

コンクリート舗装版のひびわれ度遷移のモデル化

MODELLING OF TRANSIENT PERFORMANCE OF CRACKING INDEX OF CONCRETE PAVEMENT SLAB

J. R. MONTAÑO M. * · 武山 泰** · 福田 正***

By J. Rafael MONTAÑO M., Yasushi TAKEYAMA and Tadashi FUKUDA

Transient performance of the cracking damage of concrete pavement slab was modelled by means of the statistical analysis of the results of the condition survey of pavement surfaces. In the modelling, a double exponential function was applied to the formation of the cumulative distribution function of the annual increment of the cracking index. The validity of the model was verified statistically by the goodness-of-fit test between the surveyed cumulative frequency and the calculated distribution by the model. Reliability of concrete pavement against the cracking damage can be evaluated by this model.

Keywords : concrete pavement, transition of cracking, reliability

1. ま え が き

コンクリート舗装の力学的設計法、たとえばセメントコンクリート舗装要綱¹⁾付録の設計法では、コンクリート版の疲労破壊によって設計寿命が解析されている。この場合、コンクリート舗装はコンクリート版のひびわれ発生によって破壊とみなしたことになる。しかし実際には、コンクリート舗装はひびわれの発生後においても交通供用が可能であり、ひびわれがある程度発達した後はじめて修繕が行われている。したがって、コンクリート舗装の寿命評価においては、ひびわれ挙動の性質を明らかにすることが必要であるが、従来からその研究はきわめて少なく、特にコンクリート舗装のひびわれ遷移に固有の不規則性を対象とした研究は内外ともに見当たらない。

本研究では、コンクリート舗装の路面性状調査のデータを用いることによって、コンクリート版のひびわれ度遷移に関してその不規則性を統計的にモデル化することを試みた。ひびわれ度履歴に関するデータをこのよう

に統計学的に取り扱う場合、利用できるデータは供用年数ごとに個数が異なり、また個々のデータは必ずしも時系列的に相互に関連性をもっているわけではない。そこで本研究においては、ひびわれ度の経年的な遷移特性に着目し、ひびわれ度の年間増加量の統計解析結果を用いて、コンクリート舗装のひびわれ度遷移のモデルを構築することにした。

2. 使用したデータ

本研究で使用したデータは、建設省東北地方建設局から提供された路面性状調査によるものである。本調査は東北地方建設局管内の国道を対象に、道路延長100mを1調査区間として3~4年ごとに路面状況を測定するもので、これまでに全路線で3回の調査が行われている。本調査においては、ひびわれ度、わだちばれ量、縦断凹凸量などが測定されているが、ひびわれ度がコンクリート舗装の構造的機能と密接に関係していることから、コンクリート舗装の破損量の指標としてひびわれ度を本研究では用いることにした。ここで、ひびわれ度(CI)は道路維持修繕要綱²⁾によるもので、式(1)により定義される。

* 学生会員 東北大学大学院工学研究科後期課程在学
(〒980 仙台市青葉区荒巻字青葉)

** 正会員 工修 東北大学助手 工学部土木工学科 (同上)

*** 正会員 工博 東北大学教授 工学部土木工学科 (同上)

表一 路面性状調査によるひびわれ度のデータ (C交通, 版厚 23 cm)

ひびわれ度 供用年数 T	C 0	C 1	C 2	C 3	C 4		計
	CI = 0	0 < CI ≤ 1	1 < CI ≤ 2	2 < CI ≤ 4	4 < CI ≤ 8	8 < CI ≤ 12	
0	19						19
1	4						4
2	1						1
3							
4	19	3					22
5	7						10
6	6	1					7
7	16	4					20
8	6	2					8
9	7	10	4	1			22
10							
11	23	31	13	1			68
12	1	6	1	1			9
13		5	3				8
14							
15	7	17	10	8	2		44
16		4	3	1			8
17		1					1
18	4	20	10	11	5		50
19		3					3
20		1					1
21							
22		2		3	1	1	7
23	3	1		1	3		8
24							
25		1	2	1	1	2	7
計	123	115	46	28	12	3	327

注) 観測された最大のひびわれ度は 10.4 (cm/m²)

$$\text{ひびわれ度 (cm/m}^2\text{)} = \frac{\text{ひびわれの長さの累計 (cm)}}{\text{調査対象区間面積 (m}^2\text{)}} \dots\dots\dots(1)$$

路面性状調査データには、交通量区分、舗装構造が記載されていない。そこでデータファイルの作成にあたっては、交通センサスのデータを照合することによって、交通量区分を入力した。舗装構造については各路線の修繕記録などを照合して版厚を入力したが、不明のものが多かった。

本研究においては、このようにして作成したデータファイルからデータ数が最も多い、C交通、版厚 23 cm のデータ (198 地点) を解析の対象とした。これらのコンクリート舗装のほとんどは昭和 35~53 年に施工されたものである。表一はこれらのデータの数を、供用年数 (T) とひびわれ度 (CI) のランクに関して分類して示したものである。

測定データは、パッチング箇所について、そのパッチング面積をひびわれ度 30 (cm/m²) に換算したひびわれ度が記録されているが、この値は補修が行われなかった場合のひびわれ度と必ずしも対応していないことから、本解析においてはパッチング箇所のデータは除外することとした。

なお、路面性状調査では、舗装構造、特にコンクリート版の構造形式の詳細が不明であったが、著者らが東北地方のコンクリート舗装に関して実施した別の調査³⁾によれば、同時期に施工されたコンクリート舗装の 62.8% が鉄網、スリップバー、タイバーを使用、22.6% が無筋で、スリップバー、タイバーを使用して

いた。今回の解析の対象としたコンクリート舗装の構造も、ほぼ同様の構成比率と推測される。

3. ひびわれ度遷移モデル

(1) ひびわれ度増加量の分布モデル

路面性状調査のデータから、単純集計によりひびわれ度の頻度分布を供用年数ごとに求めてモデル化を行った場合、供用年数ごとに利用できるデータ数が異なること、また個々のデータは時系列的に必ずしも相互の関連性をもっていないことなどから、ひびわれ度の遷移に関する本来の母集団の分布と異なることが予想される。そこで、本研究では、ひびわれ度の 1 年間の増加量の確率分布をひびわれ度のランクごとに求め、これをもとにひびわれ度の遷移モデルを構築することを試みた。

このモデルの分布関数として、極値統計理論における Gumbel の I 型最大値漸近分布関数⁴⁾として知られる 2 重指数分布関数を適用した。すなわち、ひびわれ度があるランクに属する舗装版におけるひびわれ度の 1 年間の増加量の累積分布確率は、式 (2) の 2 重指数分布関数によって表わされるものとする。

$$F_m(x) = \exp[-\exp(-\alpha_m(x - u_m))] \dots\dots\dots(2)$$

ここで、 m : ひびわれ度のランク

x : 原確率変量 (ひびわれ度ランク m の舗装版における 1 年間のひびわれ度の増加量)

u_m : 原確率変量 x の特性最大値

α_m : 原確率変量 x のばらつきの大さを示す逆尺度

なお、2重指数分布関数は確率変数に負の値をとり得るが、分布モデルではこの場合、ひびわれ度の増加量が0に相当するものとして定義する。

(2) パラメーター u, α の決定方法

式(2)は、次の式(3)による標準変数 s を導入することによって、式(4)のように表わされる。

$$s = a(x - u) \dots\dots\dots (3)$$

$$F(s) = \exp(-\exp(-s)) \dots\dots\dots (4)$$

一方、この標準変数は順序統計論によって、各データの非超過確率として式(5)で表わせる。

$$s_i = -\ln[-\ln(i/(N+1))] \dots\dots\dots (5)$$

ここで、 s_i : 小さいほうから i 番目のデータの標準変数
 N : データ数

したがって、パラメーター u, α は、式(5)によって求めた標準変数 s とデータ値 x との直線回帰式(式(6))の勾配を表わす係数 B と切片を表わす係数 A から、式(7), (8)により求めることができる。

$$x = A + Bs \dots\dots\dots (6)$$

$$u = A \dots\dots\dots (7)$$

$$\alpha = 1/B \dots\dots\dots (8)$$

一般に、ひびわれ度の増加量のデータには、増加量=0のデータが複数個(N_0 個)含まれる場合があるが、これらの $i=1 \sim N_0$ に対するデータの標準変数は式(9)による値とした。これは式(8)により α を決定する際に、その精度を高めることができるからである。

$$s_i = -\ln[-\ln(N_0/(N+1))] \dots\dots\dots (9)$$

(3) ひびわれ度の分布モデル

各ランクにおけるひびわれ度増加量が、2重指数分布関数で与えられる場合、各供用年数(T)におけるひびわれ度の分布は、式(10)を数値積分することによって求めることができる。

$$G_T(Y) = \int_0^Y g_{T-1}(Z) \cdot F_{mz}(Y-Z) \cdot dZ \dots\dots\dots (10)$$

ここで、 $G_T(Y)$: 供用年数 T 年におけるひびわれ度 Y の累積分布関数

$g_{T-1}(Z)$: 供用年数 ($T-1$) 年におけるひびわれ度 Z の確率密度関数

$F_{mz}(Y-Z)$: ひびわれ度 Z が属するひびわれ度のランク m におけるひびわれ度の増加量 ($Y-Z$) の累積分布関数

関数 $F_{mz}(Y-Z)$ には、ひびわれ度のランクごとに決定された2重指数分布関数を用いる。供用開始時 ($T=0$) においては、ひびわれ度は0であるから、1年後 ($T=1$) のひびわれ度の累積分布関数 G_1 はランク C_0 のひびわれ度増加量の分布関数 F_{c_0} に等しい。

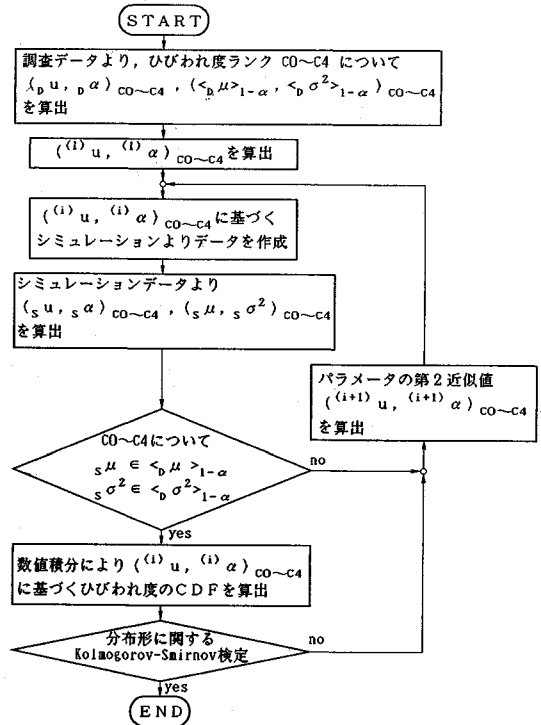


図-1 パラメーター決定方法のフローチャート

4. 適用の手順と結果

遷移モデルのパラメーターを決定する際に、1年ごとに路面性状調査が行われていないことから、ここではシミュレーションを併用して、図-1に示すフローチャートに従い、ひびわれ度ランクごとにひびわれ度の年間増加量の2重指数分布関数のパラメーターを決定した。

(1) 2重指数分布関数のパラメーターの算出

一般に路面性状調査は3~4年程度の間隔を置いて実施されている。この場合、ひびわれ度が線形的に増加するものと仮定して、1年間のひびわれ度の増加量を求めることができるが、得られる年間増加量は3~4年間におけるひびわれ度の増加量の平均値である。各年のひびわれ度の増加が独立な事象であるとするなら、1年間のひびわれ度の増加量の平均 μ および分散 σ^2 に対して、 n 年間のひびわれ度の平均年間増加量の平均・分散はそれぞれ、 $\mu, \sigma^2/n$ となる。

ここで、2重指数分布のパラメーターと平均・分散の間には式(11), (12)の関係が成り立つ。

$$\mu = u + \gamma/\alpha \dots\dots\dots (11)$$

$$\sigma^2 = \pi^2/6 \alpha^2 \dots\dots\dots (12)$$

ここで、 γ : オイラー数 ($\gamma=0.577216\dots$)

しかし、ひびわれ度の値が負とならないことから、データの平均・分散から式(11), (12)を用いてパラメーター

を直接決定することはできない。

そこで、まず各ランクの3~4年間のひびわれ度の平均増加量が便宜的に2重指数分布に従うものとして、前述の式(6)~(8)により、各ランクのひびわれ度増加量のパラメーター ${}_p u, {}_p \alpha$ を求める。そして、この ${}_p u, {}_p \alpha$ から、1年間の平均・分散と n 年間の平均・分散の関係および式(11), (12) の関係を考慮することにより、1年間のひびわれ度増加量を与える2重指数分布関数のパラメーター u, α を式(13), (14)により算出する。

$$\alpha = {}_p \alpha / \sqrt{n} \dots\dots\dots (13)$$

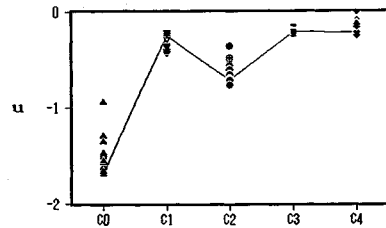
$$u = {}_p u + \gamma(1/{}_p \alpha - 1/\alpha) \dots\dots\dots (14)$$

ここでは、各ランクに属するひびわれ度の増加量のデータについて、平均調査間隔年数を集計し、それを式(13)の n として用いてパラメーターを算出した。

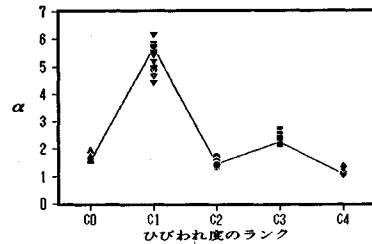
(2) ひびわれ度増加のシミュレーション

上述の方法により、 n 年間の平均値のデータから1年間の増加量の2重指数分布のパラメーターを算出することができる。しかし、ひびわれ度のデータは負の値をとらないことから、ひびわれ度の増加量のモデルとしては、2重指数分布の確率変数が負となる場合にひびわれ度の増加量をゼロと定義しなければならないこと、また用い

た n 年間のひびわれ度の増加量について、ひびわれ度が数ランクに及ぶデータも含まれていることなどから、上で求めたパラメーターは、1年間のひびわれ度の増加



(a) 特性最大値 u の分布



(b) ばらつきの逆尺度 α の分布

凡例 ▲ C0 ▼ C1 ● C2 ■ C3 ◆ C4 — 最適解

図-2 増加量の分布パラメーターの変動

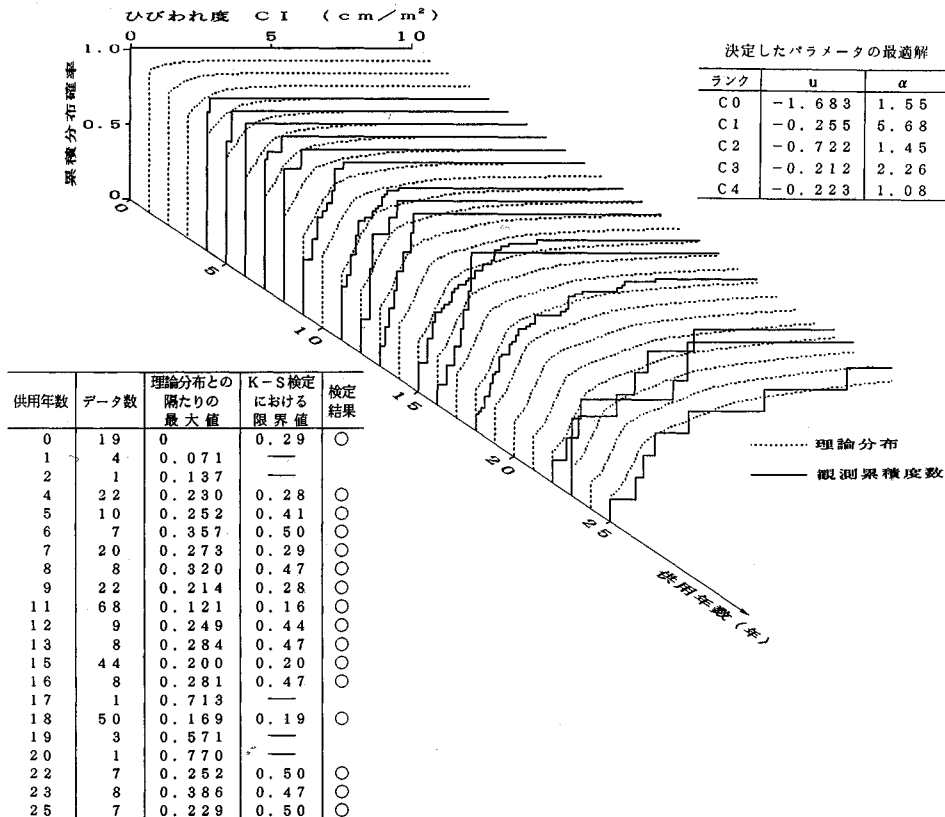
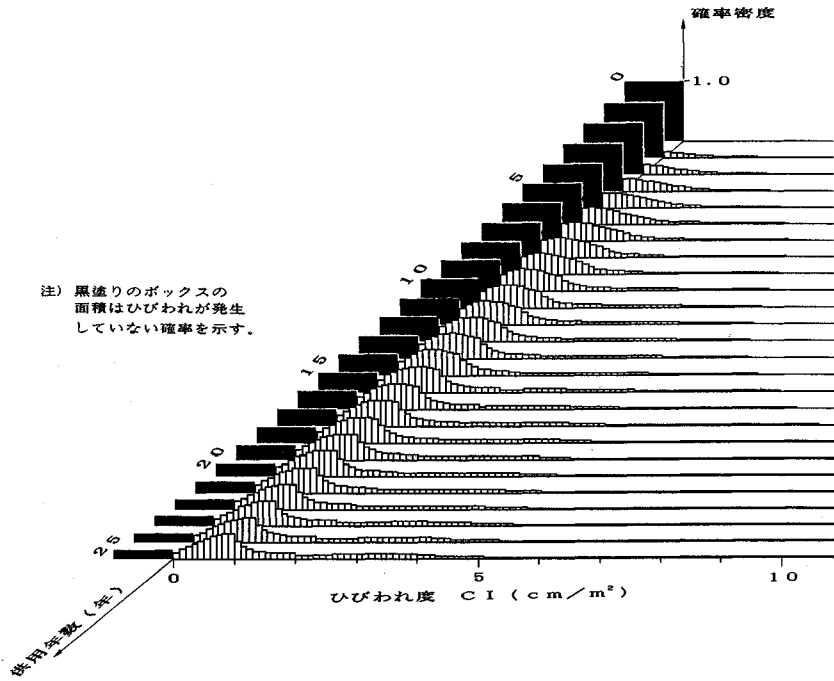


図-3 ひびわれ度の累積分布に関する Kolmogorov-Smirnov 検定結果



図—4 ひびわれ度の確率密度関数の経年変化

量のパラメーターとして、必ずしも正確な値ではない。そこで、ここではひびわれ度増加のシミュレーションを用いて、設定した1年間のひびわれ度の増加量分布のパラメーターの適否を判定することとした。

1年間のひびわれ度の増加量が、ひびわれ度のランクごとに2重指数分布により表わされるひびわれ度遷移モデルに従えば、ひびわれ度の増加のシミュレーションを式(15)により行うことができる。

$$CI(T+1) = CI(T) + \Delta CI_m = CI(T) + u_m - \ln(-\ln(RND)) / \alpha_m \dots (15)$$

- ここで、 $CI(t)$: t 年目のひびわれ度
- m : T 年目のひびわれ度 $CI(T)$ が属するひびわれ度のランク
- RND : (0-1) の一様乱数
- u_m, α_m : ランク m のひびわれ度の増加量分布のパラメーター

(3) パラメーターの適否の判定

まず、式(13)、(14)で求めたパラメーターを第1近似値として、各ランクごとのひびわれ度の増加量の分布関数を決定し、式(15)に基づくひびわれ度の増加に関するシミュレーションを行う。

次に、調査データと供用年数ごとのデータ数の比率および調査間隔の年数の比率が等しくなるような頻度でひびわれ度増加量のシミュレーションデータを作成し、各ランクごとの増加量の平均 $s\mu$ および分散 $s\sigma^2$ を求める。

ここで、各ランクの増加量の平均・分散が調査データから得られる平均・分散の信頼区間にすべて含まれる場合、これを増加量分布のパラメーターとして採択する。各ランクのデータについてその平均値 μ 、分散 σ^2 の信頼区間 $\langle \mu \rangle_{1-\omega}, \langle \sigma^2 \rangle_{1-\omega}$ は式(16)、(17)により得られる。

$$\langle \mu \rangle_{1-\omega} = \left[\bar{x} - k_{\omega/2} \frac{s}{\sqrt{N}}; \bar{x} + k_{\omega/2} \frac{s}{\sqrt{N}} \right] \dots (16)$$

$$\langle \sigma^2 \rangle_{1-\omega} = \left[s^2 - k_{\omega/2} \sqrt{\text{Var}(s^2)}; s^2 + k_{\omega/2} \sqrt{\text{Var}(s^2)} \right] \dots (17)$$

ここで、 $\text{Var}(s^2) \approx \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^4$

s^2 : 不偏分散

なお、ここでは95%信頼区間を考え、 $\omega = 0.05$ 、 $k_{\omega/2} = 1.96$ を用いた。

また、シミュレーションによる各ランクのひびわれ度の増加量を便宜的に2重指数分布に適合させてそのパラメーター $s u, s \alpha$ を算出し、式(18)、(19)により各ランクにおける1年間の増加量分布のパラメーターの第2近似値を設定し、同様のシミュレーションを繰り返し実行する。

$$^{(2)}\alpha = ^{(1)}\alpha \times (s\alpha / s\alpha)^{1/\beta} \dots (18)$$

$$^{(2)}u = ^{(1)}u \times (s u - s u) / \beta' \dots (19)$$

ここで、 β, β' はシミュレーションデータが測定データに収束するようにパラメーターを修正するため、および、式(16)、(17)による条件を満たす範囲で設定する

パラメーターを適度に変動させるために用いる調整値で、ここでは2~4の値を用いた。

(4) ひびわれ度の分布に関する検定

以上の解析では、得られたデータのうち、ひびわれ度の増加量に関する情報のみを用いており、供用年数ごとのひびわれ度の分布に関する情報は用いていない。そこで、式(10)により、設定した各ランクのひびわれ度の増加量の分布関数から、供用年数ごとのひびわれ度の分布関数の理論分布を算出し、これと調査データより得られる各供用年数ごとのひびわれ度の測定値分布について、分布に関するKolmogorov-Smirnov検定を行い、ひびわれ度の分布形状として最適なパラメーターを最終的に決定することとした。

(5) 適用結果

ここに述べた手法を、C交通、版厚23cmのコンクリート舗装の路面性状調査データに適用した。ひびわれ度のランクは表-1に示すC0~C4の5ランクに分割した。

上述のシミュレーションを繰り返し実行することにより、条件を満たすランクごとのひびわれ度増加量のパラメーターの組が数多く得られる。このようにして得たパラメーターの変動を図-2に示す。

Kolmogorov-Smirnov検定により最適な値として決定したパラメーターについての検定結果を図-3に示す。また、このパラメーターより式(10)を用いて求めたひびわれ度の確率密度関数を図-4に示す。図中の黒塗りボックスは、各供用年数においてコンクリート版にひびわれが発生していない確率を示す。これによれば、C交通、20年間の交通供用における版厚23cmのコンクリート舗装において、ひびわれが発生していない確率は23%である。また、たとえば、供用年数20年でひびわれ度 $5\text{ cm}^2/\text{m}^2$ 以上の破損が生じていない信頼性確率は88%である。

5. む す び

舗装の設計法は、実際に供用されている舗装の挙動を反映させたものでなければならないし、また舗装の維持管理を合理的に行うためには、舗装の破損の推移を適切に評価する必要がある。このためには、舗装の挙動に関する調査データを統計学的に評価する手法を確立することが必要である。

本研究においては、路面性状調査のデータの中で、利用できるデータ数の多いC交通、版厚23cmの場合を事例に、コンクリート舗装のひびわれ度遷移のモデル化を行った。モデル化に際しては、コンクリート舗装のひびわれ度の遷移特性に着目し、ひびわれ度の年間増加量の確率分布に2重指数分布関数を適用してひびわれ度増加量の累積分布関数を得た。これによって、ある供用年におけるひびわれ度の状態、すなわちその密度関数が決まるので、コンクリート舗装の破損すなわちあるひびわれ度に対する信頼性確率を求めることができる。

今後はさらに個々のデータの交通条件、舗装構造条件を調査することによってデータファイルを補完し、各種の条件に対するコンクリート舗装のひびわれ破損の遷移モデルを構築したいと考えている。最後に、本研究に際して、貴重なデータを提供いただいた建設省東北地方建設局東北技術事務所に対して、厚く感謝いたします。

参 考 文 献

- 1) 日本道路協会：セメントコンクリート舗装要綱，1984.
- 2) 日本道路協会：道路維持修繕要綱，1978.
- 3) 東北地方コンクリート舗装調査委員会(委員長 福田 正)：東北地方におけるコンクリート舗装の現況調査，道路とコンクリート，No. 57，1982.
- 4) Ang, A. H-S. and Tang, W. H. : Probability Concepts in Engineering Planning and Design, Vol. II - Decision, Risk, and Reliability, John Willy & Sons, Inc., pp. 207~214, 1984.

(1990.7.9・受付)