

# 温暖地におけるアスファルト舗装の破損遷移に関するデータ解析

武山 泰\*・福田 正\*\*

本論文は、九州地方における路面性状調査データを解析することにより、温暖地におけるアスファルト舗装の破損遷移に関する評価を行ったものである。比較的早期の破損段階で修繕が行われ、終局的破損状態に至るまでに破損が進行した状態のデータが少なかったことから、舗装の供用性指標についてワイブル分布による破損遷移モデルの構築を行い、これによりマルコフ連鎖確率を求めて破損遷移を解析するシステムを示した。

**Keywords:** pavement in warm area, pavement deterioration, data processing, reliability

## 1. まえがき

著者らは既に東北地方を事例に、寒冷地におけるアスファルト舗装の破損遷移に関するマルコフ連鎖モデルの適用性とその解析システムについて報告した<sup>1),2)</sup>。寒冷地においてはスパイクタイヤが広く用いられてきたことから、アスファルト舗装の破損形態の大部分はスパイクタイヤにより引き起こされる摩耗によるわだち掘れであった。

温暖地のアスファルト舗装においては、スパイクタイヤによるわだち掘れがないこと、気温などの環境条件が相違することから、寒冷地のアスファルト舗装とは異なった破損遷移特性が予想される。温暖地においては、寒冷地の場合<sup>2)</sup>と比較して同じ交通区分においても一般に破損の進行が遅く、終局的破損状態に至る前にその大部分が修繕されている。このことから入手したデータは破損状態に関する範囲が比較的狭く、解析においては、アスファルト舗装の終局的破損に至るまでの破損状態に対して、入手したデータを基に推計モデルを構築する必要がある。本研究においては、この遷移推計モデルとして新たにワイブル分布を用いた破損遷移モデルを作成し、これによりマルコフ遷移確率マトリックスを求めるシステムを構築した。

## 2. マルコフ連鎖モデルに関するアルゴリズム<sup>1),2)</sup>

### (1) 基本モデル

舗装の破損状態をnランクに分けて評価を行うことを考え、破損の過程を離散パラメータの一種マルコフ連鎖によりモデル化する。舗装の破損状態を後述する維持管理指数 MCI (Maintenance Control Index)<sup>3)</sup> で評価し

\* 正会員 工博 東北大学助手 工学部土木工学科 (〒980 仙台市青葉区荒巻字青葉)

\*\* 正会員 工博 東北大学教授 工学部土木工学科

表-1 破損状態の評価

ランク	MCI
1	7 ~
2	6 ~ 7
3	5 ~ 6
4	4 ~ 5
5	3 ~ 4
6	~ 3

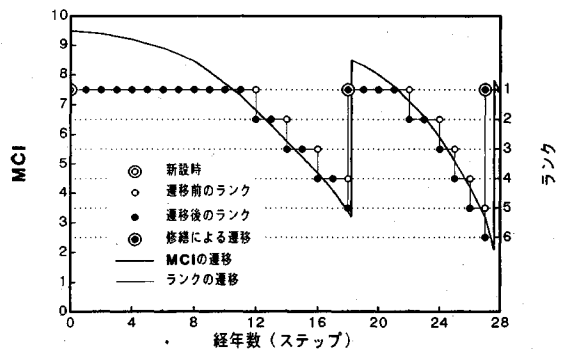


図-1 舗装の破損状態の遷移

た場合の遷移と、これを表-1によるランクで評価した場合の関係を模式的に示すと図-1のようになる。また、舗装の破損状態の遷移を遷移確率により表わし、各ランクに対する遷移確率をマトリックス表示すると式(1)のようになる。

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \dots & p_{1n} \\ p_{21} & p_{22} & \dots & p_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{n1} & p_{n2} & \dots & p_{nn} \end{bmatrix} \dots \dots \dots (1)$$

ここで、 $p_{ij}$  は、あるステップにおいて状態  $i$  の舗装が次のステップにおいて状態  $j$  に遷移する確率である。

舗装の破損状態は、式(2)の状態確率  $X$  で表す。

$$X(m) = [x_1(m) \ x_2(m) \ \dots \ x_n(m)] \dots \dots \dots (2)$$

ここで、

$x_i(m)$ : 舗装がステップ  $m$  においてランク  $i$  である確率

ステップ  $m$  における状態確率  $X(m)$  は、舗装の初期状態確率  $X(0)$  と遷移確率マトリックス  $P$  を用いて、式 (3) により与えられる。

$$X(m) = X(0)P^m \dots\dots\dots (3)$$

これより、良好な状態にある舗装が  $m$  ステップ後に終局的破損状態に至らない確率、すなわち信頼性確率  $R(m)$  は式 (4) により与えられる。

$$R(m) = 1 - x_n(m) \dots\dots\dots (4)$$

初期状態においてランク  $i$  の舗装が吸収されるまでにランク  $j$  に留まる平均ステップ数を  $m_{ij}$  とするとき、この  $m_{ij}$  を要素とするマトリックス  $M$  は、式 (5) により求められる。

$$M = [I - P]^{-1} \dots\dots\dots (5)$$

ここで、 $I$ :  $(n-1)$  次の単位マトリックス

$P'$ : 遷移確率マトリックス  $P$  から  $n$  行および  $n$  列を削除した  $(n-1)$  次の正方行列

すなわち、式 (5) により初期状態がランク 1 である舗装が吸収されるまでの平均ステップ数を求めて、新設の舗装の平均供用寿命を評価することができる。

(2) 補修を考慮する場合

補修を考慮する場合、ランク  $i$  の舗装に対して、各ステップにおいて、式 (6) の補修確率  $r$  で与えられる  $r_i$  の比率で補修が実施されるものと考える。

$$r = [r_1 r_2 \dots r_n] \dots\dots\dots (6)$$

ここで、 $t$  は転置を表す記号である。また、補修により舗装がランク  $j$  に遷移する確率  $e_j$  を用いて、補修の効果を式 (7) の補修効果  $e$  で評価する。

$$e = [e_1 e_2 \dots e_n] \dots\dots\dots (7)$$

ここで、 $\sum_{j=1}^n e_j = 1$ 。

補修を考慮に入れた遷移確率マトリックス  $P'$  の各要素  $p'_{ij}$  は、式 (8) で与えられる。

$$p'_{ij} = p_{ij} \cdot (1 - r_i) + \sum_{k=1}^n r_i \cdot e_k \cdot p_{kj} \dots\dots\dots (8)$$

このとき状態確率は、初期状態確率から独立である定常状態確率  $X^*$  (式 (9)) に収束する。

$$X^* = T[I - Q]^{-1} \dots\dots\dots (9)$$

ここで、 $Q$ : 遷移確率マトリックスの  $n$  列の要素から 1 を差し引いたマトリックス

$T$ :  $n$  番目の要素の値が 1 で他の要素の値が 0 である  $n$  次の行ベクトル

$I$ :  $n$  次の単位マトリックス

3. データファイルの構築

本研究では、建設省九州地方建設局の路面性状調査の

データを使用した。この調査では、九州地方建設局管内の一般国道を対象に、ひびわれ率、わだち掘れ量、および縦断凹凸量が測定されている。調査はキロポストを基準に延長 100 m の区間を調査単位として、同一区間については 2~4 年に 1 回の割合で、既に 2 回の調査が行われている。

路面性状調査で得られたデータは、磁気テープに収録されている。また、道路管理、道路特性、施工・補修、舗装構成データとして、車線数、交通区分、舗設年、補修年・補修工法等に関するデータがそれぞれ別ファイルとして磁気テープに収録されている。これらのデータについて、各区間の起・終点のキロポスト、車線(上り・下り)を参照して、同一区間のデータを結合し、データファイルを作成した。

本研究では、コンクリート舗装をアスファルト混合物でオーバーレイした区間や、トンネル・橋梁等の構造物区間、また、構造物前後で延長が 100 m に満たない区間のデータは除外し、最新調査時点において路面種別がアスファルトである延長 50 m 以上の土工区間のうち、各補修時に路面種別が変更されていない、15,102 区間 (B 交通 1,727 区間、C 交通 11,577 区間、D 交通 1,798 区間) のデータを解析の対象とした。

アスファルト舗装の供用成績は厳密には構造条件、地域的な環境条件、交通条件などの影響を受ける。しかし、舗装の構造は、一般にその地点の環境条件の下で、交通区分ごとに同じ供用成績になるよう共通の技術基準で設計されていること、また解析において大量のデータが必要となることから、交通区分別に解析を行うこととした。

舗装の供用性指標として MCI を用いた。これは、次の式 (10), (12), (13), すなわち、MCI (縦断凹凸量が未測定の場合は式 (11) の  $MCI_0$  を代わりに用いる)、 $MCI_1$ ,  $MCI_2$ 、の最小値をその舗装の MCI 値とするものである。

$$MCI = 10 - 1.48C^{0.3} - 0.29D^{0.7} - 0.47\sigma^2 \dots\dots\dots (10)$$

$$MCI_0 = 10 - 1.51C^{0.3} - 0.30D^{0.7} \dots\dots\dots (11)$$

$$MCI_1 = 10 - 2.23C^{0.3} \dots\dots\dots (12)$$

$$MCI_2 = 10 - 0.54D^{0.7} \dots\dots\dots (13)$$

ここで、 $C$ : ひびわれ率(%)

$D$ : わだち掘れ量の平均(mm)

$\sigma$ : 縦断凹凸量の標準偏差(mm)

この MCI を用いて、舗装の状態を表-1 に示す 6 段階のランクで評価した。なお、舗装の修繕工法として、一般的にはランク 4 において薄層オーバーレイ、ランク 5 においてオーバーレイ、ランク 6 以上で打換えが実施されているようであり<sup>5)</sup>、本研究においてはランク 6 を一応の終局的破損状態と定義した。

表-2 舗装の状態確率

B交通  $X = [0.2557 \ 0.3320 \ 0.2793 \ 0.0993 \ 0.0252 \ 0.0084]$   
 C交通  $X = [0.2246 \ 0.2962 \ 0.2824 \ 0.1327 \ 0.0463 \ 0.0179]$   
 D交通  $X = [0.2576 \ 0.3102 \ 0.2634 \ 0.1288 \ 0.0332 \ 0.0068]$

表-3 補修が行われた比率

交通区分	B交通	C交通	D交通
打換え	0.0088	0.0054	0.0011
オーバーレイ	0.0424	0.0523	0.0521
薄層オーバーレイ	0.0146	0.0200	0.0140
切削	0.0013	0.0027	0.0013
計	0.0671	0.0803	0.0685

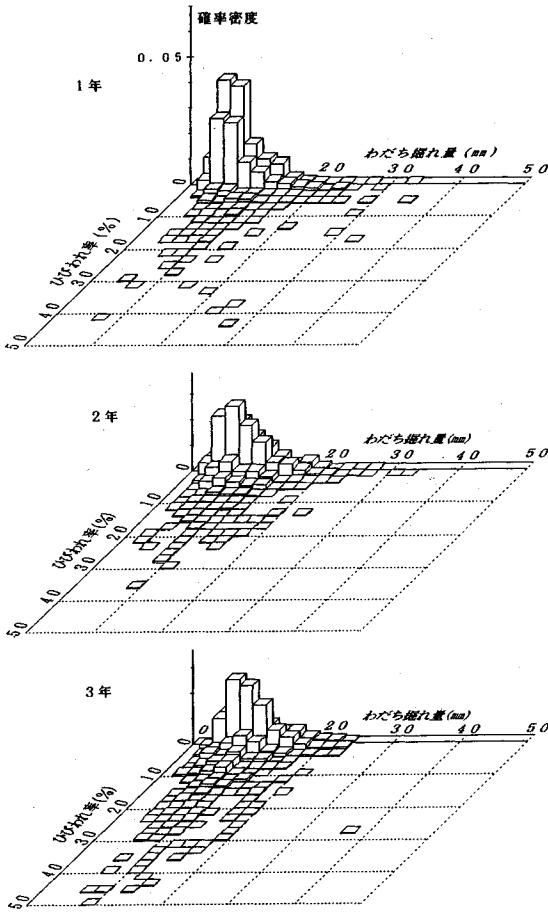


図-2 アスファルト舗装の2特性値の遷移

#### 4. 舗装の現況に関する解析結果

##### (1) 2特性値の遷移

MCI式によれば、路面性状の評価はひびわれ率、わだち掘れ量、縦断凹凸量の3特性値の影響を受けるが、特にひびわれ率とわだち掘れ量の2特性値に大きく依存している。そこで、データファイルより得られたアスファルト舗装の新設または補修後3年間の2特性値の遷移状態として、ひびわれ率とわだち掘れ量の2特性値の状態を直交2軸による平面上に、そして、その確率密度を縦軸に示すと図-2のようになる。これを東北地方のアスファルト舗装の場合<sup>2)</sup>と比較すると、東北地方においてはわだち掘れの急速な進行により破損するのに対して、九州地方においてはわだち掘れの進行は緩慢であり、一方、ひびわれによる破損が卓越する傾向がうかがえる。

##### (2) 補修状態

昭和59~平成元年度の統計より、各交通区分ごとに求めた舗装の状態確率を式(2)によりベクトル表示すると、表-2のようになる。これらは、それぞれの道路

における舗装の定常状態確率にほぼ等しい確率と考えられる。また、昭和59~平成元年度の統計より、各交通区分ごとに1年間に各補修工法が実施された比率を示すと表-3のとおりである。

また、各年度における、データファイルの舗装の状態(ランク)の占める割合、および各工法ごとの補修の占める比率を図-3, 4に示す。ここで、補修工法は、打換え、オーバーレイ(切削オーバーレイを含む)、薄層オーバーレイ(切削薄層オーバーレイを含む)、切削の4種に大別した。

#### 5. 破損遷移モデルの構築

用いたデータは調査間隔が2~4年のデータであるので、これより1年間の遷移確率マトリックスを式(3)に基づく手法<sup>1)</sup>により算出した。遷移確率マトリックスを求める際に、図-3に示すようにランク5以上の舗装のデータは極端に少なく、路面性状調査から直接得られる遷移度数だけを用いて遷移確率を求めた場合、ランク5に関する遷移確率の算出精度が非常に低くなる。そこで本研究においては、MCIの遷移モデルを構築し、補修が行われた区間のデータについて、仮りに補修が行われなかった場合のランクの遷移を推計することによりデータを補完し、遷移確率を求めることを試みた。

本研究においては、MCIの経年減少量に関する統計解析結果から、各ランクごとに3年間のMCIの減少量がワイブル分布により表されるとするMCIの遷移モデルを構築した。

ワイブル分布は、W. Weibullによって導かれたものであり、その確率密度関数  $f_z(z)$ 、累積分布関数  $F_z(z)$  はそれぞれ式(14)、式(15)により与えられる。

$$f_z(z) = \frac{k}{w-\varepsilon} \left( \frac{z-\varepsilon}{w-\varepsilon} \right)^{k-1} \exp \left[ - \left( \frac{z-\varepsilon}{w-\varepsilon} \right)^k \right] \dots \dots \dots (14)$$

$$F_z(z) = 1 - \exp \left[ - \left( \frac{z-\varepsilon}{w-\varepsilon} \right)^k \right] \dots \dots \dots (15)$$

ここで、 $z$ : 原確率変量 ( $z \geq \varepsilon$ )

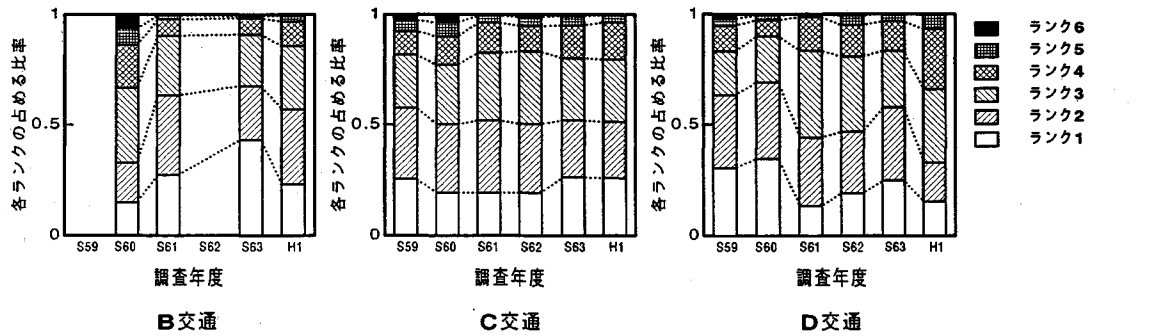


図-3 舗装の状態(ランク)の占める比率

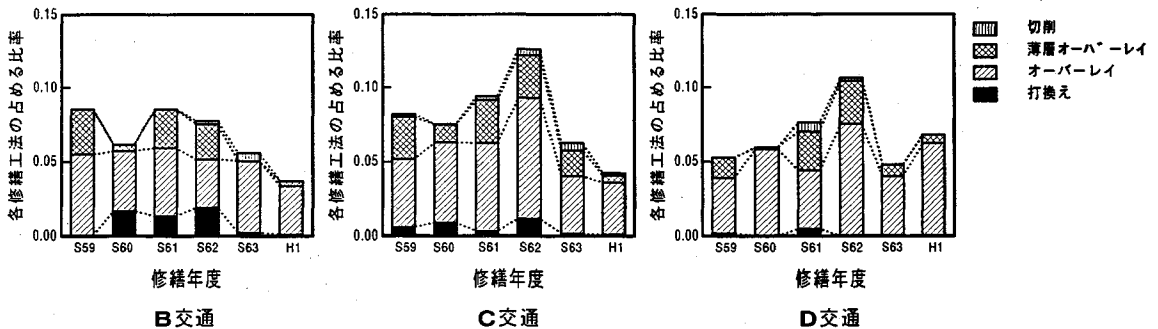


図-4 補修工法の占める比率

- ε: 分布の下限值
- w: 特性最小値
- k: 形状パラメータ

分布の下限值 ε を定めることにより、他のパラメータ w および k は、対数極値確率紙を用いた幾何的な方法により求めることができる<sup>4)</sup>。ここでは、3年間のMCIの減少量を原確率変数 z とした。縦軸に ln(z-ε)、横軸に式(16)の標準化変数 s をとることにより、ワイブル分布は直線により表され、s=0 に対応する値がパラメータ (w-ε) の値となり、直線の傾きがパラメータ k となる。

$$s = -\ln \left[ -\ln \left( 1 - \frac{m}{N+1} \right) \right] \dots \dots \dots (16)$$

ここで、m: データを小さい順に並べた場合の順序  
N: データ数

ここでは、MCIの減少量の下限値をゼロ (ε=0) とし、パラメータ w, k を求めた。表-4に交通区分ごとの各ランクにおけるMCIの3年間の減少量について、データ数、ワイブル分布のパラメータ、分布形の適合度に関する検定結果を示す。また、一例として、B交通、ランク1のデータを対数極値確率紙上にプロットした結果を図-5に示す。

分布形に関する適合度の検定を、χ<sup>2</sup>検定により行った。ここでは、上述の幾何的方法により求めたワイブル分布が正しく適合していることを仮説として、有意水準

表-4 ワイブル分布のパラメータとその検定

交通区分	ランク	データ数	平均	分散	ワイブル分布のパラメータ		χ <sup>2</sup> 検定結果
					w	k	
B	1	214	0.844	0.711	0.898	1.161	*
	2	267	0.593	0.565	0.613	1.058	*
	3	173	0.576	0.503	0.605	1.105	*
	4	30	0.497	0.367	0.566	1.406	*
	5	0	—	—	—	—	—
C	1	1292	1.251	0.857	1.382	1.448	**
	2	1755	0.752	0.593	0.814	1.288	*
	3	1155	0.616	0.494	0.663	1.251	*
	4	320	0.585	0.453	0.635	1.279	**
	5	49	0.572	0.425	0.635	1.287	*
D	1	276	1.233	0.927	1.345	1.311	*
	2	270	0.850	0.682	0.915	1.225	*
	3	159	0.610	0.477	0.662	1.234	*
	4	41	0.635	0.457	0.712	1.288	*
	5	0	—	—	—	—	—

\* 有意水準5%で合格 \*\*有意水準1%で合格

5%で検定した。仮説が棄却された場合には、有意水準を1%として再度χ<sup>2</sup>検定を行った。表-4の検定結果によれば、MCIの3年間の減少量はワイブル分布によく適合していると判断される。また、それぞれの交通区分内では、各ランクでのワイブル分布には大きな差異は認められなかった。これより、ワイブル分布を用いてデータを補完する際に、ランクに属するデータが得られなかったB交通およびD交通のランク5については、そ

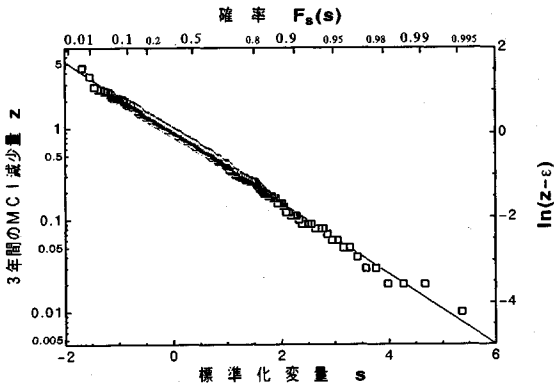


図-5 MCI減少量と標準化変数の確率との関係例

表-5 遷移確率マトリックス P

交通区分	0	1	2	3	4	5
B交通	0.6656	0.3153	0.0170	0.0000	0.0021	0.0000
C交通	0	0.8240	0.1716	0.0000	0.0043	0.0000
D交通	0	0	0.8315	0.1685	0.0000	0.0000
	0	0	0	0.7749	0.1464	0.0787
	0	0	0	0	0.8313	0.1687
	0	0	0	0	0	1.0000

それぞれ近傍のランク4と同じパラメータを用いた。

## 6. マルコフ連鎖モデルによる評価

### (1) 遷移確率マトリックス

この破損遷移モデルを用いて、これまでに2回実施された路面性状調査の間に補修が行われた区間について、補修が行われなかった場合の破損遷移を推計し、これにより終局的破損状態に至る領域まで拡張された場合の遷移確率マトリックスを解析した。

ここではワイブル分布による遷移モデルを用いてデータ補完を行うことにより、破損遷移の対象領域を拡張し、これよりマルコフ遷移モデルの遷移確率を求めた。交通区分別に得られた遷移確率を、式(1)のマトリックス表示すると、表-5のようになる。

この遷移確率マトリックスを用いることにより、補修が仮りに行われなかった場合の舗装の破損遷移について推計を行うことが可能となる。ここでは、一例として、B, C, Dの各交通区分におけるMCI(平均値)の遷移を求

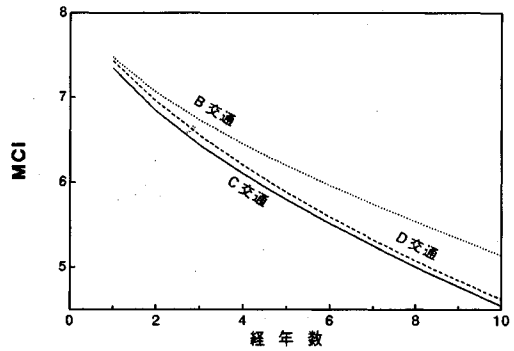


図-6 MCI(平均値)の経年変化

表-6 舗装の終局的破損状態に対する信頼性確率

交通区分	5年	10年
B交通	0.991	0.906
C交通	0.983	0.842
D交通	0.976	0.844

表-7 舗装の供用寿命の期待値

交通区分	2.99	5.36	5.76	4.31	3.92	(年)
B交通		5.68	5.79	4.33	3.91	22.34
			5.94	4.44	3.86	19.71
				4.44	3.86	14.24
					5.93	8.30
						5.93
C交通	2.41	3.38	4.48	4.19	4.08	(年)
		3.54	4.67	4.19	4.08	18.54
			4.67	4.19	4.08	16.48
				4.19	4.08	12.94
					5.85	8.27
						5.85
D交通	2.94	3.28	4.38	4.00	5.25	(年)
		3.56	4.75	4.07	5.21	19.86
			5.01	4.08	5.21	17.60
				4.08	5.21	14.30
					7.62	9.28
						7.62

め図-6に示した。ここでは、ランク1の平均MCIを8、ランク6の平均MCIを2.5と仮定した。

### (2) 舗装の信頼性・供用寿命

式(3)から、 $m$ 年経過後の遷移確率を求めることができる。これより、舗装の終局的破損状態(ランク6)に至らない確率、すなわち舗装の信頼性を評価することができる。新設または補修後の良好な状態(ランク1)にある舗装の、経年数5年および10年における信頼性確率は式(4)により $R(5)$ および $R(10)$ として求められ、その結果は表-6のとおりである。

式(5)を用いて、補修が行われなかった場合に、舗装が終局的破損状態に至るまでに各ランクに滞留する年数の期待値、および終局的破損状態に至るまでの合計年数を供用寿命と定義すると、その解析結果は表-7に示すとおりとなる。

表—8 補修確率

ランク 交通区分	i	1	2	3	4	5	6
B		0.0126	0.0264	0.0790	0.1780	0.3624	0.7340
C		0.0181	0.0293	0.0737	0.1572	0.3046	0.6604
D		0.0177	0.0368	0.0726	0.1364	0.2782	0.9662

表—9 補修実績を考慮した遷移確率マトリックス

B交通

$$\begin{bmatrix} 0.6655 & 0.3152 & 0.0170 & 0.0000 & 0.0021 & 0.0000 \\ 0.0176 & 0.8106 & 0.1675 & 0.0000 & 0.0042 & 0.0000 \\ 0.0526 & 0.0249 & 0.7672 & 0.1552 & 0.0002 & 0.0000 \\ 0.1185 & 0.0561 & 0.0030 & 0.6370 & 0.1207 & 0.0647 \\ 0.2412 & 0.1142 & 0.0062 & 0.0000 & 0.5308 & 0.1076 \\ 0.4885 & 0.2314 & 0.0125 & 0.0000 & 0.0015 & 0.2660 \end{bmatrix}$$

C交通

$$\begin{bmatrix} 0.5854 & 0.3947 & 0.0027 & 0.0169 & 0.0000 & 0.0000 \\ 0.0172 & 0.7084 & 0.2739 & 0.0005 & 0.0000 & 0.0000 \\ 0.0431 & 0.0291 & 0.7281 & 0.1997 & 0.0000 & 0.0000 \\ 0.0920 & 0.0620 & 0.0004 & 0.6443 & 0.1403 & 0.0609 \\ 0.1783 & 0.1202 & 0.0008 & 0.0051 & 0.5766 & 0.1188 \\ 0.3866 & 0.2606 & 0.0018 & 0.0112 & 0.0000 & 0.3396 \end{bmatrix}$$

D交通

$$\begin{bmatrix} 0.6596 & 0.3136 & 0.0000 & 0.0203 & 0.0062 & 0.0000 \\ 0.0243 & 0.7042 & 0.2567 & 0.0142 & 0.0006 & 0.0000 \\ 0.0479 & 0.0228 & 0.7423 & 0.1866 & 0.0004 & 0.0000 \\ 0.0900 & 0.0428 & 0.0000 & 0.6545 & 0.1456 & 0.0671 \\ 0.1835 & 0.0872 & 0.0000 & 0.0056 & 0.6288 & 0.0947 \\ 0.6373 & 0.3030 & 0.0000 & 0.0196 & 0.0060 & 0.0338 \end{bmatrix}$$

(3) 舗装の定常状態確率

舗装は破損がある程度進行すると補修が行われ、一定の供用水準を保つように管理されている。このように補修が実施されている場合の舗装の定常状態確率を求めた。

補修工法による補修効果を検討するために、路線別・維持出張所別にオーバーレイ実施地点と薄層オーバーレイ実施地点とのグループ分けを行ってMCIの減少量を比較したが、両者の間には明確な差は見られなかった。補修工法による効果を明確にできなかったこと、また、表—3に示したように補修工法としてはオーバーレイが主として用いられていることから、ここでは補修工法としてオーバーレイのみを対象とすることとし、解析においては、オーバーレイと薄層オーバーレイを一括して取り扱った。

補修が実施される場合の遷移確率マトリックス  $P'$  の各要素  $p'_{ij}$  は式 (8) により与えられる。これを得るためには、まず各ランクごとの補修確率  $r_i$  を求める必要がある。そこで、第1回目の路面性状調査以降に補修が行われた区間について、補修が行われた年度の舗装のランクを集計した。舗装のランクは、同一年度に調査と補修の両者が実施され、かつ、調査が補修よりも早く実施された場合についてはデータより頻度を集計し、その他の場合については、表—5の遷移確率マトリックスを用いて、補修が行われた年度のランクを確率的に推計し、補修が行われた時点での各ランクに属する比率を求め

表—10 遷移確率  $P'$  から求めた定常状態確率

B交通  $X^* = [0.1582 \ 0.3790 \ 0.2877 \ 0.1230 \ 0.0359 \ 0.0162]$   
 C交通  $X^* = [0.1342 \ 0.2985 \ 0.3027 \ 0.1784 \ 0.0591 \ 0.0271]$   
 D交通  $X^* = [0.1797 \ 0.2780 \ 0.2769 \ 0.1738 \ 0.0723 \ 0.0192]$

た。この比率を用いて、表—3の補修が行われた比率(合計)を舗装の各ランクに割り振り、さらに、表—2の舗装の状態確率との比をとることにより、各ランクに対する補修確率  $r_i$  を求め、表—8に示した。

補修効果として、補修が行われた時点において舗装が全て最も良好な状態のランク1に遷移するものと仮定した。表—8の補修確率を用いることにより式(8)による補修を考慮した場合の遷移確率マトリックス  $P'$  は、表—9のように得られた。

また、遷移確率  $P'$  から式(9)を用いて定常状態確率ベクトル  $X^*$  を求めると、表—10のようになり、舗装の定常状態としてランク2,3の状態が最も多いことになる。

7. むすび

九州地方のアスファルト舗装に関する路面性状調査結果を対象として、温暖地におけるアスファルト舗装の破損遷移に関するデータ解析手法の開発を行った。

MCIの減少量を、各交通区分のMCIランクごとにワイブル分布で表現したMCIの挙動モデルを構築した。このモデルによりデータを補完し、舗装の破損遷移にマルコフ連鎖モデルを適用して、交通区分ごとに破損の遷移確率を求め、寿命・信頼性等の解析を行うことができた。

著者らによる東北地方を事例とした寒冷地におけるアスファルト舗装の破損遷移に関する研究<sup>2)</sup>と比較すると次のことがいえる。

ひびわれとわだち掘れの2特性値による破損について見ると、寒冷地においては、わだち掘れによる破損が卓越するのに対して、温暖地においてはわだち掘れの進行は緩慢であり、ひびわれによる破損が卓越する傾向にある。

寒冷地での供用寿命が6~15年であるのに対して、温暖地においては供用寿命は20年程度とかなり長く、また寒冷地においては交通区分が重交通になるほど供用寿命が顕著に短くなるのに対して、温暖地においては、交通区分による供用寿命の差は小さい。これは、スパイクタイヤ等による摩耗がない場合には、現行の設計基準により、各交通区分に対して同程度の信頼性が確保されることを示すものと判断される。

舗装の設計においては、その維持修繕も含めた経済性の評価により、最適計画を実施することが必要であり、

本研究で得られた成果は、このような最適計画を目的とした舗装管理システムを構築する際に、舗装の破損評価のための遷移モデルとして用いることが可能であると考える。

**謝 辞** 本研究において、貴重なデータを提供していただきました建設省九州地方建設局九州技術事務所に対して、感謝いたします。

#### 参 考 文 献

- 1) 武山 泰・嶋田 洋一・福田 正：マルコフ連鎖モデルによるアスファルト舗装の破損評価システム，土木学会

論文集，第420号/V-13，1990.

- 2) 武山 泰・内村 星史・福田 正：寒冷地舗装の破損遷移に関するデータ解析，土木学会論文集，第442号/V-16，1992.
- 3) 建設省道路局国道第一課・建設省土木研究所：舗装の維持修繕の計画に関する調査研究，第36回建設技術研究会，1981.
- 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.238~246, 1984.
- 5) 日本道路協会：道路維持修繕要綱，1978.

(1991.10.4 受付)

## DATA ANALYSIS ON THE TRANSIENT PERFORMANCE OF ASPHALT PAVEMENT DISTRESSES IN WARM REGIONS

Yasushi TAKEYAMA and Tadashi FUKUDA

This paper describes the results of the data analysis of the pavement condition survey conducted in Kyūshū. Since most of the pavements were repaired before their ultimate failure stage in warm regions, the transient performance model of asphalt pavement distress was formulated by applying the Weibull distribution function to the surveyed data in order to evaluate the distress performance during the life of asphalt pavement. Reliability and service life were evaluated by means of the Markov transition probabilities calculated by this model.