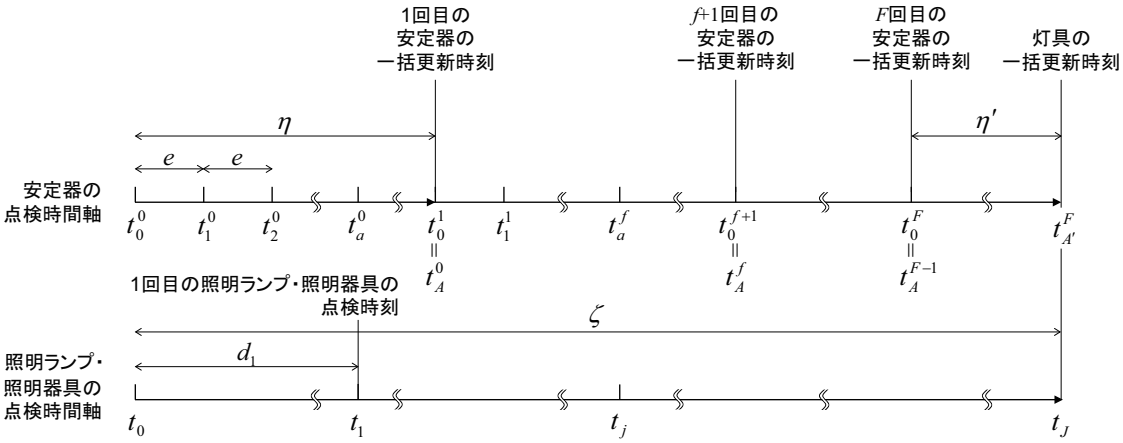


図 – 6.4　離散的時間軸

タイミング，照明器具の補修施策，灯具の一括更新間隔を考慮した最適な点検・更新施策をモデル化する．

6.2.3　道路付帯施設の維持管理特性と非定常な点検間隔

社会基盤施設の更新に関する維持管理施策は，逐次更新施策と一括更新施策に大別することができる．本研究で対象とするような道路付帯施設の場合，定期的な点検時点において故障している施設が逐次更新され，さらに，技術的陳腐化による部品の調達コストの増加などを考慮し，供用開始，あるいは前回の一括更新時点から一定の時間が経過すると，施設の故障の有無にかかわらず管理する全ての施設を一括更新するような施策が慣用的に採用されている．このような施策の下での施設の健全性の推移をマルコフ連鎖モデルに基づき考えた場合，供用開始，あるいは一括更新直後と，その後ある程度の期間が経過した時点では，部品の健全性を表す状態分布（健全度そのものの分布，あるいは使用時間分布）が大きく異なる．供用開始直後においては，最も健全な状態のみで構成されるが，時間の経過により補修（あるいは更新）が繰り返されることで，補修直後で最も健全な状態のものや，劣化が大きく進展しているもの，あるいは使用時間の大きいものなどが混在することとなる．したがって，供用開始直後の点検間隔を，その後ある程度の期間が経過した時点における点検間隔と同様に設定すると，健全な状態であるのにもかかわらず点検を実施することとなり，結果としてライフサイクル費用が増加してしまうと考えられる．橋梁などの一般的に半永久的な供用が予定され，供用期間内に一括更新が行われずに逐次更新施

策のみが実施されるような社会基盤施設においては，供用開始直後などの施設の劣化状態が極端に偏っている期間の占める割合が供用期間に対して小さく，非定常な点検間隔を考慮したとしても，ライフサイクル費用に与える影響は小さいと考えられる．しかし，一括更新施策が採用されることが多い照明設備のような機器類を含む社会基盤施設においては，一括更新直後の施設の状態が供用開始直後の状態と同様と考えられるため，一括更新の回数の増加に伴い，劣化状態が極端に偏っている期間の占める割合も大きくなる．そのため，非定常な点検間隔を考慮することで，より効率的な点検施策を実施し，ライフサイクル費用を低減することができると考えられる．

6.3　部品の劣化・更新過程のモデル化

6.3.1　モデル化の前提条件

(a) 離散的時間軸の設定

本研究では，照明設備の劣化・更新過程を表現するために，**図–6.4** のような 2 種類の離散的時間軸を用いる．まず，照明ランプと照明器具の劣化・点検・更新過程を記述するために，カレンダー時刻（以下，時刻）t_0 を起点とする離散的時間軸，

$$t_j = t_{j-1} + d_j \tag{6.1}$$

$$(j = 1, 2, \cdots, J)$$

を導入する．添え字 j $(j = 1, 2, \cdots, J)$ は照明ランプと照明器具の点検回数を表し，時刻 t_j は j 回目の点検時刻を表す．また，d_j は $j-1$ 回目の点検と j 回目の点検の点検間隔を表す．さらに，J 回目の点検時刻 t_J にトンネル内の全ての灯具の一括更新が行われる．一括更新間隔 $\zeta = t_J - t_0$ は政策変数となる．一方，先述したように，灯具を構成する部品の 1 つである安定器は，日々の道路巡回業務において，安定器の故障に起因した照明ランプの大量不点が確認されると，直ちに当該安定器を更新する，さらに，トンネル照明設備の一括更新とは別個に安定器独自の一括更新を考慮する，という管理体制が敷かれている．そのため，安定器の劣化・更新過程を記述するために，時刻 $t_0^0 (= t_0)$ を起点とする再帰的な離散的

時間軸,

$$t_a^f = t_0^f + ae \tag{6.2-a}$$

$$t_A^f = t_0^{f+1} \tag{6.2-b}$$

$$(a = 1, \cdots, A;\ f = 0, 1, \cdots, F)$$

を導入する．ただし，添え字 a $(a = 1, 2, \cdots, A)$ は単位時間間隔 e における安定器故障の有無を確認するための道路巡回回数であり，時刻 t_a^f は a 回目の巡回時刻を表す．A 回目の巡回時にトンネル内の全ての灯具に対して，安定器の一括更新が実施される．安定器の一括更新間隔を $\eta = Ae$ と表す．さらに，添え字 f は，前回の照明設備の一括更新時刻から時刻 t_a^f までに実施された安定器の一括更新回数であり，灯具の一括更新時刻までに F 回の安定器の一括更新が実施される．また，灯具の一括更新において安定器の更新も同時に実施されることから，$F + 1$ 回目の安定器の一括更新間隔を $\eta' = A'e$ として，

$$\zeta = F \times Ae + A'e \tag{6.3}$$

が満たされる．ここで，照明設備の一括更新間隔 ζ と安定器の一括更新間隔 η を所与とすると，安定器の一括更新回数 F は一意に定まることに留意されたい.

(b) 状態変数ベクトルの設定

対象とするトンネルは，N 個の灯具で構成されている．照明ランプと安定器は，故障しているか否かの 2 値状態でその健全性が評価される．時刻 t_j における施設の劣化状態を表現するために，ダミー変数

$$\delta_\iota(t_j) = \begin{cases} 1: \text{部品}\iota\text{が故障している場合} \\ 0: \text{部品}\iota\text{が故障していない場合} \end{cases} \tag{6.4}$$

$$(\iota = 1, 2)$$

を設定する．ただし，部品 1 は照明ランプ，部品 2 は安定器を表す．本研究では，照明ランプ，安定器の劣化過程を時間依存型のハザード関数を持つワイブル劣化ハザードモデル[12)] で表現する．このとき，各部品の使用時間を状態空間とするマルコフ連鎖を構築することで，照明ランプと安定器の劣化状態を表すため，各部品の使用時間を記録する必要がある．まず，照明ランプに関して，時刻 t_j $(j = 1, \cdots, J)$ において，個々の照明ランプの使用時間として考え得る全ての時間を要素とする使用時間分布ベクトルを $\boldsymbol{S}_j$ とする．使用時間

分布ベクトル $\boldsymbol{S}_j$ を具体的に書き表すと，

$$\boldsymbol{S}_j = (S_j^1, \cdots, S_j^j) = (0, d_j, d_j + d_{j-1}, \cdots, d_j + d_{j-1} + \cdots d_1) \tag{6.5}$$

となる．$j+1$ 個の要素からなる使用時間分布ベクトル $\boldsymbol{S}_j$ が，照明ランプの劣化・更新過程を表現するマルコフ連鎖の時刻 t_j における状態集合となり，その状態数は点検間隔の非定常性に起因し，時刻ごとに変化する．時刻 t_{j-1} $(j = 1, \cdots, J-1)$ から時刻 t_j への照明ランプの使用時間の推移に着目すると，時刻 t_{j-1} において使用時間が S_{j-1}^p $(p = 1, \cdots, j-1)$ の照明ランプが時刻 t_j においても故障していない場合，その使用時間は $S_{j-1}^p + d_j$ となる．一方，時刻 t_{j-1} において使用時間が S_{j-1}^p $(p = 1, \cdots, j-1)$ の照明ランプが期間 $(t_{j-1}, t_j]$ 内に故障した場合，時刻 t_j において照明ランプは取替えられ，その使用時間は 0 となる．すなわち，時刻 t_j における照明ランプの使用時間分布は，時刻 t_{j-1} における照明ランプの使用時間分布ベクトルの各要素に点検間隔 d_j をそれぞれ加えたベクトル，および故障によって取り替えられた場合である使用時間 0 によって構成される．このことを再帰的に表現すると，時刻 t_j における $j+1$ 次の使用時間分布ベクトル $\boldsymbol{S}_j$ の要素 S_j^p は，

$$S_j^1 = 0 \tag{6.6-a}$$

$$S_j^{p+1} = S_{j-1}^p + d_j \tag{6.6-b}$$

$$(p = 1, \cdots, j)$$

と表現できる．なお，$j = 0$ 時点において供用が開始されるため，$S_0 = 0$ である．ここで，時刻 t_j における使用時間分布ベクトルの要素 S_j^p に対応する使用時間別部品数を $n_{1,p}(t_j)$ と設定する．$n_{1,p}(t_j)(p = 1, \cdots, j+1)$ は，時刻 t_j に使用時間が S_j^p となる照明ランプ数である．時刻 t_j における使用時間別部品数は，$j+1$ 次の状態変数ベクトル

$$\boldsymbol{n}_1(t_j) = (n_{1,1}(t_j), \cdots, n_{1,j+1}(t_j)) \tag{6.7}$$

で表すことができる．ただし，$n_{1,1}(t_j)$ は時刻 t_j に点検によって取り替えられた照明ランプ数を表す．次に，トンネル内の灯具全体の平均的な劣化・更新過程を記述することを考える．照明ランプの使用状態は，状態変数ベクトル (6.7) を用いて表される．この状態変数ベクトルを用いて，各状態が生起する相対頻度ベクトルを設定する．いま，各使用時間状態

の相対頻度を，

$$\nu_{1,p}(t_j) = \frac{n_{1,p}(t_j)}{N} \tag{6.8}$$

と表す．さらに，相対頻度 $\nu_{1,p}(t_j)$ を要素とする 1 行 $j+1$ 列ベクトル $\boldsymbol{\nu}_1(t_j)$ を，

$$\boldsymbol{\nu}_1(t_j) = (\nu_{1,1}(t_j), \cdots, \nu_{1,j+1}(t_j)) \tag{6.9}$$

と表す.

安定器に関しては，時刻 t_a^f における使用時間別部品数を，状態変数ベクトル

$$\boldsymbol{n}_2(t_a^f) = (n_{2,1}(t_a^f), \cdots, n_{2,A}(t_a^f)) \tag{6.10}$$

で表現する．$n_{2,q}(t_a^f)(q = 1, \cdots, A)$ は，時刻 t_a^f に使用時間が $(q-1)e$ となる安定器の数である．したがって，各使用時間状態の相対頻度を，

$$\nu_{2,q}(t_a^f) = \frac{n_{2,q}(t_a^f)}{N} \tag{6.11}$$

と表すことができる．また，相対頻度 $\nu_{2,q}(t_a^f)$ を要素とする行ベクトル $\boldsymbol{\nu}_2(t_a^f)$ を，

$$\boldsymbol{\nu}_2(t_a^f) = (\nu_{2,1}(t_a^f), \cdots, \nu_{2,A}(t_a^f)) \tag{6.12}$$

と表す.

最後に，照明器具の健全度は，M 個の離散的な劣化状態を表すダミー変数

$$\delta_3(t_j) = m \ (m = 1, \cdots, M) \tag{6.13}$$

を用いて表現する．時刻 t_j における照明器具の状態ベクトルを，

$$\boldsymbol{n}_3(t_j) = (n_{3,1}(t_j), \cdots, n_{3,M}(t_j)) \tag{6.14}$$

と表す．ただし，$n_{3,m}(t_j)$ は，時刻 t_j に状態 m である照明器具の個数である．照明ランプ，安定器と同様に，相対頻度 $\nu_{3,m}(t_j)$ を要素とする行ベクトル $\boldsymbol{\nu}_3(t_j)$ を，

$$\boldsymbol{\nu}_3(t_j) = (\nu_{3,1}(t_j), \cdots, \nu_{3,M}(t_j)) \tag{6.15}$$

と表す.

6.3.2　各部品の劣化・更新過程

(a) 照明ランプの劣化・更新過程

照明ランプの故障に対して，点検間隔 $\boldsymbol{D} = (d_1, \cdots, d_J)$ で定期的な点検が実施されている．ある照明ランプが時刻 t_{j-1} の点検において故障せずに使用されており，次の点検時刻 t_j においても故障していない確率を考える．時刻 t_{j-1} におけるトンネル内全体の照明ランプの使用時間分布は，前節で定義したように，$\boldsymbol{S}_{j-1} = (S^1_{j-1}, \cdots, S^j_{j-1})$ によって表される．このとき，点検時刻 t_j における照明ランプの使用時間分布ベクトル $\boldsymbol{S}_j$ の要素は，時刻 t_j においても故障せずに使用されている場合の使用時間 $\boldsymbol{S}_{j-1} + d_j$，および故障によって取り替えられた場合の使用時間 0 によって構成されている．したがって，期間 $[t_{j-1}, t_j)$ における照明ランプの使用時間分布の推移確率行列 $\boldsymbol{P}^1_j(d_j)$ は，

$$\boldsymbol{P}^1_j(d_j) = \begin{pmatrix} 1 - p^1_{1,2} & p^1_{1,2} & 0 & \cdots & 0 \\ 1 - p^1_{2,3} & 0 & p^1_{2,3} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 - p^1_{j,j+1} & 0 & 0 & \cdots & p^1_{j,j+1} \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 \end{pmatrix} \tag{6.16}$$

のように，$j+1$ 行 $j+1$ 列の行列として表現できる．ただし，行列の要素 $p^1_{x,y}(d_j)(x = 1, \cdots, j; y = 2, \cdots, j+1)$ は，時刻 t_{j-1} において使用時間 S^x_{j-1} の照明ランプが，時刻 t_{j+1} においても故障せずに使用時間 S^y_j となる確率である．また，推移確率行列 (6.16) における状態変数は，使用時間別照明ランプ数に対して定義されていることに留意されたい．

このとき，照明ランプの劣化・更新過程を，相対頻度ベクトル (6.9)，推移確率行列 (6.16) を用いて，

$$\boldsymbol{\nu}_1(t_j) = \bar{\boldsymbol{\nu}}_1(t_{j-1})\boldsymbol{P}^1_j(d_j) \tag{6.17}$$

$$(j = 1, \cdots, J)$$

と表す．ただし，$\bar{\boldsymbol{\nu}}_1(t_{j-1}) = (\nu_{1,1}(t_j - 1), \nu_{1,2}(t_j - 1), \cdots, \nu_{1,j}(t_j - 1), 0)$ $(j = 1, \cdots, J)$ である．照明ランプの劣化・更新過程は，1）相対頻度ベクトル $\boldsymbol{\nu}_1(t_{j-1})$ を用いて $\bar{\boldsymbol{\nu}}_1(t_{j-1})$ を定義する，2）$\bar{\boldsymbol{\nu}}_1(t_{j-1})$ に推移確率行列 $\boldsymbol{P}^1_j(d_j)$ を乗じて相対頻度ベクトル $\boldsymbol{\nu}_1(t_j)$ を計算する，という 2 種類の手順を交互に繰り返すことにより表現することができる．本研究では，照明ランプの劣化状態の推移確率をワイブル劣化ハザードモデルを用いて表現する．ワイブル劣

化ハザードモデルの詳細は，**付録 A**，**付録 B** を参照されたい．

(b) 安定器の劣化・更新過程

ある安定器が時刻 t_0^f に一括更新され，以降，時刻 $t_{a-1}^f = t_0^f + (a-1)e$ まで故障せずに使用された場合を考える．このとき，次の巡回時刻 $t_a^f = t_0^f + ae$ においても故障していない確率を，

$$\mathrm{Prob}[\delta_2(t_a^f) = 0 | \delta_2(t_{a-1}^f) = 0] = p_{a-1,a}^2(e) \tag{6.18}$$

と定義する．このとき，時刻 $t_a^f = t_0^f + ae$ において当該安定器の故障が観測される確率は，

$$\mathrm{Prob}[\delta_2(t_a^f) = 1 | \delta_2(t_{a-1}^f) = 0] = 1 - p_{a-1,a}^2(e) \tag{6.19}$$

と表現することができる．本研究では，安定器の劣化状態の推移確率 $p_{a-1,a}^2(e)$ をワイブル劣化ハザードモデルを用いて表現する．時刻 t_A^f に安定器が一括更新されるため，安定器の使用時間が Ae を超えることはない．したがって，安定器の劣化・更新過程に関する推移確率行列 $\boldsymbol{P}^2(e)$ は，

$$\boldsymbol{P}^2(e) = \begin{pmatrix} 1-p_{0,1}^2 & p_{0,1}^2 & 0 & \cdots & 0 \\ 1-p_{1,2}^2 & 0 & p_{1,2}^2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1-p_{A-1,A}^2 & 0 & 0 & \cdots & p_{A-1,A}^2 \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 \end{pmatrix} \tag{6.20}$$

と表現される．式 (6.20) の x 行 y 列目の要素は，使用時間 $(x-1)e$ の安定器が，時間 e 経過後に使用時間 $(y-1)e$ へと推移する確率を表現している．なお，表記の簡略化のため，$p_{a-1,a}^2(e) = p_{a-1,a}^2$ と表記している．このとき，安定器の劣化・更新過程は，相対頻度ベクトル (6.9)，推移確率 (6.20) を用いて，

$$\boldsymbol{\nu}_2(t_a^f) = \boldsymbol{\nu}_2(t_{a-1}^f)\boldsymbol{P}^2(e) \tag{6.21}$$

と表現され，さらに，時刻 t_0^f における相対頻度を与件とすると，任意の時刻 t_a^f における期待相対頻度 $\boldsymbol{\nu}_2(t_a^f)$ は，

$$\boldsymbol{\nu}_2(t_a^f) = \boldsymbol{\nu}_2(t_0^f)\{\boldsymbol{P}^2(e)\}^a \tag{6.22}$$

と表現することができる．

(c) 照明器具の劣化・更新過程

上述の照明ランプ，安定器とは異なり，照明器具の劣化状態は，多段階の離散的な健全度 m $(m = 1, \cdots, M)$ により表現される．さらに，本研究では，照明器具の劣化・更新過程を状態空間 $\boldsymbol{M} = \{1, 2, \cdots, M\}$ で定義される斉次的なマルコフ連鎖モデルで表現する．いま，ある照明器具が時刻 t_0 に設置され，時刻 t_{j-1} に健全度 $\delta_3(t_{j-1}) = m_1$ であったとする．このとき，次回の点検時刻 $t_j = t_{j-1} + d_j$ に健全度が $\delta_3(t_j) = m_2$ となる確率を，

$$\mathrm{Prob}[\delta_3(t_j) = m_2 | \delta_3(t_{j-1}) = m_1] = \pi_{m_1,m_2}(d_j) \tag{6.23}$$

$$(j = 1, \cdots, J)$$

とする．本研究では，照明器具の劣化状態の推移確率 $\pi_{m_1,m_2}(d_j)$ をマルコフ劣化ハザードモデル [16] を用いて表現する．マルコフ劣化ハザードモデルの詳細は，**付録 A**，**付録 C** を参照されたい．

次に，補修施策 ξ において，各健全度 y $(y = 1, \cdots, M)$ においてその時点で実施するアクションルールを定義する．補修アクション $\phi^{\xi}(y)$ は，健全度 y に対して補修を実施し，健全度が $\phi^{\xi}(y)$ に推移することを意味している．たとえば，補修アクション $\phi^{\xi}(y) = y'$ は，健全度が y の時に補修を実施し，健全度が y' に回復することを意味する．健全度が y の時に補修をしないというアクションが選択される場合には，$\phi^{\xi}(y) = y$ と表される．補修施策 ξ を適用することにより，補修前後の照明器具の劣化状態は変化する．このような劣化状態の推移関係は，補修行列 $\boldsymbol{Q}^{\xi}$ によって表現することが可能であり，補修行列 $\boldsymbol{Q}^{\xi}$ の y 行 y' 列目の要素 $q^{\xi}_{y,y'}$ は，

$$q^{\xi}_{y,y'} = \begin{cases} 1 & \phi^{\xi}(y) = y' \\ 0 & \text{それ以外の時} \end{cases} \tag{6.24}$$

と表すことができる．

補修施策の中には，劣化の進展した照明器具へのバインド線設置などによる落下防止措置を実施する施策がある．落下防止措置は，通常点検によって判定される健全度では表現できず，また，落下防止措置が施された照明器具は，灯具の一括更新時期までバインド線の巻き直し等の処置が定期的になされる．したがって，マルコフ劣化ハザードモデルを用いて表現できる健全度の推移確率 (6.23) を拡張し，健全度 $M+1$ に落下防止措置がなされた状態を追加

する．このとき，推移確率 $\pi_{x,M+1}(d_j)(x=1,\cdots,M+1)$，および $\pi_{M+1,x}(d_j)(x=1,\cdots,M+1)$ は，

$$\pi_{x,M+1}(d_j)=\pi_{M+1,x}(d_j)=\begin{cases}1 & x=M+1\\ 0 & \text{それ以外の時}\end{cases} \tag{6.25}$$

となる．したがって，照明器具の劣化過程を表現する $(M+1)\times(M+1)$ 推移確率行列 $\mathbf{\Pi}(d_j)$ は，

$$\mathbf{\Pi}(d_j)=\begin{pmatrix}\pi_{1,1} & \pi_{1,2} & \cdots & \pi_{1,M} & 0\\ 0 & \pi_{2,2} & \cdots & \pi_{2,M} & 0\\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots\\ 0 & 0 & \cdots & \pi_{M-1,M} & 0\\ 0 & 0 & \cdots & 1 & 0\\ 0 & 0 & \cdots & 0 & 1\end{pmatrix} \tag{6.26}$$

と表される．さらに，補修行列 $\boldsymbol{Q}^{\xi}$ に関しても，健全度 $M+1$ を追加した補修行列 $\bar{\boldsymbol{Q}}^{\xi}$ を考えることで，照明器具の劣化・更新過程を記述する．式 (6.15) で示される相対頻度ベクトル $\boldsymbol{\nu}_3(t_j)$ に落下防止措置状態を表す状態 $M+1$ を追加した相対頻度ベクトル $\bar{\boldsymbol{\nu}}_3^{\xi}(t_j)=(\nu_{3,1}^{\xi}(t_j),\cdots,\nu_{3,M+1}^{\xi}(t_j))$ を用いて，

$$\bar{\boldsymbol{\nu}}_3^{\xi}(t_j)=\bar{\boldsymbol{\nu}}_3^{\xi}(t_{j-1})\mathbf{\Pi}(d_j)\bar{\boldsymbol{Q}}^{\xi} \quad = \quad \bar{\boldsymbol{\nu}}_3^{\xi}(t_j)\bar{\boldsymbol{Q}}^{\xi} \tag{6.27}$$

$$(j=1,\cdots,J)$$

と表現できる．ここに，$\bar{\boldsymbol{\nu}}_3^{\xi}(t_j)=(\bar{\nu}_{3,1}^{\xi}(t_j),\cdots,\bar{\nu}_{3,M+1}^{\xi}(t_j))$ は，時刻 t_j $(j=1,\cdots,J)$ における補修前の健全度の相対頻度ベクトルである．

なお，照明器具の劣化・更新過程を考えたとき，時刻 t_j での健全度の相対頻度ベクトルは，補修施策 ξ によって変化する．そのことを明示的に表現するため，相対頻度ベクトル $\bar{\boldsymbol{\nu}}_3^{\xi}(t_j)$，$\bar{\boldsymbol{\nu}}_3^{\xi}(t_j)$ に添え字 ξ を付与している．

6.4　最適点検・更新モデルの定式化

6.4.1　ライフサイクル費用

いま，道路管理者が単一のトンネルに設置された多数の灯具を管理する問題を考える．本研究では，最終的にはトンネル単位で，ライフサイクル費用の算定を行い，最適な点検・更新施策を決定する．最適点検・更新施策をモデル化するために，照明施設のライフサイク

表 – 6.1 各費用の定義

記号	定義
c_1	照明ランプ 1 つの更新費用
c_2	安定器 1 つの更新費用
c_3	照明器具 1 つの更新費用
c_B	照明器具 1 つの落下防止対策費用
e_0	照明器具 1 つの点検費用
e_1	照明ランプ 1 つの点検費用
e_2	安定器 1 つの点検費用
h	点検・更新時に発生する交通規制費用

ル費用を定義する．ライフサイクル費用を定義するために必要な費用を**表–6.1** にまとめる．これらの費用情報を用いてライフサイクル費用を定義する．はじめに，各部品の補修・更新費用に着目する．時刻 t_j における劣化状態に対して実施される取替に応じて，照明ランプ 1 つあたりに対して時刻 t_j に発生する期待更新費用 $ec_1(t_j)$ は，現在時刻を t_0 とすると，

$$ec_1(t_j) = \frac{1}{(1+\rho)^{t_j}} \nu_{1,1}(t_j) c_1 \tag{6.28}$$

となる．ただし，ρ は割引率である．さらに，時刻 t_0（現在時刻）から t_J までの期間 ζ の間に発生する照明ランプの更新費用 EC_1 は，

$$EC_1 = \sum_{j=1}^{J-1} ec_1(t_j) \tag{6.29}$$

となる．

次に，安定器の更新費用を定式化する．時刻 t_a^f に発生する期待更新費用 $ec_2(t_a^f)$ は，

$$ec_2(t_a^f) = \frac{1}{(1+\rho)^{fAe+ae}} \nu_{2,1}(t_a^f) c_2 \tag{6.30}$$

となる．さらに，時刻 t_0^f から t_A^f までの期間 η に発生する安定器の更新費用 $ec_2{}'(f)$ は，

$$ec_2{}'(f) = \sum_{a=1}^{A-1} ec_2(t_a^f) + \frac{1}{(1+\rho)^{(f+1)Ae}} c_2 \tag{6.31}$$
$$(f = 0, \cdots, F-1)$$

となる．一方，F 回目の安定器の一括更新の後，灯具の一括更新時刻 $t_{A'}^F$ までの期間 η' に発生する安定器の更新費用 $ec_2{}''$ は，

$$ec_2{}'' = \sum_{a=1}^{A'-1} ec_2(t_a^F) \tag{6.32}$$

となる．以上より，時刻 t_0（現在時刻）から $t_{A'}^F$ までの期間 $\zeta = F \times \eta + \eta'$ の間に発生する

安定器の更新費用 EC_2 は,

$$EC_2 \quad = \quad \sum_{f=0}^{F-1} ec_2{}'(f) + ec_2{}'' \tag{6.33}$$

と表現することができる.

次に，照明器具の補修・更新費用を定式化する．時刻 t_j に発生する照明器具の補修・更新費用 $ec_3^{\xi}(t_j)$ は，現在時刻を t_0 とすると,

$$ec_3^{\xi}(t_j) = \frac{1}{(1+\rho)^{t_j}}\{(1-\kappa)\vec{v}_{3,M}^{\xi}(t_j)c_3 + \vec{v}_{3,M+1}^{\xi}(t_j)c_B\} \tag{6.34}$$

と表現できる．ただし，落下防止措置がなされた照明器具に対しては，毎回の点検において，c_B の費用が必要であるとする．また，κ は,

$$\kappa = \begin{cases} 1 & \phi^{\xi}(M) = M+1 \\ 0 & \text{それ以外のとき} \end{cases} \tag{6.35}$$

を満たすダミー変数である．時刻 t_0（現在時刻）から t_J までの期間 ζ の間に発生する照明器具の補修・更新費用 EC_3^{ξ} は,

$$EC_3^{\xi} = \sum_{j=1}^{J-1} ec_3^{\xi}(t_j) \tag{6.36}$$

と表すことができる.

したがって，時刻 t_0（現在時刻）から t_J までの期間 ζ の間に発生する灯具 1 つの補修・更新費用 EC^{ξ} は，時刻 t_J における灯具の更新費用も含め,

$$EC^{\xi} = EC_1 + EC_2 + EC_3^{\xi} + \frac{1}{(1+\rho)^{t_J}}(\sum_{\iota=1}^{3} c_\iota) \tag{6.37}$$

となる.

次に，各部品の点検・更新に伴う交通規制費用を定式化する．照明ランプと照明器具の点検・更新の際には，交通規制が必要となる．一方，安定器の点検には交通規制は必要なく，更新時にのみ交通規制費用が必要となる．このことを考慮すると，現在時刻 t_0 から時刻 $t_J = t_{A'}^{F}$ までに必要となる交通規制費用 RC は,

$$RC = \sum_{j=1}^{J}\left\{\frac{1}{(1+\rho)^{t_j}}h\right\} + \sum_{f=0}^{F}\left\{\sum_{a=1}^{A}\frac{1}{(1+\rho)^{fAe+ae}}\nu_{2,1}(t_a^f)h\right\} + \sum_{a=1}^{A'}\frac{1}{(1+\rho)^{FAe+ae}}h \tag{6.38}$$

と表すことができる.

さらに，灯具の点検費用を定式化する．現在時刻 t_0 から時刻 $t_J = t_{A'}^{F}$ までに必要となる

点検費用 IC は，

$$IC = \sum_{j=1}^{J}\left\{\frac{1}{(1+\rho)^{t_j}}(e_0+e_1)\right\} + \sum_{f=0}^{F}\left\{\sum_{a=1}^{A}\frac{1}{(1+\rho)^{fAe+ae}}e_2\right\} + \sum_{a=1}^{A'}\frac{1}{(1+\rho)^{FAe+ae}}e_2 \tag{6.39}$$

と表現することができる．

以上の定式化のもと，対象とするトンネル内の全ての灯具における，時刻 t_0 から時刻 $t_J = t_{A'}^{F}$ までの期間 ζ 当たりのライフサイクル費用の割引現在価値 $LCC'(\Xi)$ は，点検・更新施策を $\Xi = (\boldsymbol{D}, \eta, \zeta, \xi)$ として，

$$LCC'(\Xi) = N \times (EC^{\xi} + IC) + RC \tag{6.40}$$

と表すことができる．$LCC'(\Xi)$ を $\zeta = \sum_{j=1}^{J} d_j$ で基準化することにより，単位時間当たりの，トンネル内の全ての灯具のライフサイクル費用 $LCC(\Xi)$ は，

$$LCC(\Xi) = \frac{LCC'(\Xi)}{\sum_{j=1}^{J} d_j} \tag{6.41}$$

と表すことができる．また，単位時間当たりの 1 つの灯具のライフサイクル費用 $lcc(\Xi)$ は，

$$lcc(\Xi) = \frac{LCC(\Xi)}{N} \tag{6.42}$$

と表現することができる．

6.4.2　最適点検・更新モデル

単にライフサイクル費用を最小化するのであれば，政策変数である点検間隔を大きくすればよい．しかし，点検間隔の増加は，照明ランプの不点や照明器具の劣化による灯具の落下の可能性を高める．そこで，リスク管理水準を設定し，リスク管理水準を満たしつつライフサイクル費用を最小化するような点検・更新施策を最適点検・更新モデルとする．そのために，灯具の各部品に関わるリスクを定量化することを考える．

照明ランプでは照明ランプの故障に起因した不点をリスク事象として捉える．具体的には，t_0 から t_J^d までのそれぞれの時刻において算出できる故障した照明ランプの相対頻度 $\nu_{1,1}(t_j)$ の最大値とする．一般的に，照明ランプの不点原因としては，照明ランプそのものの故障と安定器の故障が考えられる．安定器に関して，照明ランプの大量不点を引き起こす故障に対しては，1 日に複数回実施される道路巡回により故障が発見され，即座に緊急取替が実施される．このとき，安定器の故障に起因した照明ランプの不点確率は，照明ラ

ンプそのものの故障に起因した不点確率と比較し，微小となる．さらに，故障した安定器に対する照明ランプのみが不点となるような安定器の故障に関しても，照明ランプの故障による不点と比べ，その数は極めて少ないことが経験的に知られている．そのため，本研究では，リスク事象として照明ランプの故障のみに起因した不点確率

$$N_1(\boldsymbol{D}) = \max\left\{\nu_{1,1}(t_j), j = 1, 2, \cdots, J\right\} \tag{6.43}$$

をリスク管理指標として設定し，本研究の分析では安定器の故障に起因した不点発生リスクを考慮しない．ただし，安定器の故障に伴う緊急取替に必要な規制費用は分析の対象とする．また，道路管理者は，安定器の故障による大量不点の可能性を考慮し，照明ランプの不点に関して余裕を持ったリスク管理目標を設定しなければならないのは言うまでもない．照明器具に関しては，劣化の最も進展した健全度の相対頻度を用いてリスク管理指標を定義する．ただし，落下防止措置を施している照明器具が存在する場合，落下防止措置が行われた照明器具と劣化の最も進展した照明器具の相対頻度の合計を用いる．具体的に，リスク管理指標 $N_3(\boldsymbol{D}, \xi)$ を定義すると，

$$N_3(\boldsymbol{D}, \xi) = \max\left\{\overline{\nu}_{3,M}(t_j) + \overline{\nu}_{3,M+1}(t_j), j = 1, 2, \cdots, J\right\} \tag{6.44}$$

と表す．ここで，高速道路トンネル照明システムのリスク管理目標を照明ランプと照明器具に関して設定する．まず，照明ランプに関しては,「トンネル内の全ての時刻で不点確率 $N_1(\boldsymbol{D})$ をリスク管理水準 $\underline{U}_1$ 以下に抑える」ことをリスク管理目標とする．同様に，照明器具に関しても,「トンネル内の全ての時刻でリスク管理指標 $N_3(\boldsymbol{D}, \xi)$ をリスク管理水準 $\underline{U}_3$ 以下に抑える」とリスク管理目標を定める．このとき，上記のリスク管理目標を全て達成することができる点検・更新施策の集合 $\Omega(\underline{\boldsymbol{U}})$ を,

$$\Omega(\underline{\boldsymbol{U}}) = \left\{\boldsymbol{\Xi} | N_\iota(\boldsymbol{D}, \xi) \leq \underline{U}_\iota \ (\iota = 1, 3)\right\} \tag{6.45}$$

と定義する．ここに，$\underline{\boldsymbol{U}} = (\underline{U}_1, \underline{U}_3)$ はリスク管理水準ベクトルである．リスク管理水準 $\underline{\boldsymbol{U}}$ を所与としたときに，ライフサイクル費用を最小化するような点検・更新施策 $\boldsymbol{\Xi}(\underline{\boldsymbol{U}})$ を最適

点検・更新施策とする．すなわち，最適点検・更新モデルは，

$$C^*(\underline{\boldsymbol{U}}) = \min\{LCC(\boldsymbol{\Xi})\} \tag{6.46-a}$$

$$\text{subject to } \boldsymbol{\Xi} \in \Omega(\underline{\boldsymbol{U}}) \tag{6.46-b}$$

と定式化することができる．

式 (6.46 – b) に示される最適点検・更新モデルは，照明ランプ・照明器具の点検間隔の流列 $\boldsymbol{D}$，安定器の一括更新間隔 η および灯具の一括更新間隔 ζ，照明器具の補修施策 ξ を変化させることで，所与のリスク管理水準 $\underline{\boldsymbol{U}}$ の下でのライフサイクル費用の最小値を求めるモデルである．これら 4 つの政策変数のうち，η および ζ に関しては，一般的に灯具の一括更新間隔が 10 年～20 年であるため，η および ζ の組合せは現実的に計算可能な数となる．また，補修施策 ξ に関しても，施策の候補として莫大な数を考慮することはない．したがって，η，ζ，ξ の全ての組合せを考慮し，ライフサイクル費用を計算し，ライフサイクル費用の最小値を求めることができる．しかし，照明ランプ・照明器具の点検間隔の流列 $\boldsymbol{D}$ に関しては，考え得る組合せ数は膨大となり，それらそれぞれに対し，ライフサイクル費用を計算し，相対比較により最適点検・更新施策を決定することは現実的ではない．そこで，本研究では，η，ζ，ξ の組合せに対して，所与のリスク管理水準の下でのライフサイクル費用が最小となるような点検間隔の流列 $\boldsymbol{D}$ を，遺伝的アルゴリズムを用いて算出する．

6.5 計算方法

6.5.1 遺伝的アルゴリズム

6.4 で説明した時間依存的な点検間隔を有する最適点検・更新施策を実際に計算するために，遺伝的アルゴリズム [21, 22] を採用する．遺伝的アルゴリズムは，本研究における点検間隔の流列の要素の組み合わせのように，最適解を理論的に探索することが現実的でない場合，言い換えれば，求めた解の最適性を証明できない場合に，解の候補間の相対的な比較により，近似解を求めるヒューリスティックな手法である．遺伝的アルゴリズムは分野を問わず組合せ最適化問題などに適用されており，社会基盤工学の分野においても，遺伝的アルゴリズムの適用可能性自体が論文としてまとめられた事例 [23] や複数の橋梁部材の補修時期と補修工法の同時決定問題に適用された事例 [24] も存在する．

本研究の特徴としては，従来の点検・更新施策では定常的に設定されていた点検間隔を

施設の供用開始時刻からの経過時間に応じて変化させる点があげられる．このことを表現するために，**6.3** において，点検間隔の流列 $\boldsymbol{D}$ を設定した．このとき，流列 $\boldsymbol{D}$ の要素 d_j $(j = 1, \cdots, J)$ には，$\sum_{j=1}^{J} d_j = \zeta$ を満たす無数の組み合わせが考えられる．しかし，実際の点検・更新業務を考えた場合，それらの組み合わせの大半が現実的ではなく，リスク管理水準を所与とした場合に費用面でも不利になる組み合わせであると考えられる．本研究では，これらの非現実的な点検間隔の組み合わせをシステム的に排除し，より現実的かつライフサイクル費用を相対的に最小化する点検間隔の流列を決定するために，遺伝的アルゴリズムを用いることとする．ただし，本研究で得られた最適非定常点検間隔の流列は，必ずしも厳密解となるとは限らないことに留意して欲しい．しかし，ライフサイクル費用を最小化するという本研究の目的に対しては，このようなヒューリスティックな方法であっても有効となると考える．

遺伝的アルゴリズムでは，その遺伝子操作（オペレータ）の対象となる基礎的な情報の集合である遺伝子型（遺伝子コード，genotype，以下，GTYPE と呼ぶ）と，GTYPE に従い対象とする事象が実際に表現される表現型（発現型，phenotype，以下，PTYPE と呼ぶ）の 2 層構造からなるデータを取り扱う．本研究では，実際の点検間隔の流列を PTYPE とみなし，その流列は **6.5.2** で詳述する 0 か 1 を取るダミー変数のベクトルを GTYPE として発現すると考える．具体的には，GTYPE であるダミー変数ベクトルが遺伝的アルゴリズムのオペレータの対象となり，リスク管理水準を所与としたときに，PTYPE である点検間隔の流列に従いライフサイクル費用が計算され，そのライフサイクル費用を適合度と捉えて当該 PTYPE に対応する GTYPE の最適性を評価することができる．**6.5.2** では，本研究での PTYPE を GTYPE に変換する具体的な方法を説明する．

6.5.2　PTYPE と GTYPE の対応関係

いま，想定し得る最小の点検間隔を ε と設定する．最小点検間隔 ε は，対象とする施設の種類や点検・更新施策の実現可能性に応じて最適点検・更新施策を求めるための前提条件として設定すべき変数である．ここで，時刻 $s_0(= t_0)$ を起点とする新たな離散的時間軸

$$s_z = s_0 + \varepsilon z \ (z = 1, \cdots, Z) \tag{6.47}$$

を導入する．さらに，時刻 s_z において照明器具とランプに対して点検を実施するか否かを表すダミー変数ベクトル $\boldsymbol{g} = (g(s_0), \cdots, g(s_Z))$ の要素 $g(s_z)$ を，

$$g(s_z) = \begin{cases} 1 & \text{点検を実施するとき} \\ 0 & \text{点検を実施しないとき} \end{cases} \qquad (z = 0, \cdots, Z) \tag{6.48}$$

と設定する．ただし，$g(s_0) = g(s_Z) = 1$ が必ず成立し，$\sum_{z=0}^{Z} g(s_z) = J + 1$ である．ここで，点検が実施され $g(s_z) = 1$ となる $J + 1$ 個の時刻 s_z で構成される点検時刻ベクトルを $\boldsymbol{s}' = (s'_0, \cdots, s'_j, \cdots, s'_J)$ と定義する．このとき，**6.3** で説明した非定常な点検間隔 d_j は，$d_j = s'_j - s'_{j-1}$ と表現することができる．ここで，ダミー変数ベクトル $\boldsymbol{g}$ が GTYPE に，点検時刻ベクトル $\boldsymbol{s}'$ が PTYPE に相当する．

所与のリスク管理水準を満足し，ライフサイクル費用を可能な限り最小化するようなダミー変数ベクトル $\hat{\boldsymbol{g}} = (\hat{g}(s_0), \cdots, \hat{g}(s_Z))$ を遺伝的アルゴリズムにより求める．

6.5.3 計算手順

本研究で提案する点検・更新モデルでは，流列 $\boldsymbol{D}$ の要素 d_j $(j = 1, \cdots, J)$，灯具の一括更新間隔 ζ，安定器の一括更新間隔 η が，時間間隔を表す政策変数である．これらのうち，ζ と η に関しては，値を逐次変化させ，リスク管理指標とライフサイクル費用の関係を計算する感度分析により，最適値を算出する．一方で，流列 $\boldsymbol{D}$ の要素 d_j に関しては，ζ と η を所与としたうえで，遺伝的アルゴリズムにより決定する．いま，灯具の一括更新間隔 ζ を $\bar{\zeta}$ に，安定器の一括更新間隔 η を $\bar{\eta}$ に固定する．

以下と**図–6.5** で，本研究での遺伝的アルゴリズムの具体的な操作手順を説明する．

ステップ 1　初期設定

リスク管理水準ベクトル $\underline{\boldsymbol{U}} = (\underline{U}_1, \underline{U}_3)$ を設定する．遺伝子操作の対象とする個体数 W を設定する．W 種類のダミー変数ベクトルの初期値を $\boldsymbol{g}_w^{(0)} = (g_w^{(0)}(s_0), \cdots, g_w^{(0)}(s_Z))$ $(w = 1, \cdots, W)$ に設定する．アルゴリズムのループ回数（世代数）を $\gamma = 1$ とする．アルゴリズムの終了回数 Γ を設定する．

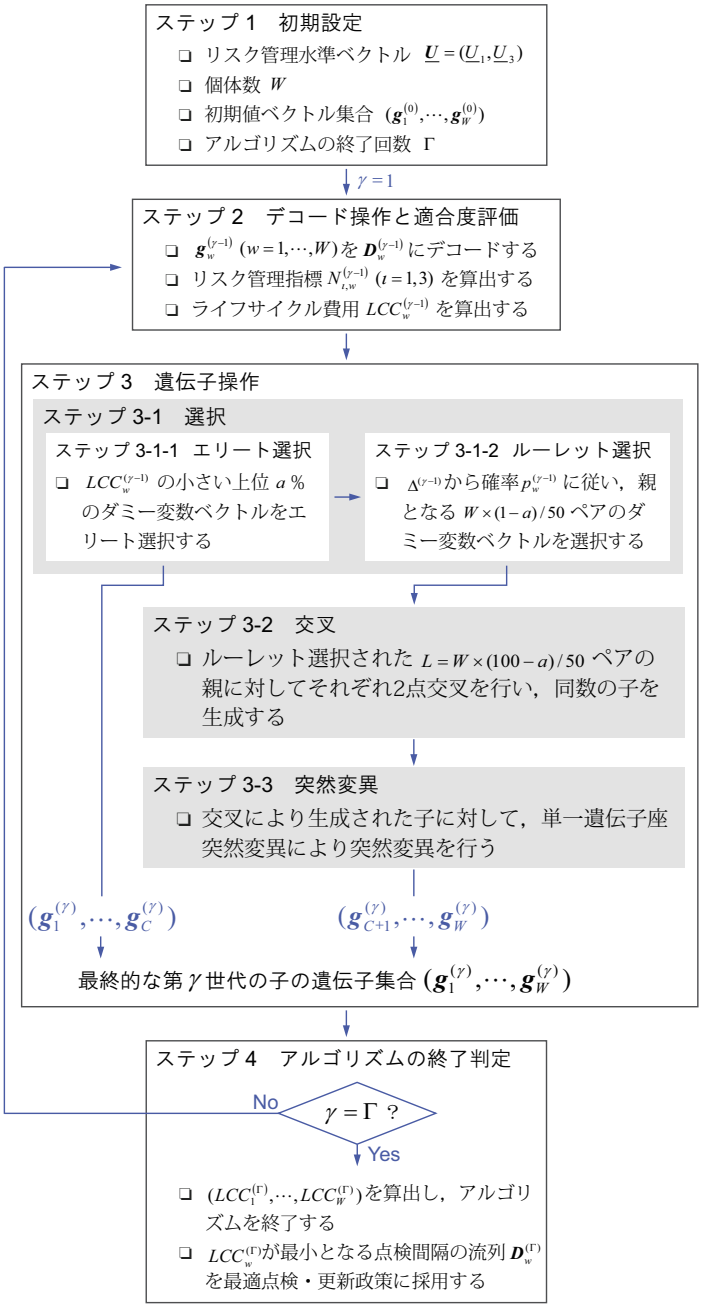


図 – 6.5　計算フロー

ステップ 2　デコード（decode）操作と適合度評価

6.5.2 で述べた対応関係に基づき，ダミー変数ベクトル $\boldsymbol{g}_w^{(\gamma-1)}$ を非定常点検間隔の流列 $\boldsymbol{D}_w^{(\gamma-1)}=(d_{w,1}^{(\gamma-1)},\cdots,d_{w,j}^{(\gamma-1)},\cdots,d_{w,J}^{(\gamma-1)})$ にデコードする．デコードされた非定常点検間隔の流列 $\boldsymbol{D}_w^{(\gamma-1)}$ に対し，リスク管理指標 $N_{\iota,w}^{(\gamma-1)}$ $(\iota=1,3;w=1,\cdots,W)$ とライフサイクル費用 $LCC_w^{(\gamma-1)}$ を算出する．ただし，$\exists\iota\in(1,3)$ $(N_{\iota,w}^{(\gamma-1)}>\underline{U}_\iota)$ のとき，$LCC_w^{(\gamma-1)}$ は極めて大きい値を取ると考える．

ステップ 3　遺伝子操作

ステップ 3-1　選択

遺伝的操作における選択の方法として，ルーレット選択，ランキング選択，トーナメント選択，エリート選択などがあげられる [21, 22]．本研究では，エリート選択と，ライフサイクル費用の逆数 $\chi_w^{(\gamma-1)} = 1/LCC_w^{(\gamma-1)}$ に基づいたルーレット選択を併用し次世代（第 γ 世代）の遺伝子（ダミー変数ベクトル）の選択を行う．

ステップ 3-1-1　エリート選択

W 個のダミー変数ベクトルのうち，ライフサイクル費用の小さい上位 a% の $W \times a/100$[個] のダミー変数ベクトルがエリート選択される．エリート選択された $W \times a/100$[個] のダミー変数ベクトルは，交叉，突然変異プロセスを経ず，直接的に，次世代（第 γ 世代）のダミー変数ベクトル集合 $(\boldsymbol{g}_1^{(\gamma)}, \cdots, \boldsymbol{g}_W^{(\gamma)})$ の一部 $(\boldsymbol{g}_1^{(\gamma)}, \cdots, \boldsymbol{g}_C^{(\gamma)})$ となる．ただし，$C = W \times a/100$ であり，C が整数になるように，W と a の値を設定する．

ステップ 3-1-2　ルーレット選択

エリート選択で選択されなかった $W \times (100-a)/100$ 個のダミー変数ベクトル集合を $\Delta^{(\gamma-1)}$ とする．ダミー変数ベクトル集合 $\Delta^{(\gamma-1)}$ からルーレット選択により，交叉，突然変異の対象となるダミー変数ベクトル（親）を選択する．このとき，ダミー変数ベクトル $\boldsymbol{g}_w^{(\gamma-1)}$ が選択される確率 $p_w^{(\gamma-1)}$ を，

$$p_w^{(\gamma-1)} = \frac{\chi_w^{(\gamma-1)}}{\sum_{g \in \Delta^{(\gamma-1)}} \chi_g^{(\gamma-1)}} \ (w \in \Delta^{(\gamma-1)}) \tag{6.49}$$

と定義する．なお，$\exists \iota \in (1,3)\ (N_{\iota,w}^{(\gamma-1)} > \underline{U}_\iota)$ のとき，$\chi_w^{(\gamma-1)} = 0$ とする．確率 (6.49) に従い，交叉のための親（2 個のダミー変数ベクトル）を $W \times (100-a)/200$ ペア選択する．

ステップ 3-2　交叉

ルーレット選択において選択された親（ダミー変数ベクトルのペア）に対し，交叉を行い，子（次世代（第 γ 世代）のダミー変数ベクトルのペア）を生成する．交叉に関しても，1 点交叉，2 点交叉，多点交叉，一様交叉など様々な種類がある [21, 22]．本研究では，2 点交叉を用いてルーレット選択された親に対し交叉を行う．ルーレット選択された親に対し

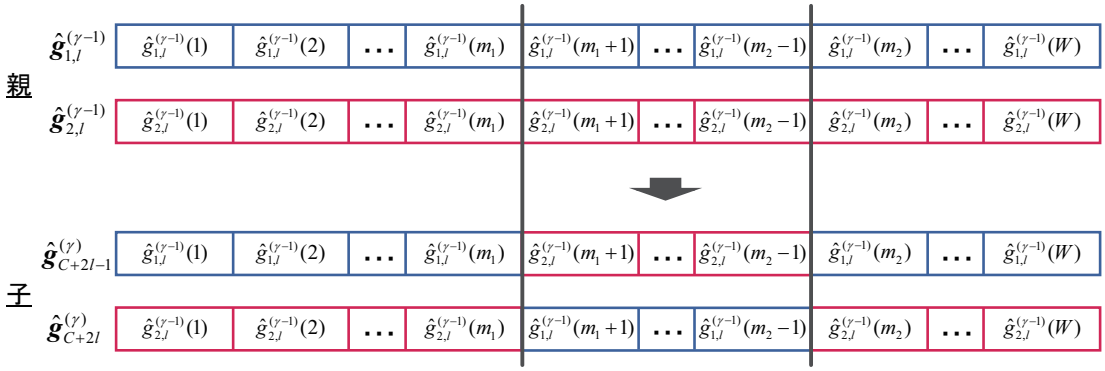


図 – 6.6　2 点交叉

て，番号 $l\,(l=1,\cdots,L)$ を付与する．ただし，$L=W\times(100-a)/200$ であり，L が整数となるように，W と a の値は予め設定しておく．

いま，第 $l\,(l=1,\cdots,L)$ 番目の親のペアをダミー変数ベクトル $\hat{\boldsymbol{g}}_{r,l}^{(\gamma-1)}=(\hat{g}_{r,l}^{(\gamma-1)}(1),\cdots,\hat{g}_{r,l}^{(\gamma-1)}(W))\,(r=1,2)$ を用いて表す．なお，ダミー変数ベクトル $\hat{\boldsymbol{g}}_{r,l}^{(\gamma-1)}$ には，ダミー変数ベクトル集合 $\Delta^{(\gamma-1)}$ のいずれかの要素がそれぞれ該当する．ダミー変数ベクトルペア $(\hat{\boldsymbol{g}}_{1,l}^{(\gamma-1)},\hat{\boldsymbol{g}}_{2,l}^{(\gamma-1)})$ を用いて 1 世代に対し L 回の交叉を行うこととなる．以下では，第 $\gamma-1$ 世代の親（ダミー変数ベクトルペア $(\hat{\boldsymbol{g}}_{1,l}^{(\gamma-1)},\hat{\boldsymbol{g}}_{2,l}^{(\gamma-1)})$）から子を交叉により生成する過程を説明する．まず，$(1,2,3,\cdots,Z-1)$ を確率変数の定義域とする離散一様分布から 2 個の乱数 $m_1,m_2\,(m_1,m_2\in(1,2,3,\cdots,Z-1);m_1<m_2)$ を生成する．ダミー変数ベクトル $\hat{\boldsymbol{g}}_{1,l}^{(\gamma-1)}$ の m_1+1 番目の要素から m_2 番目の要素までを，ダミー変数ベクトル $\hat{\boldsymbol{g}}_{2,l}^{(\gamma-1)}$ の m_1+1 番目の要素から m_2 番目の要素までと入れ替える．この操作が 2 点交叉である．このようにして生成された 2 種類のダミー変数ベクトルを次世代（第 γ 世代）のダミー変数ベクトル集合 $(\boldsymbol{g}_1^{(\gamma)},\cdots,\boldsymbol{g}_W^{(\gamma)})$ の一部 $(\boldsymbol{g}_{C+2l-1}^{(\gamma)},\boldsymbol{g}_{C+2l}^{(\gamma)})$ とする．なお，2 点交叉の概要は，**図–6.6** に示しているので，併せて参照されたい．

ステップ 3-3　突然変異

交叉を行った後の第 γ 世代の子の遺伝子（ダミー変数ベクトル $\boldsymbol{g}_w^{(\gamma)}\,(w=C+1,\cdots,W)$）それぞれに対して，突然変異を行う．本研究では，突然変異の方法として，単一遺伝子座突然変異[21, 22] を採用する．いま，b% の確率で突然変異が発生すると考える．まず，$W-C$ 個の連続一様分布 $U(0,1)$ に従う乱数 $(u_{C+1}^{(\gamma)},\cdots,u_W^{(\gamma)})$ を発生させる．$u_w^{(\gamma)}\le b/100\,(w=C+1,\cdots,W)$

の場合，ダミー変数ベクトル $\boldsymbol{g}_w^{(\gamma)}$ に突然変異が生じるとする．突然変異の方法としては，$u_w^{(\gamma)} \leq b/100$ $(w = C+1, \cdots, W)$ の場合，$(1, 2, 3, \cdots, Z)$ を確率変数の定義域とする離散一様分布に従う乱数 $du_w^{(\gamma)}$ を 1 つ発生させ，ダミー変数ベクトル $\boldsymbol{g}_w^{(\gamma)}$ の第 $du_w^{(\gamma)}$ 要素が 0 の場合 1 に，1 の場合 0 に変異させる．以上の操作を $(\boldsymbol{g}_{C+1}^{(\gamma)}, \cdots, \boldsymbol{g}_W^{(\gamma)})$ のそれぞれに対して行った後のダミー変数ベクトルを最終的な第 γ 世代の子の遺伝子の一部（ダミー変数ベクトル $\boldsymbol{g}_w^{(\gamma)}$ $(w = C+1, \cdots, W)$）として採用する．ダミー変数ベクトル $\boldsymbol{g}_w^{(\gamma)}$ $(w = C+1, \cdots, W)$ に，**ステップ 3-1-1** でエリート選択されたダミー変数ベクトル集合 $(\boldsymbol{g}_1^{(\gamma)}, \cdots, \boldsymbol{g}_C^{(\gamma)})$ を加えることで，第 γ 世代のダミー変数ベクトルの集合 $(\boldsymbol{g}_1^{(\gamma)}, \cdots, \boldsymbol{g}_W^{(\gamma)})$ を定義することができる．

ステップ 4　アルゴリズムの終了判定

ループ回数（世代数）が $\gamma = \Gamma$ のとき，**ステップ 2** と同様の操作によりライフサイクル費用 $LCC_w^{(\Gamma)}$ $(w = 1, \cdots, W)$ を算出したのち，アルゴリズムを終了する．$LCC_w^{(\Gamma)}$ $(w = 1, \cdots, W)$ が最小となる非定常点検間隔の流列 $\boldsymbol{D}_w^{(\Gamma)}$ を最適点検・更新施策の非定常な点検間隔として採用する．$\gamma < \Gamma$ のときは，$\gamma = \gamma + 1$ として，**ステップ 2** に戻る．

6.6　実証分析

6.6.1　実証分析の概要と劣化予測結果

提案した方法論を実在する高速道路のトンネル照明設備に対する最適点検・更新施策の決定問題に適用する．非定常な点検間隔を考慮した照明設備の最適点検・更新施策を決定するにあたり，はじめに，照明ランプ，安定器，照明器具の 3 種類の部品の劣化予測を行う．照明ランプ，安定器は故障しているか否かの 2 値状態，照明器具は**表–6.2** に示す判定基準に従い，多段階の健全度により劣化状態が記録されている．そのため，本研究では，照明ランプ，安定器にワイブル劣化ハザードモデル，照明器具にマルコフ劣化ハザードモデルを適用し劣化予測を行う．これらの劣化予測モデルの詳細は参考文献 [12, 16] と**付録**を参照されたい．

照明ランプに関しては，ワイブル劣化ハザードモデルの適用において，部品の寿命が観測された完全データが 1,429 個，点検時点において故障が観測されなかった不完全データ [12] が 3,626 個獲得され，それらの使用時間の期待値は 2.77 年であった．安定器に関して

表 – 6.2　照明器具の健全度判定基準 [27)]

判定区分（健全度）	判定内容
OK(1)	損傷などがない場合.
B(2)	損傷などが広範囲に認められるが，機能面の低下がみられず，損傷の進行状態を継続的に観察する必要がある場合.
A(3)	損傷などがあり，機能低下がみられ補修が必要であるが，緊急補修を要しない場合.
AA(3)	損傷が著しく，機能面からみた緊急補修が必要である場合.

表 – 6.3　照明器具の点検データ諸元

トンネル数	19				
供用開始年	1990–1991 年				
サンプル総数	15,722				
サンプル内訳			事後健全度		
			1	2	3
	事前健全度	1	31	5,044	4,825
		2	–	262	3,211
		3	–	–	2,349

は，65 個の完全データのみが獲得され，それらの使用時間の期待値は 8.59 年であった．照明器具に関しては，使用した点検データの概要を**表–6.3** に示す．1990～1991 年に供用が開始された 19 個のトンネルに設置された 10,584 個の照明器具の点検データが利用でき，それらを整理して，最終的に 15,722 個の健全度ペアサンプルが獲得できた．また，**表–6.3** には，事前健全度と事後健全度に着目したサンプルの内訳も記載している．なお，照明器具のデータベースには，鋼製およびステンレス製（SUS）の 2 種類の材質の照明器具が存在した．SUS に関しては，近年導入が開始されたばかりであり，推定に際して十分な点検データが蓄積されていないことから，今回の分析においては，鋼製の照明器具のみを分析対象とした．判定 AA は緊急補修を要する状態であるが，判定 A に関しても補修を要する段階であるため，マネジメントの観点からは判定 A と AA は等価であると判断した．現行の維持管理体制においては，点検後の健全度が AA(3) と判定された照明器具に対しては，応急的な落下防止を行った上で取り替えまで継続的な状態監視がなされている．

上述の点検データを用いて各部品の劣化予測を行った．**表–6.4**，**表–6.5**，**表–6.6** には，それぞれの部品の劣化予測モデルの未知パラメータ推定結果を示した．なお，特性変数の候

表 – 6.4 未知パラメータ推定結果（照明ランプ）

未知パラメータ	期待値	90%信用域		Geweke
		下限値	上限値	検定統計量
加速度 α	3.318	3.200	3.440	0.0366
定数項 β_0	−6.257	−6.609	−6.223	−0.0424
ランプ種別 β_1	1.849	1.703	1.942	−0.0828
点灯時間 1 β_2	1.621	1.450	1.743	0.0147
点灯時間 2 β_3	0.875	0.695	1.023	0.0910

表 – 6.5 未知パラメータ推定結果（安定器）

未知パラメータ	期待値	90%信用域		Geweke
		下限値	上限値	検定統計量
加速度 α	4.820	3.848	5.650	−0.571
定数項 β_0	−10.802	−12.729	−8.565	0.568

表 – 6.6 未知パラメータ推定結果（照明器具）

未知パラメータ	期待値	90%信用域		Geweke
		下限値	上限値	検定統計量
定数項 β_0^1	−1.723	−1.751	−1.695	0.0995
勾配 β_1^1	0.418	0.352	0.481	−0.0677
距離 β_2^1	-	-	-	-
定数項 β_0^2	−2.195	−2.219	−2.169	−0.0413
勾配 β_1^2	-	-	-	-
距離 β_2^2	−0.515	−0.612	−0.421	0.0290

補として，照明ランプは，1）ランプ種別，2）点灯時間，照明器具は，1）凍結防止剤散布回数，2）入口からの距離，3）車線種別，4）上下区分，5）トンネル勾配，6）トンネルの連続性の有無，7）損傷区分がそれぞれ利用可能であった．なお，安定器に関しては，特性変数の候補となるようなデータは利用不可能であった．各モデルの推定にはベイズ推定を用い，事後分布の期待値，90%信用域の上限値，下限値，Geweke 検定統計量 [28] を**表–6.4**，**表–6.5**，**表–6.6** の各表には示している．各部品に関して，劣化ハザードモデルの未知パラメータの事後分布の期待値を用いて算出した AIC[30] が最小となるような特性変数の候補の組み合わせを最終的な特性変数として採用した．

図–6.7 には，照明ランプに関してワイブル劣化ハザードモデルで推定された未知パラメータの事後分布の期待値を用いて算出した生存関数を示している．照明ランプでは，ランプ種別（蛍光灯を 1，ナトリウムランプを 0 とするダミー変数）とナトリウムランプにおける点灯時間（点灯時間 1 は 1 日 24 時間点灯を 1，それ以外を 0 とするダミー変数，点灯時間 2 は 1 日 18 時間点灯を 1，それ以外を 0 とするダミー変数）の全てが特性変数として採用さ

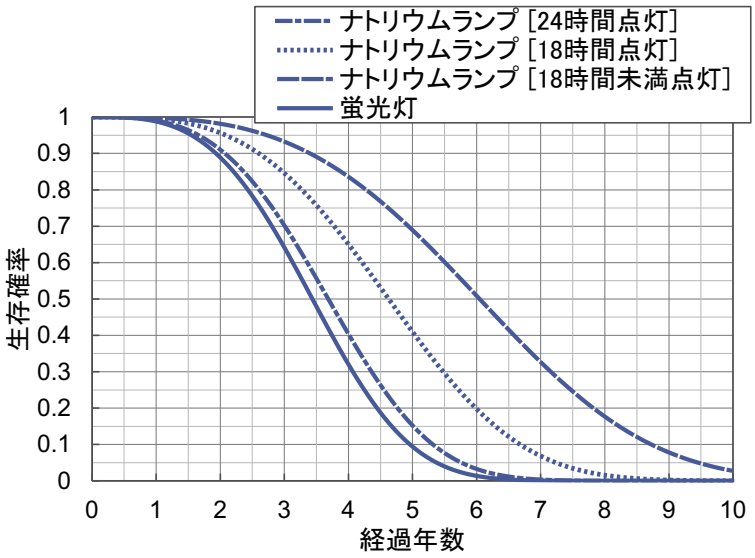


図 – 6.7　照明ランプの生存関数

れた．照明ランプの劣化に対しては，蛍光灯の寿命が最も短く，次いで 24 時間点灯のナトリウムランプ，18 時間点灯のナトリウムランプ，そして点灯時間が 18 時間未満のナトリウムランプが最も寿命が長いと推定された．次に，安定器に関しても，**図–6.8** に生存関数を示した．安定器では，特性変数は採用されず，安定器の供用開始から約 8.7 年で生存確率が 50%になる結果となった．さらに，照明器具に関しては，推定された未知パラメータを用いて期待寿命を求め，**図–6.9** に期待劣化パスとして描いた．照明器具の劣化に関して，勾配とトンネル入口からの距離が特性変数として採用された．健全度 1 で入口からの距離が，健全度 2 で勾配が特性変数のパラメータとして削除されているのは，ベイズ推定における 90%信用域に 0 を含んでいたためである．なお，参考文献 [25] に従い，勾配に関しては，その絶対値が 2%以上の場合に 1，それ以外の場合に 0 を取るダミー変数として考慮した．さらに，入口からの距離に関しては，トンネル入口から 300m 以内に設置された照明器具は入口部の灯具として一様な劣化特性を持ち，300m 以降では入口からの距離に応じて劣化速度が変化すると考え，トンネル入口部を 0，それ以外は（入口からの距離）–300m を取る変数を特性変数として採用した．なお，モデルの推定時には，特性変数は最大値で基準化している．また，参考文献 [25] の「灯具」は，本稿の「照明器具」に該当する．**図–6.9** では，入口からの距離をサンプルの期待値 366.5m に固定した場合の勾配の変化による期待寿命の変動を示している．

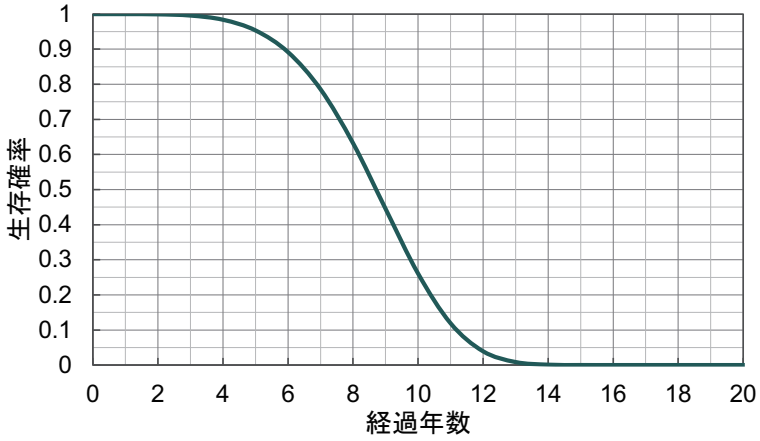


図 – 6.8　安定器の生存関数

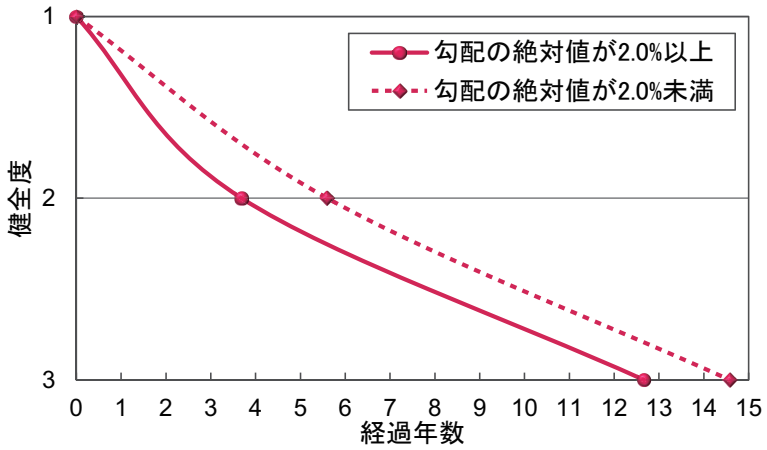


図 – 6.9　照明器具の期待劣化パス

6.6.2　費用データと点検・更新施策

劣化予測結果に基づき，マルコフ連鎖モデルを構築し，リスク管理指標とライフサイクル費用を算出する．**表–6.7** には，対象とするトンネル照明システムの維持管理費用に関して，過去の実績に基づき設定した本適用事例での費用データを示している．なお,「照明ランプ 1 つの点検費用」と「安定器 1 つの点検費用」に関しては，他の費用と比較し相対的に微小であるため，本適用事例では 0 円としている．

劣化予測結果と実費用データにより，マルコフ連鎖モデルを用いて，所与の点検・更新施策に対するリスク管理指標とライフサイクル費用を求めることができる．本研究では，多数の点検・更新施策に対してリスク管理指標とライフサイクル費用をそれぞれ算出し，予

表 – 6.7　維持管理に関する実費用データ

記号	円	定義
c_1	13,880	照明ランプ 1 つの更新費用
c_2	110,046	安定器 1 つの更新費用
c_3	73,630	照明器具 1 つの更新費用
c_B	362	照明器具 1 つの落下防止対策費用
e_0	3,000	照明器具 1 つの点検費用
e_1	0	照明ランプ 1 つの点検費用
e_2	0	安定器 1 つの点検費用
h	72,704	点検・更新時に発生する交通規制費用

め設定したリスク管理水準を満たす中でライフサイクル費用を最小化するような施策を最適点検・更新施策とする，というアプローチを採用する．具体的な政策変数は，照明ランプ・照明器具の点検間隔の流列 $\boldsymbol{D}$，照明器具の補修施策 ξ，灯具の一括更新間隔 ζ，安定器の一括更新間隔 η である．照明器具の補修施策 ξ の候補に関しては，点検時点で健全度 3 に達している照明器具に対し，照明器具本体を更新する（このとき，照明ランプと安定器は更新されない）ような施策を $\xi = 0$，照明器具本体は更新せずに落下防止措置を行う施策を $\xi = 1$ とする．すなわち，補修施策 $\xi = 0$ に関して，

$$\phi^0(y) = \begin{cases} 1 & y = 3 \\ y & \text{それ以外のとき} \end{cases} \tag{6.50}$$

が成立する．また，補修施策 $\xi = 1$ に関して，

$$\phi^1(y) = \begin{cases} y + 1 & y = 3 \\ y & \text{それ以外のとき} \end{cases} \tag{6.51}$$

となる．灯具の一括更新間隔 ζ の候補として，5 年から 30 年を 1 年間隔でそれぞれ考慮する．安定器の一括更新間隔 η は 5 年から ζ 年までのそれぞれの年数を考慮する．政策変数 ξ，ζ，η を変化させた場合，$2\sum_{b=1}^{26} b = 702$ パターンの施策が考えられる．一方で，照明ランプ・照明器具の点検間隔の流列 $\boldsymbol{D}$ に関して，本適用事例では，実際の維持管理体制における採用可能性を考慮し，最小点検間隔 ε を 0.5 年と設定する．そのため，ダミー変数ベクトル $\boldsymbol{g}$ の要素数は $Z = 2\zeta + 1$ となる．$z = 0, Z$ のとき $g(s_z) = 1$ となるため，流列 $\boldsymbol{D}$ の候補に対応するダミー変数ベクトルとして，$2^{2\zeta-1}$ 通りの候補が考えられる．このことを考慮すると，$2\sum_{b=5}^{30}\{2^{(2b-1)}(b-4)\} = 3.95 \times 10^{19}$ 通りの施策が最適点検・更新施策の候補として考えられる．このような膨大な数の候補の中から最適な点検・更新施策を決定するための方法論として，本研究では，**6.4** で述べた遺伝的アルゴリズムによる解法を構築した．なお，

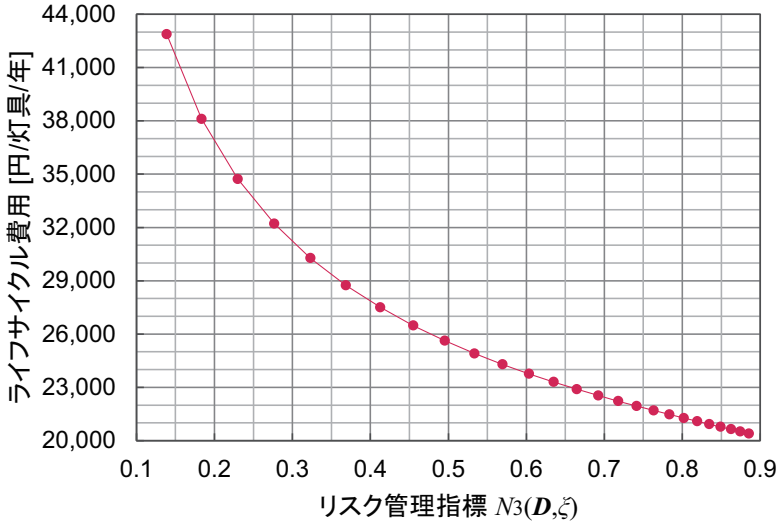


図 – 6.10　照明器具のリスク管理指標とライフサイクル費用

社会的割引率は 4%（$\rho = 0.04$）とし，以降の議論では，1 トンネルに 100 個の灯具が設置されている場合を想定する．さらに，以下では，劣化過程モデルの特性変数として，照明ランプは「ナトリウムランプ [24 時間点灯]」を，照明器具は「勾配の絶対値が 2%未満」，入口からの距離を「サンプル全体の期待値 366.5m」とした場合の結果を示している．

6.6.3　非定常な点検間隔を考慮した最適点検・更新施策

最適点検・更新施策を決定するために，はじめに，リスク管理水準を設定する．本研究で提案する最適点検・更新モデルでは，照明ランプと照明器具の劣化に対する 2 種類の要素からなるリスク管理指標ベクトル $\boldsymbol{N} = (N_1(\boldsymbol{D}), N_3(\boldsymbol{D}, \xi))$ を設定している．これらに対して，それぞれリスク管理水準 $(\underline{U}_1, \underline{U}_3) = \underline{\boldsymbol{U}}$ を設定する．リスク管理水準の設定に際し，本節では，非定常な点検間隔を有する施策の有効性を示すため，照明ランプに対して半年間隔の定常的な点検間隔を有する施策でのリスク管理指標 0.320 をリスク管理水準 $\underline{U}_1$ として採用する．また，照明器具のリスク管理水準に関しては，過去の実績や現場管理者の意見を参考に，$\underline{U}_3 = 0.65$ と設定した．

図–6.10 には，照明器具のリスク管理指標とライフサイクル費用の関係（費用-リスク曲線 [15]）を示している．本節では，現行の管理体制である，照明器具の落下防止措置を施す施策（$\xi = 1$ の場合）に対して最適施策を求める．このとき，政策変数 $\boldsymbol{D}$，η を所与とすると，**図–6.10** に示すような照明器具の費用-リスク曲線は一意に定まり，単調減少する．な

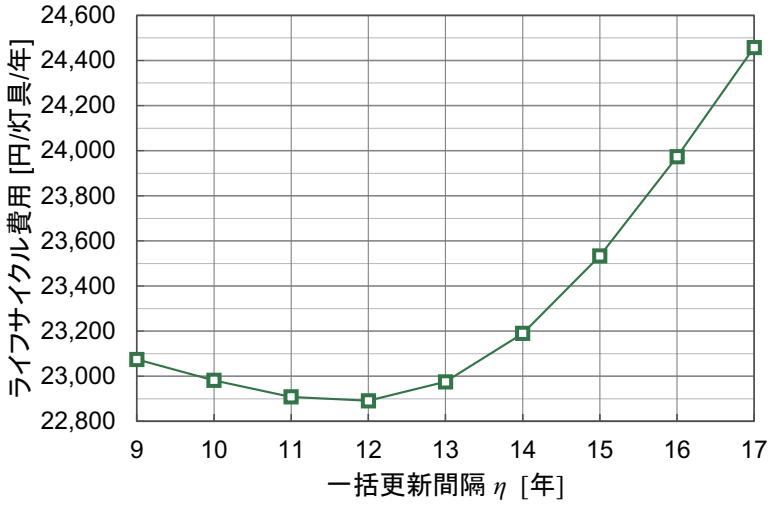


図 – 6.11　安定器の一括更新間隔とライフサイクル費用

お，同図のライフサイクル費用に関しては，後述の $\hat{\boldsymbol{D}}$，$\hat{\eta}$ を用いて算出している．**図–6.10** の赤丸は照明設備の一括更新間隔 5 年から 30 年に左からそれぞれ対応し，一括更新間隔が長くなるにつれリスク管理指標が増加する．さらに，照明器具のリスク管理指標 $N_3(\boldsymbol{D},\xi)$ は，$\xi = 1$ の場合，ζ にのみ依存する．そのため，本章では，リスク管理水準 $\underline{U}_3 = 0.65$ を満たす一括更新間隔集合の中でライフサイクル費用を最小とする 17 年を最適一括更新間隔 $\hat{\zeta}$ として採用した．

さらに，本研究では，安定器の一括更新施策を灯具の一括更新とは別に設定する．**図–6.11** には，灯具の一括更新間隔を 17 年とした上での，安定器の一括更新間隔 η とライフサイクル費用の関係を示した．図中の横軸が一括更新間隔を表し，17 年の場合は安定器個別の一括更新を行わず，照明設備全体の一括更新時点で初めて安定器も一括更新が行われるような施策を意味する．同図より，安定器を別個に一括更新しない施策より，供用開始から 12 年経過した時点で安定器のみを一括更新する施策の方がライフサイクル費用を低減できることが見て取れる．

以下では，照明設備の最適一括更新間隔 $\hat{\zeta}$ を 17 年，安定器の最適一括更新間隔 $\hat{\eta}$ を 12 年に固定し議論を進める．その上で，遺伝的アルゴリズムを用いて照明ランプと照明器具の最適点検間隔の流列 $\hat{\boldsymbol{D}}$ を求めた結果を示す．なお，遺伝的アルゴリズムにおいて，個体数を $W = 300$，アルゴリズムの終了回数を $\Gamma = 5,000$，エリート選択割合を $a = 2/3(\%)$，突

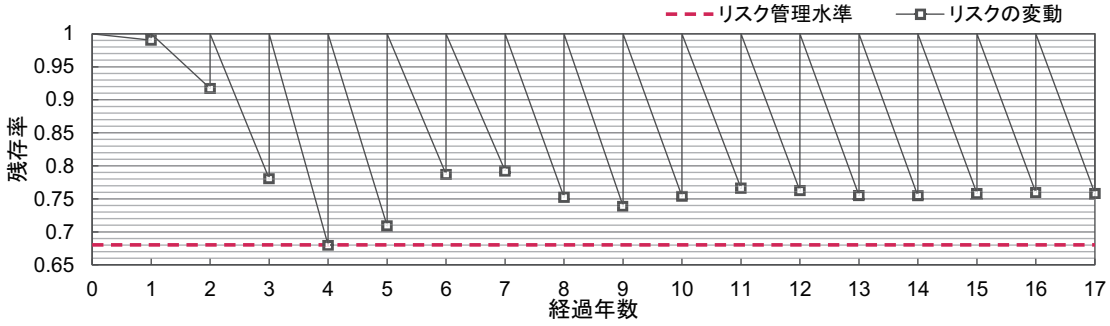


図 – 6.12　残存率 $R(t_j)$（$= 1 - N_1(\boldsymbol{D})$）の推移（非定常な点検間隔を考慮せず）

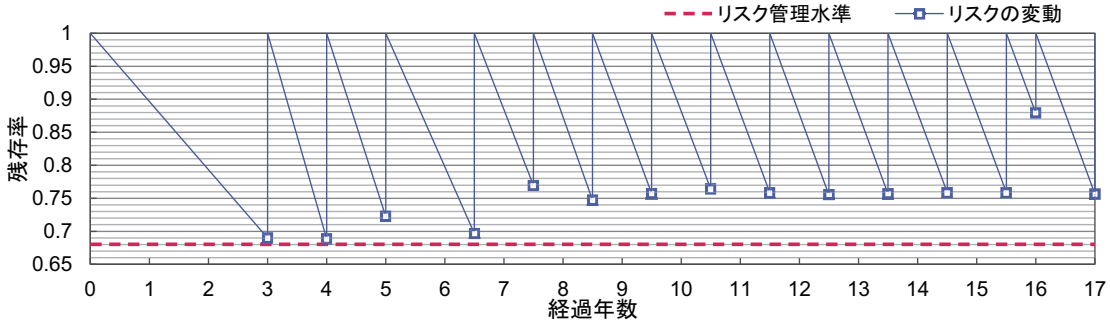


図 – 6.13　残存率 $R(t_j)$（$= 1 - N_1(\boldsymbol{D})$）の推移（非定常な点検間隔を考慮）

然変異の発生確率を $b = 2(\%)$ とした．このとき，エリート選択個数は $C = 2$，交叉における親のペア数は $L = 149$ となる．まず，**図–6.12** には，照明ランプと照明器具に対し，従来のように定常的な点検間隔を設定し，1 年ごとに点検を実施した場合の照明ランプのリスク管理指標の時間的推移を示している．このときのライフサイクル費用は 23,004（円/灯具/年）であった．ここで，照明ランプに関するリスクを表す指標として残存率を導入する．残存率は，当該トンネルに設置された全ての照明ランプの内，不点でない照明ランプの割合を示している．**図–6.12** では，点検が実施された各時点での残存率 $R(t_j) = 1 - N_1(\boldsymbol{D})$ を四角印で示している．点検時点にて故障と観測された照明ランプに対しては，直ちに更新がなされ，点検直後では残存率は $R(t_j) = 0$ となる．**図–6.13** では，**図–6.12** における最大のリスク管理指標 0.320 をリスク管理水準 $\underline{U}_1$ と設定し，それを満たすような最適な点検間隔の流列 $\hat{\boldsymbol{D}}$ を遺伝的アルゴリズムにより求めた場合の残存率の時間的変動を示している．同図では，**図–6.12** と同様に，四角印の時点で点検が実施されており，合計 15 回の点検・更新

表 – 6.8　リスク管理水準の変化による点検間隔とライフサイクル費用の変動

リスク管理水準 $\underline{U}_1$	リスク管理指標 $N_1(\boldsymbol{D})$	$lcc(\Xi)$ [円/灯具/年]	経過年数 0.5	1	1.5	2	2.5	3	3.5	4	4.5	5	5.5	6	6.5	7
0.200	0.184	23,541					○		○	○	○	○	○	○	○	○
0.250	0.250	23,169				○		○	○	○	○	○		○	○	
0.300	0.287	22,961					○		○	○		○		○		○
0.350	0.341	22,848						○		○		○		○		
0.400	0.359	22,691						○		○		○			○	
0.450	0.450	22,623						○		○			○			
0.500	0.462	22,492							○		○				○	
0.550	0.530	22,417			○				○			○				○
-	0.168	23,719	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
-	0.320	23,004		○		○		○		○		○		○		○
-	0.470	22,776			○			○			○			○		

経過年数 7.5	8	8.5	9	9.5	10	10.5	11	11.5	12	12.5	13	13.5	14	14.5	15	15.5	16	16.5	17
○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
○	○	○	○		○		○		○		○		○		○	○	○		○
	○		○		○		○		○		○		○		○		○		○
○		○		○			○		○		○		○		○		○		○
	○			○			○			○			○	○		○			○
○			○	○				○	○				○			○			○
	○				○				○				○	○	○				○
○				○					○					○					○
○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
	○		○		○		○		○		○		○		○		○		○
○			○			○			○			○			○			○	○

時点が存在する．同図での点検間隔の流列 $\hat{\boldsymbol{D}}$ を具体的に書き表すと，

$$\hat{\boldsymbol{D}} = \{3, 1, 1, 1.5, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 0.5, 1\} \tag{6.52}$$

となる．このとき，ライフサイクル費用は 22,885（円/灯具/年）となり，**図–6.12** と比べて点検回数を減少させることにより，ライフサイクル費用低減が可能となる．このように，本研究で提案する非定常な点検間隔を考慮した点検・更新モデルと，遺伝的アルゴリズムを用いたその最適化手法により，定常的な点検間隔のみを考慮した施策と比べ，ライフサイクル費用を低減することができ，さらに，トンネル照明システムの供用開始直後の点検間隔を本実証分析では 3 年と明示的に指定することが可能となった．

6.6.4　照明ランプのリスク管理指標と最適点検間隔

前節では，照明ランプのリスク管理水準を 0.320 に固定して最適な点検間隔の流列を求めた結果を示した．しかし，実際の照明設備の維持管理体制において，照明ランプのリスク管理水準は，トンネルの立地条件，交通量，照明ランプの個数などを総合的に考慮して

決定されるために，多様に異なる．そこで，照明ランプのリスク管理水準を変化させ，それぞれのリスク管理水準に対して求められた最適な点検間隔の流列を示す.

表–6.8 には，照明ランプのリスク管理水準 $\underline{U}_1$ を 0.200 から 0.550 まで 0.050 刻みで変化させたときの最適な点検間隔の流列，ライフサイクル費用，期間内で最大となるリスク管理指標を示した．同表の経過年数の項目には，供用開始時点からの経過年数とその時点での点検の有無を示しており，丸印のある時点で点検を行い，無印の時点では点検は実施しない．リスク管理水準を緩和するにつれ，点検回数も少なくなり，ライフサイクル費用も減少する．その関係を**図–6.14** に改めて示した．同図の横軸には，リスク管理指標を示している．さらに，同図には，従来のように定常的な点検間隔を採用した場合の費用-リスク曲線も併記している．非定常な点検間隔を有する点検・更新施策を採用した方が，定常的な点検間隔を持つ点検・更新施策よりも，ライフサイクル費用を低減できることが分かる.

6.6.5　照明器具と安定器の逐次更新施策

以上の議論では，現行の照明設備への点検・更新体制をもとに，照明設備,（もしくは，安定器に対して）一括更新を行うような施策に関する議論を行ってきた．一方で，灯具の部品に対して，一括更新を行わずに，劣化の進展した部品が点検時に発見されると逐次更新されるような逐次更新施策のみを採用する場合も考えられる．本節では，逐次更新施策と一括更新施策それぞれを採用したときのライフサイクル費用を比較し，点検・更新施策を議論する.

本研究で定式化した点検・更新モデルで照明器具，安定器の逐次更新施策を表現するには，政策変数 ξ を $\xi = 0$，灯具の一括更新間隔を $\zeta = \infty$，安定器の一括更新間隔を $\eta = \infty$ とすれば良い．ただし，想定する点検・更新施策において，照明器具に対して落下防止措置を施す施策 $\xi = 1$ を逐次更新施策で採用すると，照明器具の供用開始以降永久に更新されることがなくなるために，現実的ではない．また，照明器具のリスク管理指標 $N_3(\boldsymbol{D}, \xi)$，あるいはリスク管理水準 $\underline{U}_3$ は，逐次更新施策 $\xi = 0$ と一括更新施策 $\xi = 1$ の場合でその意味が異なる．そのため，照明器具に関して，同一のリスク管理水準のもとで，あるいは同一のリスク管理指標を用いて，逐次更新施策 $\xi = 0$ と一括更新施策 $\xi = 1$ のライフサイクル費用を比較することは，厳密には不可能である．さらに，照明ランプの非定常な点検間隔

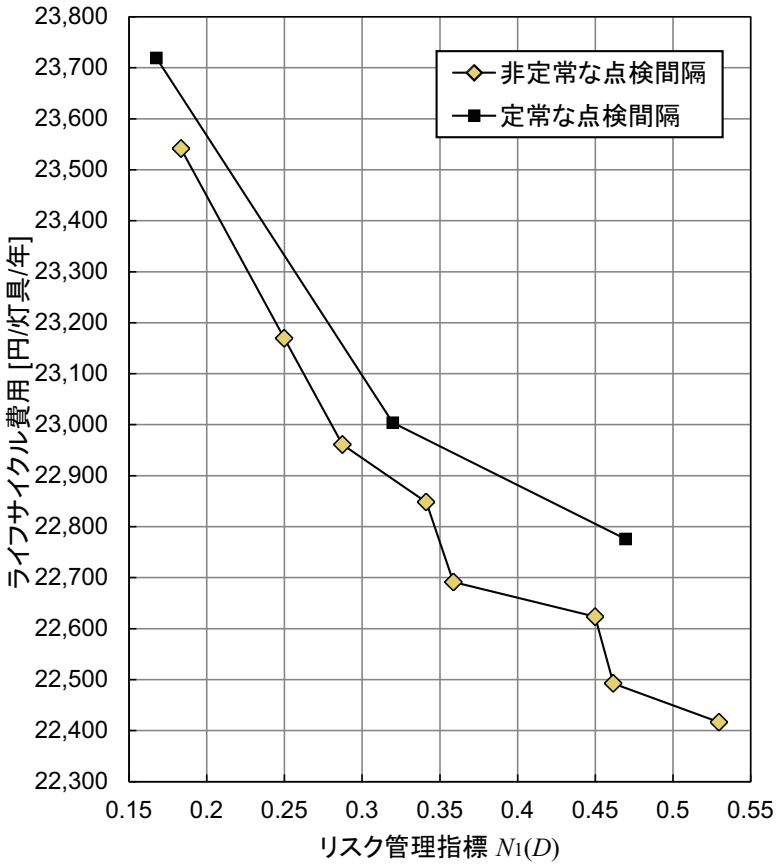


図 – 6.14　照明ランプのリスク管理指標とライフサイクル費用

d_j $(j = 1, \cdots, J)$ に関しても，$\zeta = \infty$ とした場合には，遺伝的アルゴリズムの計算負荷が極めて大きくなる．そこで，本節では照明ランプと灯具の点検間隔 d_j を 1 年に固定する．このとき，照明器具の落下のリスクに対して，1 年ごとに落下防止措置，または照明器具の更新が行われることとなり，一括更新施策，逐次更新施策ともに同等のリスク管理水準を満たすと考える．

ここで,「照明器具，安定器ともに逐次更新（施策 1）」,「照明器具は逐次更新，安定器は逐次更新と一括更新の併用（施策 2）」,「照明器具は一括更新，安定器は逐次更新と一括更新の併用（施策 3，**6.6.3** で述べた最適点検・更新施策）」の 3 種類の点検・更新施策を考える．これらの施策の政策変数に関して，施策 1 は $(\xi = 0, \zeta = \infty, \eta = \infty)$，施策 2 は $(\xi = 0, \zeta = \infty)$，施策 3 は $(\xi = 1)$ と事前に決定することができる．ただし，計算の都合上 ζ，η が ∞ の場合は，極めて大きい値を取るとし，具体的には，100 年と設定した．また，社会的割引率 ρ は，本節に限り 0.00%とした．このことにより，照明器具，安定器の逐次更

表 – 6.9 施策とライフサイクル費用

	ξ	ζ[年]	η[年]	$lcc(\Xi)$[円/灯具/年]
施策 1	0	100	100	40,616
施策 2	0	100	13	40,606
施策 3	1	17	12	36,738

新施策に対しても，式 (6.42) を用いて，ライフサイクル費用を計算することができる．このような条件のもとで，3 種類の施策に対してライフサイクル費用を算出した結果を**表–6.9** に示す．なお，施策 2 の $\eta = 13$[年] は，η を 5 年から 30 年まで変化させ，ライフサイクル費用が最小となる年数を選択，施策 3 の ζ と η に関しては，**6.6.3** の結果を用いた．同表より，照明器具は一括更新，安定器は逐次更新と一括更新を併用する施策 3（**6.6.3** で述べた最適点検・更新施策）が相対的に最もライフサイクル費用を低減できることがわかる．同表のライフサイクル費用 $lcc(\Xi)$ は，社会的割引率を 0.00%として算出しているため，**6.6.3** の結果と単純に比較できないことに留意されたい．なお，照明設備の一括更新施策のもとで，照明器具に対して逐次更新施策 $\xi = 0$ を設定した場合，**6.6.3** で述べた最適点検・更新施策と比較して，リスク管理指標 $N_3(\boldsymbol{D}, \xi)$ は単純には比較できないが，照明器具の落下防止措置の費用 c_B が，照明器具の更新費用 c_3 を下回っているため，**6.6.3** で述べた最適点検・更新施策の方がライフサイクル費用を低減できる．以上のことより，本研究の実証分析においては，**6.6.3** で述べた点検・更新施策を最終的な最適点検・更新施策として決定した．

6.7 おわりに

本研究では，非定常な点検間隔を考慮して，高速道路トンネル照明設備の最適点検・更新施策を求めるための方法論を提案した．具体的には，照明設備を構成する各部品の劣化過程をワイブル劣化ハザードモデル，マルコフ劣化ハザードモデルを用いて表現するとともに，それらの劣化・更新過程をマルコフ連鎖モデルを用いて表現した．本研究の特徴は，マルコフ連鎖モデルにおいて非定常な点検間隔を考慮しライフサイクル費用とリスク管理指標を定量化した点，さらには遺伝的アルゴリズムを用いて非定常な点検間隔を有する点検・更新施策を考慮し最適点検・更新施策を求めるための方法論を提案した点にある．さらに，実際の高速道路トンネル照明設備を想定した適用事例において，提案した非定常な点検間隔を有する点検・更新施策が，従来の定常的な点検間隔を持つ点検・更新施策と比

較して，ライフサイクル費用を低減できることを明らかにした．

一方で，今後に残された課題を以下で整理する．第 1 に，提案した方法論の適用事例の拡大があげられる．特に，本研究でも取り上げた道路付帯施設などのように一括更新施策が採用される可能性がある施設に対して提案した方法論は有用であると考えられ，多様な適用対象に対し，点検・更新施策の最適化を行う必要がある．第 2 に，本研究で得られた知見を設計段階へフィードバックできる可能性がある．本研究では，各部品の劣化過程を点検データを用いた劣化予測結果により所与のものとして議論を進め，ライフサイクル費用を最小化するような施策を選定した．一方で，各部品の寿命を設計段階で変化させることにより，ライフサイクル費用の更なる低減の可能性が存在する．本研究で獲得された劣化予測結果や最適点検・補修施策の知見を設計段階にフィードバックし，ライフサイクル費用低減などの視点を設計段階に組み込み，社会基盤施設のマネジメントサイクルの継続的発展を果たす必要がある．

参考文献

1) Frangopol, D. M., Lin, K. Y. and Estes, A. C.: Life-cycle cost design of deteriorating structure, *Journal of Structural Engineering*, Vol.123, Issue 10, pp.1390-1401, 1997.

2) Matsushima, M., Seki, H. and Matsui, K.: A reliability approach to landing pier optimum repair level, *ACI Materials Journal*, Vol.95, Issue 3, pp.218-225, 1998.

3) 伊庭孝充，松島学，関博，川田秀夫：塩害を受ける RC 構造物のライフサイクルコスト算定手法に関する基礎的研究， 土木学会論文集，No.704/V-55，pp.1-11，2002.

4) 高山知司，安田誠宏，辻尾大樹，井上純一：ライフサイクルコストの最小化による沿岸構造物被覆材の最適設計，土木学会論文集 B，Vol.65，No.1，pp.15-30，2009.

5) 伊藤義人，和田光永：イベントを考慮した交通基盤施設のライフサイクル評価手法に関する研究，土木学会論文集，No.745/I-65，pp.131-142，2003.

6) 佐藤忠信，吉田郁政，増本みどり，金治英貞：ライフサイクルコストを考慮した道路橋の補強戦略，土木学会論文集，No.784/VI-66，2005.

7) 例えば，White, D.J.: *Markov Decision Process*, Wiley, pp.130-146, 1993.

8) Madanat, S.: Incorporating inspection decisions in pavement management, *Transportation Research, Part B*, Vol.27B, pp.425-438, 1993.

9) Madanat, S. and Ben-Akiva, M.: Optimal inspection and repair policies for infrastructure facilities, *Transportation Science*, Vol.28, pp.55-62, 1994.

10) Durango-Cohen P. L. and Madanat, S.: Optimal maintenance and repair policies for infrastructure facilities under uncertain deterioration rates: An adaptive control approach, *Transportation Research, Part A*, Vol.36, pp.763-778, 2002.

11) 慈道充，小林潔司:不確実性下における最適点検補修ルール，土木学会論文集，No.744/IV-61，pp.39-50，2003.

12) 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.

13) 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.

14) 青木一也，山本浩司，小林潔司：トンネル照明システムの最適点検・更新政策，土木学会論文集，No.805/VI-67，pp.105-116，2005.

15) 青木一也，山本浩司，小林潔司：時間依存型劣化過程を有するシステムの集計的最適点検・補修政策，土木学会論文集 F，Vol.62，No.2，pp.240-257，2006.

16) 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.

17) 津田尚胤，貝戸清之，山本浩司，小林潔司：ワイブル劣化ハザードモデルのベイズ推計法，土木学会論文集 F，Vol.62，No.3，pp.473-491，2006.

18) 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.

19) 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の最適補修戦略，土木学会論文集，No.801/I-73，pp.83-96，2005.

20) 織田澤利守，山本浩司，青木一也，小林潔司：道路付帯施設の最適補修同期化政策，土木学会論文集 F，Vol.64，No.2，pp.200-217，2008.

21) 伊庭斉志：遺伝的アルゴリズムの基礎　GA の謎を解く，オーム社，1994.

22) 伊庭斉志：金融工学のための遺伝的アルゴリズム，オーム社，2011.

23) 有村幹治，田村亨，井田直人：土木計画分野における遺伝的アルゴリズム：最適化と適応学習，土木学会論文集 D，Vol.62，No.4，2006.

24) 古田均，亀田学広，中原耕一郎：改良型遺伝的アルゴリズムによる複数橋梁の維持管理計画策定システムの実用化，土木学会論文集 A，Vol.62，No.3，2006.

25) 平川恵士，水谷大二郎，貝戸清之：異質性を考慮したトンネル照明灯具の劣化予測，照明学会誌，Vol.97，No.11，pp.706-714，2013.

26) Miyazaki, B., Mizutani, D., Hirakawa, S. and Kaito, K.: Deterioration Prediction in Consideration of the Difference Lighting Time of a Tunnel Lighting Equipment, *CIE Towards a New Century of Light*, No.133, 2013.

27) 西日本高速道路株式会社：道路付属物点検（施設）の手引き，2008.

28) Geweke, J.: Evaluating the Accuracy of Sampling-based Approaches to the Calculation of Posterior Moments, in Bernardo, J.M., Berger, J.M., Dawid, A P., and Smith, A.F.M.(eds.) :*Bayesian Statistics 4*, pp.169-193, Oxford University Press, 1996.

29) Lancaster, T.: *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press, 1990.

30) 小西貞則，北川源四郎：予測と発見の科学　情報量基準，朝倉書店，2006.

第7章　結論

本研究では，高速道路トンネル照明設備の建設・維持管理のマネジメントで課題となっている環境基準等に対応した適正な照明規模算出方法とトンネル照明の視対象物の視認性向上に向けた評価手法および，点検データと統計モデルの援用に基づく，維持管理施策立案に関する方法論の構築を図った．まず，建設段階における照明設計時の課題として，照明規模算出に影響する保守率の算出方法について，これまでの現地汚損測定による設定方法から車両からのばい煙発生量予測による設定手法を構築した．つぎに，トンネル照明の評価について，総視認率（Total Revealing Power）（以下，TRP）に基づく視認性評価について検討し，さまざまな照明方式や前照灯の融合時における視認性を考慮した評価手法を検討した．また，維持管理における評価を可能とするため，日常点検で獲得した点検結果を活用した視認性および照明方式の評価手法を構築した．さらに，点検データと各種統計モデルを活用した維持管理および更新施策の立案に関する方法論を検討し，シミュレーションからリスクやLCCの最小化を達成する施策選定について実証的検討を実施した．

2章では，はじめにトンネル照明の光源および設備運用の現状から，従来の保守率設定方法の問題点について明らかにした．そして，過去において保守率を設定する根拠となった照明器具の汚損度について調査されたトンネルを対象に，煤煙濃度の算出結果と保守率との関係を求め，保守率を煤煙濃度から直接的に設定する方法を提案した．さらに排ガス規制や新たな照明光源にも適用できるよう深度化させ，保守率の構成要素ごと精度の高い保守率を設定する方法について提案した．その手法を用いることで，トンネル条件により従来手法に比べて設備規模が約20％低減が可能であることを明らかにした．

3章では，トンネル照明による路上障害物に対する視認性評価について，TRPに基づく視認性評価手法を検討し，シミュレーション並びに現地での実験から，前照灯を考慮したトンネル照明の視認性の定量的評価手法を提案した．TRPを算出するための限界反射率を導出し，実際のトンネル環境で得られた自動車前照灯の光学特性を用いて，トンネル照明方式に対するトンネル照明単独と前照灯が加わった複合環境における視認性をシミュレー

ションと現地試験により比較し，照明方式による前照灯の影響について検証した．提案手法により，これまで視認性評価が困難であった，シルエット視および逆シルエット視の両方を考慮することが可能となり，各種照明方式に対する評価のみならず，前照灯を考慮した路上障害物に対する総合的な視認性評価が可能であることを実証した．

4 章では，TRP に基づく供用中のトンネル照明の路上落下物に対する視認性評価手法について，道路巡回によって回収された路上落下物の反射率分布と日常点検によって獲得された照度測定データから評価する手法を構築した．供用中トンネルの TRP 算出に用いる路上落下物の反射率分布は，これまでの既往研究のようにサンプルを単純に累積計上するのではなく，多品種で構成される落下物の反射率分布の多様性を，確率分布の多峰性として考慮可能な混合ベータモデルで表現し得ることを明らかにした．次に，照明ランプから供給されるトンネル内の水平面照度を空間的照度分布モデルとして定式化し，これから路面輝度，鉛直面照度を推計し，路上落下物データ，照度測定データを用いた視認性評価の方法論を提示し，実際の高速道路トンネルを対象とした適用事例を通じて，提案手法の有効性を検証した．

5 章では，トンネル全体を対象とする空間的な照度低下リスクを，1）照明ランプの不点，2）照明の光束減衰を考慮したシミュレーションによって評価する方法論を提案した．前者に関しては，個別の照明ランプの不点発生過程を，不点発生確率が時間とともに増大するワイブル劣化ハザードモデルを用いて表現した．さらに，照明ランプの光束減衰過程を空間的照度分布モデルに組み込んで定式化し，モンテカルロシミュレーションによるトンネル内の視認性に関わるリスクシミュレーションモデルを構築した．トンネル内の視認性に関わるリスク指標として照度維持率を提案し，シミュレーションより連続不点による局所的な照度低下の評価に加え，トンネル全体の視認性に関わる評価が可能となることを示した．そして，実際のトンネル照明を対象とした点検データを用いた実証分析により提案手法の有効性を明らかにした．

6 章では，非定常な点検間隔を考慮して，高速道路トンネル照明設備の最適点検・更新施策を求めるための方法論を提案した．具体的には，照明設備を構成する各部品の劣化過程に対し，照明ランプ，安定器，灯具の 3 種類の施設により構成されるシステムとして捉え，その最適点検・更新政策について検討した．照明ランプ，安定器の劣化過程をワイブ

ル劣化ハザードモデル，灯具の劣化過程をトンネル単位での異質性を考慮した混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いて表現するとともに，それらの劣化・更新過程をマルコフ連鎖モデルを用いて表現した．特に，マルコフ連鎖モデルにおいて非定常な点検間隔を考慮しライフサイクル費用とリスク管理指標を定量化し，さらには遺伝的アルゴリズムを用いて非定常な点検間隔を有する点検・更新施策を考慮し最適点検・更新施策を求めるための方法論を提案した．また，実際の高速道路トンネル照明設備を想定した適用事例において，提案した非定常な点検間隔を有する点検・更新施策が，従来の定常的な点検間隔を持つ点検・更新施策と比較して，ライフサイクル費用を低減できることを明らかにした．

本研究で得られた成果は，一部は既に実務へと反映され，またそれ以外についてもトンネル照明設備の効率的な維持管理に貢献できると考えられる．実際に，**2 章**で得られた保守率の設定方法は，高速道路会社の設計基準に反映されており，既に数百トンネルでの設計に適用されている．**3 章**で得られたトンネル照明の TRP に基づく視認性評価手法は，これまで評価が困難であったトンネル照明方式に対する定量的な評価を可能とするものである．海外においては，道路照明分野での本手法に基づく国際勧告策定に向けた議論が進んでおり，今後国内での議論も活発化すると考えており，交通安全施設としてのトンネル照明の視認性評価手法として，現行基準の改定に向けた試金石となると考えている．また，**4 章**の検討結果は，今後，現行照明基準からの転換にあって不可欠な手法であり，国内のみならず海外を含めた TRP による視認性評価の議論が進むにつれてさらなる重要性が増すと考えられる．**5 章**および **6 章**の成果は，これまで困難であったリスクの定量化を可能としたことで，より精緻な維持管理の可能性が高まると考えているが，実用化にはさらなる検討が不可欠である．しかしながら，今回のモデルが基本的に点検データを全て用いること，いくつかの暗黙知を表現できるという特徴を踏まえれば，これまでの数値の単純平均等や感覚による管理政策決定よりも説明責任を果たしやすくなると考えている．

以上が本研究の課題であるが，今後の課題として以下の事項が残されている．第 1 に，**3 章**で得られたトンネル照明の TRP に基づく視認性評価手法については，路上落下物に対する評価であるため，トンネル内走行環境に対する総合的な視環境評価を行うともに，現行基準の改定に向けた取り組みが必要である．第 2 に，**4 章**で得られた路上落下物の視認性評価手法については，まず，トンネル内の事故に直結した路上落下物データの蓄積が必要

であり，トンネル内とトンネル外の落下物，あるいは直接的な事故要因とそれ以外の落下物で反射率特性（分布形状）に相違があるかを確認する必要がある．第 3 に **5 章**で得られたリスクシミュレーションモデルについて，トンネル内清掃による照度変化を考慮したモデルの開発が必要であり，照度測定データを蓄積して分析する必要がある．第 4 に，**6 章**で得られたトンネル照明設備の最適点検・更新施策については，その他の道路附帯施設に対して適用事例の拡大と実務への適用に向けた検証が必要である．

付 録A　ハザードモデル

ここでは，読者の便宜を図るため，本研究で用いたハザードモデルの概要を以下で説明し，分析対象とする社会基盤施設の劣化特性に応じて，ハザード関数を**付録 B**，**付録 C** で特定化する．

ハザードモデルでは，施設の寿命を，確率密度関数 $f(\chi)$，分布関数 $F(\chi)$ に従う確率変数 χ と仮定する．寿命 χ の定義域は，$[0,\infty)$ であり，$F(0) = f(0) = 0$ とする．このとき，当該部品が，供用開始時点から任意の時点 $t \in [0,\infty)$ まで故障せず生存する確率 $\tilde{F}(t)$ は，

$$\tilde{F}(t) = 1 - F(t) \tag{A.1}$$

と表現できる．ここで，ハザード関数を $\lambda(t)$ とすると，当該施設が時点 t まで生存し，かつ，期間 $[t, t+\Delta t]$ 内にはじめて故障する確率は，

$$\lambda(t)\Delta t = \frac{f(t)\Delta t}{\tilde{F}(t)} \tag{A.2}$$

と表現できる．さらに，式（A.1）の両辺を t に関して微分することにより，

$$\frac{d\tilde{F}(t)}{dt} = -f(t) \tag{A.3}$$

を得る．このとき，式（A.2）は，

$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{\tilde{F}(t)} = -\frac{\frac{d\tilde{F}(t)}{dt}}{\tilde{F}(t)} = \frac{d}{dt}\left\{-\log \tilde{F}(t)\right\} \tag{A.4}$$

と変形できる．同式を積分することにより，

$$\int_0^t \lambda(u)du = [-\log \tilde{F}(u)]_0^t = -\log \tilde{F}(t) \tag{A.5}$$

を得る．したがって，ハザード関数 $\lambda(u)$ を用いて，当該施設が時点 t まで生存する確率（生存確率）$\tilde{F}(t)$ を，

$$\tilde{F}(t) = \exp\left\{-\int_0^t \lambda(u)du\right\} \tag{A.6}$$

と表現することができる．

付 録B　ワイブル劣化ハザードモデル

ハザード関数に具体的な関数形を与えることにより，施設の劣化過程を表現するためのハザードモデルを特定化する．本研究では，施設のハザード関数は，可観測な $M+1$ 個の要素からなる特性ベクトル $\boldsymbol{x} = (x_0, x_1, x_2, \cdots, x_M)$ に依存し変化すると考える．まず，ハザード関数としてワイブルハザード関数を用いた場合，ワイブルハザード関数は，

$$\lambda(\boldsymbol{x}, \boldsymbol{\theta}, t) = \exp(\boldsymbol{x}\boldsymbol{\beta}')\alpha t^{\alpha-1} \tag{B.1}$$

と表現することができる．ここに，$\boldsymbol{\theta} = (\alpha, \boldsymbol{\beta}) = (\alpha, \beta_0, \beta_1, \cdots, \beta_M)$ はパラメータベクトルであり，ワイブルハザード関数を用いた場合，施設の寿命分布の確率密度関数 $f(\boldsymbol{x}, \boldsymbol{\theta}, t)$ は，

$$f(\boldsymbol{x}, \boldsymbol{\theta}, t) = \exp(\boldsymbol{x}\boldsymbol{\beta}')\alpha t^{\alpha-1} \exp\{-\exp(\boldsymbol{x}\boldsymbol{\beta}')t^{\alpha}\} \tag{B.2}$$

と，生存確率 $\tilde{F}(\boldsymbol{x}, \boldsymbol{\theta}, t)$ は，

$$\tilde{F}(\boldsymbol{x}, \boldsymbol{\theta}, t) = \exp\{-\exp(\boldsymbol{x}\boldsymbol{\beta}')t^{\alpha}\} \tag{B.3}$$

とそれぞれ表現することができる．これらより，当該施設に関して，推移確率 $p_{v,v+1}(d_j)$ $(v = 1, \cdots, j)$ は，

$$p_{v,v+1}(d_j) = \exp\Big[-\exp(\boldsymbol{x}\boldsymbol{\beta}')\Big\{\Big(\sum_{k=j-v+1}^{j+1} d_k\Big)^{\alpha} - \Big(\sum_{k=j-v+1}^{j} d_k\Big)^{\alpha}\Big\}\Big] \tag{B.4}$$

と表現することができる．

付 録C　マルコフ劣化ハザードモデル

多段階の離散的な健全度で劣化状態が記録されているような施設に関して，本研究では，指数ハザードモデルを用いて劣化過程を表現する．いま，施設の劣化状態は，M 段階の健全度で判定されているとする．マルコフ劣化ハザードモデルでは，M を除く $M-1$ 個の健全度それぞれに対し，$M-1$ 個の指数ハザード関数を定義し，非集計的にマルコフ推移確率を求める．健全度 m $(m = 1, \cdots, M-1)$ に対する指数ハザード関数 $\lambda_m(\boldsymbol{x}, \boldsymbol{\beta}_m, t)$ は，使用時間 t に依存せず，

$$\lambda_m(\boldsymbol{x}, \boldsymbol{\beta}_m) = \exp(\boldsymbol{x}\boldsymbol{\beta}'_m) \tag{C.1}$$

と表現される．指数ハザード関数は，ワイブルハザード関数の加速度パラメータ α を 1 とした場合の特殊形である．マルコフ推移確率は，指数ハザード関数を用いて，

$$\pi_{ij}(d_j) = \sum_{k=i}^{j} \prod_{m=i}^{k-1} \frac{\lambda_m}{\lambda_m - \lambda_k} \prod_{m=k}^{j-1} \frac{\lambda_m}{\lambda_{m+1} - \lambda_k} \exp(-\lambda_k d_j)$$
$$(i = 1, \cdots, M-1;\ j = i+1, \cdots, M) \tag{C.2}$$

と表すことができる．ただし，表記上の規則として，

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

が成立すると考える．

なお，これらの劣化予測モデルのパラメータの推定方法に関しては，実データを用いて，ワイブル劣化ハザードモデル，マルコフ劣化ハザードモデルのパラメータをベイズ推定した結果を用いて，最適点検・更新施策を求めている．

謝辞

本研究の遂行にあたり，多くの方々にご指導，ご鞭撻を賜りました．ここに心より感謝の意を表します.

まず，大阪大学大学院社会基盤マネジメント領域　貝戸清之准教授には，本研究の内容及び方針について，終始親切丁寧なご指導，ご鞭撻を賜りました．思い起こせば 2011 年 7 月に NEXCO 西日本高速道路学共同研究講座が大阪大学吹田キャンパスに開設され，大阪大学と西日本高速道路株式会社との共同研究が本格的に開始されました．その際の共同研究の 1 つとして，貝戸准教授との“アセットマネジメントに関する基礎的研究”がありました．研究内容は，主に舗装，橋梁など道路本体に関することでしたが，道路附帯施設に関するテーマとしてトンネル照明マネジメントについても提案いただき，これまで触れたことない劣化予測手法を用いたマネジメント論に魅了されて，さらに深く研究を進めていきました．また，照明マネジメントに関する内容のみならず，学生ゼミや学会発表を通じて，舗装マネジメントの研究にも関わることができ総計分析の方法論に関する知識を深めることが出来ました．さらに，貝戸准教授の指導のもと投稿した論文に対して，外部表彰（社団法人照明学会：平成 26 年度照明学会論文賞）を受賞するなど，身に余る栄誉を賜る貴重な体験もさせていただきました．本研究の成果のみならず，筆者の所属する西日本高速道路株式会社の保全業務に生かしていく事が重要であると考え，アセットマネジメントに必要な確率統計の基礎知識やその重要性を社内のメンバーにも広く知ってもらいたいと，貝戸准教授にご相談したところ，社内研修「アセットマネジメント研修」の講師を快く引き受けて下さり，延べ十数時間以上にわたる講義を行って頂きました．深く感謝の意を表しますとともに厚く御礼申し上げます.

大阪大学大学院　奈良敬教授には，特に産学連携の観点から，大学での学術成果の実社会への適用の重要性について貴重なアドバイスを賜りました．また，NEXCO 西日本高速道路学共同研究講座のメンター教員として講座運営に関するアドバイスや産学連携学会，大

阪大学シンポジウム等を通じて，NEXCO 講座の学内及び学外への紹介や他企業との交流の機会を多数調整して頂きました．その機会を通じてさまざまな分野の講座のメンバーと意見交換をすることで，高速道路の研究領域を超えた広い視野で物事を見ることが出来ました．心より感謝申し上げます.

大阪大学大学院　舟木剛教授には，非常に御多忙の中で，筆者が初めて挑戦した査読論文執筆にあたって細部にわたるご指導賜りました．この経験が無ければ，その後の論文投稿は困難だったと考えております．また，共同研究を通じて LED を光源としたトンネル照明設備と太陽光発電の最適な制御方法に関する知見を得ることができました．さらに舟木研究室の研究会を通じて電力制御からパワー半導体理論まで幅広いパワーシステム領域の研究に触れる機会を頂きました．心より感謝申し上げます.

大阪大学大学院　小濱健吾特任助教には，アセットマネジメントの共同研究を推進するにあたり，難解な統計モデルに対する理解のために多くの助言を頂きました．その助言なくしては研究を進めることができなかったと考えております．また，共同研究においても的確な指摘を頂き，多くの示唆を得るとともに，限られた時間の中で効率的に研究が進めることができました．深く感謝申し上げます.

大阪大学大学院社会基盤マネジメント領域の博士後期課程１回生 水谷大二郎氏には，３年間の共同研究でお世話になりました．共同研究のみならず，学生ゼミや論文発表などでも活発な議論を通じて多くの気づきを得ることができました．特に，共同研究を行ったトンネル照明の劣化予測に関して発表した論文が外部表彰を受けるなど，素晴らしい体験をすることができました．深く感謝いたします．また，博士前期課程２回生　早矢仕廉太郎氏，坂口創氏，数実浩佑氏をはじめ，貝戸研究室の皆様には，共同研究，学生ゼミで大変お世話になりました．初めて触れるトンネル照明分野に関する研究に対しても，研究目的・課題を素早く理解し熱心に研究を進める姿勢に大きな刺激を受けました．有難うございました.

西日本高速道路エンジニアリング関西株式会社　坂本正悦氏には，保守率設定に関する研究及び視認性評価手法に関する研究に際し，トンネル照明基準に関する過去の知見など貴重なアドバイスを多数いただきました．ここに深く感謝の意を表します.

保守率設定に関する研究にあたって，ネクスコ東日本エンジニアリング株式会社　菅原剛氏，戸枝邦夫氏には，煤煙濃度算出シミュレーションや，各種データ集計に多大なご協力を頂きました．ここに深く感謝の意を表します.

視認性評価手法に関する研究にあたって，西日本高速道路株式会社　岡田晃夫氏には，総視認率の理論に関する貴重なアドバイスとともに，研究への励ましをいただきました．心から感謝の意を表します．また，パナソニック株式会社　唐澤宜典氏には，理論検討，シミュレーション及び現地試験に至るまで，本研究の遂行に多大な貢献を頂きました．心から感謝の意を表します．西日本高速道路エンジニアリング四国株式会社の施設関係の皆様には，LED トンネル照明の現地試験での各種測定・視認性評価に際し多大な協力を頂きました．深く感謝いたします.

トンネル照明のリスクシミュレーション及び点検間隔・更新施策の研究にあたって，西日本高速道路株式会社　四国支社香川高速道路事務所ならびに関西支社姫路高速道路事務所の施設関係の皆様には，研究に必要な点検データの収集など多大な協力をいただきました．深く感謝いたします.

また，本研究以外の共同研究を含め，西日本高速道路株式会社，西日本高速道路ファシリティーズ株式会社，西日本高速道路エンジニアリング関西株式会社，西日本高速道路エンジニアリング中国株式会社，西日本高速道路エンジニアリング四国株式会社，西日本高速道路エンジニアリング九州株式会社の皆様には，大阪大学との共同研究に必要なデータ提供等に多大なご支援を頂きました．ここに深く感謝の意を表します.

筆者が本研究を始めたきっかけは，西日本高速道路株式会社が大阪大学との産学連携の取り組みとして共同研究講座を開設し，筆者が共同研究講座に招聘研究員として派遣されたことからであり，本研究の機会を与えてくださった，西日本高速道路株式会社　東孝弘部長（現 : 西日本高速道路ファシリティーズ株式会社）に深く感謝申し上げます．また，技術環境部　竹國一也部長，福永靖雄次長をはじめ技術本部の皆様には，筆者の研究期間中

における大学との共同研究推進にあたって，多大なご支援を頂きました．深く感謝申し上げます．建設事業部 前邦彦部長，山本純司課長はじめ建設事業部の皆様，人事部　松浦潤治調査役には，筆者が大阪大学での共同研究及びその成果を取りまとめるにあたっての業務環境等に多大なご配慮いただきました．ここに深く感謝申し上げます.

NEXCO 西日本高速道路学共同研究講座　吉田幸信特任教授（現在、西日本高速道路エンジニアリング九州株式会社）には，高速道路学共同研究講座開設時より，高速道路施設の実学の視点からの研究の進め方や論文のとりまとめ方法に対して多くの助言を賜りました．心より感謝申し上げます．また，同講座の田中克則招聘教授，宮田弘和氏には，共同研究を推進するにあたって筆者の高速道路の舗装や橋梁に対する知識不足に対して，さまざまなアドバイスを頂きました．心より感謝いたします.

最後に，本論文を執筆中に永眠した祖母に感謝の意を表すとともに，学位取得に多大な理解と応援してくれた妻（友見子）と 4 人の子供達（明香里，侑里奏，佳里南，青里香）に心から感謝し，本論文の謝辞とさせていただきます.

2014 年 12 月

平川　恵士