

変動荷重下におけるコンクリートの疲労寿命に関する研究

井上 正一*・矢村 潔**・大宮 正弘***・加古 達**

(1980年5月31日受理)

Fatigue Life of Concrete under Varying Repeated Load

by

Shoich INOUE*, Kiyoshi YAMURA**, Masahiro OHMIYA*** and Satoshi KAKO**

(Received, 31 of May, 1980)

In order to understand the effect of some factors on fatigue life of concrete under varying repeated load, two-stage (one-step) stress fatigue tests were performed in this test. As factors, the order of repeated load, the number of cycles in initial stress level (S_1), n_1 , and following stress level, S_2 , were selected.

Since the value of fatigue life of concrete are known to scatter widely, the fatigue test results are evaluated statistically

From the experimental results, it seems that ① the sum of cycles ratio due to Miner's rule at each test condition follows a logarithmic normal distribution. ② the estimations of fatigue life due to Miner's rule predicts on the unsafety side when the initial stress is higher than the following stress level. ③ but, the Miner's rule or Miner's rule introducing the probability fatigue life, i.e. fatigue life corresponding to any probability level may be possible to apply the prediction of fatigue life of concrete under varying repeated load which the order of repeated load can not be considered.

1 ま え が き

陸上および海洋構造物の多くは、時間とともに荷重の大きさや周期が繰返し変化するランダムな荷重を受けている。かかる条件下で、コンクリート部材や構造物の合理的な設計を行い、かつ耐用期間中に構造物がその機能を十分に発揮することを保証するためには、ランダム荷重下におけるコンクリートの疲労特性を十分に解明しておくことは極めて重要である。しかしながら、実働のランダム荷重の種類は無限に多く、実験室においてこれら実働応力を再現した疲労試験を行うことは困難な場合が

多い。したがって、実験室において一定応力（振幅）の疲労試験のみを行い、その結果と関連させてランダム荷重下の疲労特性、とりわけ疲労寿命を推定するための方法の確立が強く望まれている。

本研究は、ランダム荷重下におけるコンクリートの疲労特性のうち、とくに疲労寿命を明確にするための1アプローチとして計画した。すなわち、外力荷重として最も簡単な形の2段階圧縮応力疲労試験を実施し、先行応力比の大きさや荷重順序、さらには先行応力比における繰返し载荷回数等の要因が疲労寿命に及ぼす影響を、一

* 海洋土木工学科 Department of Ocean Civil Engineering

** 土木工学科 Department of Civil Engineering

*** 大成建設KK Taisei Construction Co., Ltd.

定応力疲労試験の結果を基に比較検討している。さらにこれらの試験で得られた疲労寿命の結果をもとにして、繰返し回数比の総和、あるいはこれを拡張した確率繰返し回数比の総和による評価を行い、疲労寿命の推定におけるマイナー則の適合性についても検討を加えている。

2 実験概要

(1) 使用材料と示方配合

使用したセメントは宇部興産社製の普通ポルトランドセメントで、粗骨材には碎石(最大寸法20mm, 比重2.67, 単位容積重量1560kg/m³), 細骨材には川砂と海砂を土木学会標準粒度範囲内に入るように調整した混合砂(比重2.59, F.M. = 2.73)を使用した。

コンクリートの配合条件は、28日目標強度 210kgf/cm² (20.6MN/m²), スランプ5 ± 1 cmで Table I に示すような配合を試練りによって決定した。

(2) 供試体

コンクリートの練混ぜは容量 100l の強制攪はん式ミキサーを用いて行った。供試体は φ10×20cm の円柱で、コンクリートの打設は2層に分け、各層を25回ずつ

棒突きした後、バイブレータで締め固めた。これらの供試体は、材令1日で脱枠、以後27日間水中養生を施し、その後は試験日まで実験室内に保存した。

疲労試験実施時のコンクリートの材令は、強度が十分に安定状態に達していると考えられる 100日以上経過したものである。材令28日と疲労試験開始直前における各打設バッチごとのコンクリートの静的強度の平均値($\bar{\sigma}_c$)を Table II に示している。

(3) 試験方法

疲労試験は、(A) 一定応力試験、(B) 2段階応力試験 (Fig. 1 参照) とからなる。これらの試験は、容量 20ton のパルセータ型疲労試験機(前川試験機社製)

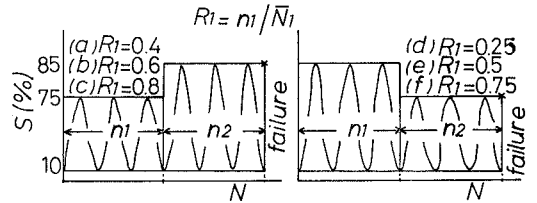


Fig. 1 Details of test programs

Table I Mix proportion

Slump (cm)	Air (%)	W/C (%)	C (kg/m ³)	W (kg/m ³)	s/a (%)	S (kg/m ³)	G (kg/m ³)	Admixture Pz-8 IMP
5 ± 1	5	66	250	165	43	841	1160	C × 0.25%

Table II Compressive strength at 28 days and ages of fatigue test

Batch No.	28 days		Ages of fatigue test			
	Compressive strength		Compressive strength		C. V. (%)	
	$\bar{\sigma}_{c28}$ (kgf/cm ²), ($\times 10^6$ N/m ²)		$\bar{\sigma}_c$ (kgf/cm ²), ($\times 10^6$ N/m ²)			
A	195	(19.1)	231	(22.6)	10	4.4
B	213	(20.9)	256	(25.1)	8	5.8
C	208	(20.4)	250	(24.5)	10	4.9
D	219	(21.5)	252	(24.7)	10	5.5
E	206	(20.2)	243	(23.8)	10	3.9

l : number of test pieces
C.V. : coefficient of variation

を用い、繰返し载荷速度 5 Hz., 荷重と時間との関係 (波形) は正弦波形の下で行った。疲労試験で設定した上限応力比 (S : 以下応力比と称す) は、疲労試験開始直前に行った各打設バッチごとの圧縮強度の平均値 ($\bar{\sigma}_c$: Table II) に対する百分率で表わし、試験(A)においては $S=85, 80, 75\%$ を、試験(B)では $S=85, 75\%$ を選んだ。一方、下限応力比は全ての試験で $\bar{\sigma}_c$ の 10% と一定とした。試験(B)においては、先行応力比 S_1 で n_1 回载荷し、その後応力比を S_2 に変化させて供試体が破壊するまでの回数 n_2 を測定した。この場合、 n_1 は試験(A)で得られた応力比 $S=S_1$ における平均疲労寿命 (\bar{N}_1) に設定繰返し回数比 (R_1) を乗ずることによって求めた。

3 試験結果と考察

Table III, IV に一定応力疲労試験および 2 段階応力疲労試験の結果をそれぞれ一括して示す。表中、 S, r, p, t および N は、それぞれ、応力比、順序統計量、生存確率、標準正規確率変数および破壊時の繰返し回数 (以下疲労寿命と称す) である。その他の記号については 3.2 で定義する。なお、生存確率は順序統計量の理論¹⁾ を用いて式(1)から求めた。

$$p = 1 - r / (l + 1) \quad t = \Phi^{-1}(p) \quad (1)$$

ここに、 p は同一試験条件に用いた供試体総数 l の疲労寿命 (N あるいは $N=n_1+n_2$) の小さい方から並べたときの r 番目の期待値を表わしている。また、 t は正規分布曲線の対称軸からの距離で、任意の p の値に対して標

Table III The results of constant stress fatigue test

r	p	t	$S=75\%$ N	$S=80\%$ N	r	p	t	$S=85\%$ N
1	0.968	1.849	32150	2230	1	0.971	1.902	70
2	0.936	1.518	32670	2600	2	0.943	1.579	120
3	0.903	1.300	42700	2900	3	0.914	1.368	140
4	0.871	1.131	47800	3180	4	0.886	1.204	160
5	0.839	0.989	51900	3900	5	0.857	1.068	220
6	0.807	0.865	70960	3910	6	0.829	0.949	270
7	0.774	0.753	72260	4200	7	0.800	0.842	290
8	0.742	0.649	79280	4850	8	0.771	0.744	330
9	0.710	0.553	100500	5000	9	0.743	0.652	340
10	0.677	0.461	104800	5170	10	0.714	0.566	410
11	0.645	0.372	107800	6000	11	0.686	0.484	430
12	0.613	0.287	121400	6140	12	0.657	0.405	430
13	0.581	0.204	130000	6520	13	0.629	0.328	470
14	0.548	0.122	139300	7960	14	0.600	0.253	490
15	0.516	0.041	156400	8520	15	0.571	0.180	530
16	0.484	-0.041	167000	9000	16	0.543	0.108	560
17	0.452	-0.122	172750	10740	17	0.514	0.036	580
18	0.419	-0.204	183000	11200	18	0.486	-0.036	590
19	0.387	-0.287	190500	12750	19	0.457	-0.108	640
20	0.355	-0.372	226400	14200	20	0.429	-0.180	760
21	0.323	-0.461	283200	16680	21	0.400	-0.253	760
22	0.290	-0.553	298350	16800	22	0.371	-0.328	840
23	0.258	-0.649	337800	17280	23	0.343	-0.405	1050
24	0.226	-0.753	380000	19800	24	0.314	-0.484	1050
25	0.194	-0.865	419850	22300	25	0.286	-0.566	1250
26	0.161	-0.989	438200	24000	26	0.257	-0.652	1280
27	0.129	-1.131	498200	25540	27	0.229	-0.744	1300
28	0.097	-1.300	589500	27810	28	0.200	-0.842	1530
29	0.065	-1.518	661550	31800	29	0.171	-0.949	1780
30	0.032	-1.849	1000000	38820	30	0.143	-1.068	2170
					31	0.114	-1.204	2430
					32	0.086	-1.368	2710
					33	0.057	-1.579	2750
					34	0.029	-1.902	5400

Table IV The results of two-step stress fatigue test

$$S_1 = 75\% \quad S_2 = 85\%, \quad \bar{N}_1 = 160640, \quad \bar{N}_2 = 641$$

r	p	t	N ₁ (p)	N ₂ (p)	(a) R ₁ = n ₁ / N ₁ = 0.4				(b) R ₁ = n ₁ / N ₁ = 0.6				(c) R ₁ = n ₁ / N ₁ = 0.8			
					n ₁	n ₂	m	M(p)	n ₁	n ₂	m	M(p)	n ₁	n ₂	m	M(p)
1	0.952	1.668	29980	108	32500	—	0.20	1.08	36270	—	0.23	1.21	36930	—	0.23	1.23
2	0.905	1.309	43030	158	39500	—	0.25	0.92	41600	—	0.26	0.97	40700	—	0.25	0.95
3	0.857	1.068	54840	205	47700	—	0.30	0.87	58100	—	0.36	1.06	55300	—	0.34	1.01
4	0.810	0.876	66530	251	59880	—	0.37	0.90	64360	—	0.40	0.97	56230	—	0.35	0.85
5	0.762	0.712	78460	299	64340	280	0.84	1.76	83150	—	0.52	1.06	62000	—	0.39	0.79
6	0.714	0.566	90880	350	64340	330	0.92	1.65	96500	—	0.54	0.95	87500	—	0.54	0.96
7	0.667	0.431	104110	404	64340	420	1.06	1.66	96500	210	0.93	1.45	102850	—	0.64	0.99
8	0.619	0.303	118420	463	64340	430	1.07	1.47	96500	640	1.60	2.20	114000	—	0.71	0.96
9	0.571	0.180	134020	528	64340	520	1.21	1.46	96500	790	1.83	2.22	128670	390	1.41	1.70
10	0.524	0.060	151230	601	64340	760	1.59	1.69	96500	830	1.90	2.02	128670	500	1.58	1.68
11	0.476	-0.060	170640	683	64340	820	1.68	1.58	96500	840	1.91	1.80	128670	670	1.85	1.74
12	0.429	-0.180	192540	777	64340	870	1.76	1.45	96500	1150	2.40	1.98	128670	700	1.89	1.57
13	0.381	-0.303	217910	886	64340	1110	2.13	1.55	96500	1390	2.77	2.01	128670	750	1.97	1.44
14	0.333	-0.431	247870	1020	64340	1230	2.32	1.47	96500	1500	2.94	1.86	128670	780	2.02	1.28
15	0.286	-0.566	283950	1170	64340	1510	2.76	1.52	96500	1620	3.13	1.72	128670	1130	2.57	1.42
16	0.238	-0.712	328890	1370	64340	2640	4.53	2.12	96500	2250	4.12	1.94	128670	1190	2.66	1.26
17	0.190	-0.876	387900	1630	64340	3270	5.51	2.18	96500	2550	4.58	1.81	128670	1550	3.22	1.28
18	0.143	-1.068	470590	2010	64340	3350	5.63	1.80	96500	2640	4.73	1.52	128670	2780	5.14	1.66
19	0.095	-1.309	599750	2600	64340	4010	6.67	1.65	96500	2680	4.79	1.19	128670	3470	6.22	1.55
20	0.048	-1.668	860750	3810	64340	6610	10.73	1.81	96500	5180	8.69	1.47	128670	8890	14.69	2.48

$$S_1 = 85\% \quad S_2 = 75\%, \quad \bar{N}_1 = 641, \quad \bar{N}_2 = 160640$$

r	p	t	N ₁ (p)	N ₂ (p)	(d) R ₁ = n ₁ / N ₁ = 0.25				(e) R ₁ = n ₁ / N ₁ = 0.5				(f) R ₁ = n ₁ / N ₁ = 0.75			
					n ₁	n ₂	m	M(p)	n ₁	n ₂	m	M(p)	n ₁	n ₂	m	M(p)
1	0.957	1.712	103	28680	120	—	0.19	1.17	120	—	0.19	1.17	70	—	0.11	0.68
2	0.913	1.360	150	40870	160	—	0.25	1.07	170	—	0.27	1.13	140	—	0.22	0.93
3	0.870	1.124	193	51300	160	190	0.25	0.83	200	—	0.31	1.04	170	—	0.27	0.88
4	0.826	0.939	235	62440	160	1240	0.26	0.70	220	—	0.34	0.94	240	—	0.38	1.02
5	0.783	0.781	278	73200	160	1690	0.26	0.60	260	—	0.41	0.94	300	—	0.47	1.08
6	0.739	0.641	323	84280	160	2840	0.27	0.53	280	—	0.44	0.87	350	—	0.55	1.08
7	0.696	0.512	371	95960	160	5260	0.28	0.49	320	1430	0.51	0.88	420	—	0.66	1.13
8	0.652	0.391	422	108380	160	6050	0.29	0.43	320	3730	0.52	0.79	450	—	0.70	1.07
9	0.609	0.276	477	121680	160	7510	0.30	0.40	320	5700	0.54	0.72	480	—	0.75	1.01
10	0.565	0.164	537	136200	160	11060	0.32	0.38	320	13880	0.59	0.70	480	150	0.75	0.89
11	0.522	0.055	604	151990	160	13540	0.33	0.35	320	16060	0.60	0.64	480	1770	0.76	0.80
12	0.478	-0.055	679	169780	160	19550	0.37	0.35	320	32900	0.70	0.67	480	3620	0.77	0.73
13	0.435	-0.164	764	189470	160	33490	0.46	0.39	320	34400	0.71	0.60	480	7630	0.80	0.67
14	0.391	-0.276	860	212070	160	34790	0.47	0.35	320	40300	0.75	0.56	480	10130	0.81	0.61
15	0.348	-0.391	973	238090	160	47640	0.55	0.36	320	41480	0.76	0.50	480	13470	0.83	0.55
16	0.304	-0.512	1110	268930	160	48730	0.55	0.33	320	44430	0.78	0.45	480	17890	0.86	0.50
17	0.261	-0.641	1330	306210	160	104860	0.90	0.46	320	166130	1.53	0.78	480	29970	0.94	0.46
18	0.217	-0.781	1480	352540	160	218490	1.61	0.73	320	180770	1.62	0.73	480	71970	1.20	0.53
19	0.174	-0.939	1750	413290	160	370260	2.55	0.99	320	196350	1.72	0.66	480	93370	1.33	0.50
20	0.130	-1.124	2130	497870	160	461310	3.02	1.00	320	214350	1.83	0.58	480	113470	1.46	0.46
21	0.087	-1.360	2740	631340	160	639490	4.23	1.07	320	266270	2.16	0.54	480	116970	1.48	0.36
22	0.043	-1.712	3990	899720	160	1000090	6.48	1.15	320	950760	6.42	1.14	480	166820	1.79	0.31

準正規積分表 ($p = \Phi(t)$) より求められる。

3.1 一定応力疲労試験

一般に、コンクリートの疲労寿命の分布形は、対数正規分布²⁾ やワイブル分布³⁾ によく適合するといわれている。しかしながら、信頼性解析などで重要な生存確率 p の大きい (破壊確率 $p_f = 1 - p$ の小さい) 領域の推定疲労寿命は、いずれの分布を採用するかによって解析結果に大きな影響を与えることになる。したがって、限られた数のデータからデータが存在しない分布の裾野の領域に外挿する場合には、最も良い近似モデルが選定されなければならない。

Fig. 2, 3 は、各応力比における疲労寿命 (N) とその生存確率の関係を、対数正規とワイブル確率紙に、それぞれプロットしたものである。図中の回帰式は、次式の係数 A , B を最小 2 乗法によって決定したものである。

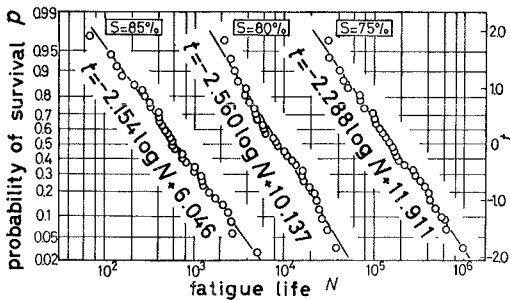


Fig. 2 Relationships between probability of survival and fatigue life (Logarithmic normal distribution)

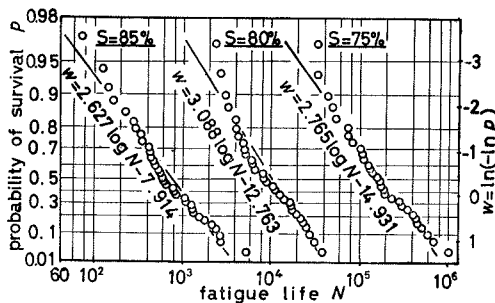


Fig. 3 Relationships between probability of survival and fatigue life (Weibull distribution)

対数正規分布: $t = A \log N + B$ (2)

ワイブル分布: $w = \ln(-\ln p) = A \log N + B$ (3)

いま、各応力比における疲労寿命の分布が図中の回帰式で近似した分布モデルに従うと仮定して、適合度の検定に Kolmogorov-Smirnov 棄却検定 (K-S 検定)⁴⁾ を行った結果、疲労寿命の分布は有意水準 5% で仮定したいずれの分布にも従うことが明らかになった (Table V 参照)。なお、本実験においては用いた供試体数が少ないため、 p の大きい領域においてはいずれの分布がよ

Table V The results of Kolmogorov-Smirnov test

Stress level	R_1	D_{max}		$D_l^{\alpha=5\%}$	l
		Log. nor.	Weibull		
S=75%	—	0.066	0.121	0.240	30
S=80%	—	0.078	0.121		
S=85%	—	0.060	0.118	0.232	34
S=75%	0.4	0.100	—	0.290	20
↓	0.6	0.136			
S=85%	0.8	0.096			
S=85%	0.25	0.198	—	0.282	22
↓	0.50	0.201			
S=75%	0.75	0.155			

Log. nor. : logarithmic normal distribution
 α : significance level D_{max} : the largest of the absolute values of l differences between the hypothesized C.D.F. (cumulative distribution function) and the empirical C.D.F.. D_l^{α} : critical value.

り良く適合するか判断できない。しかし、表より明らかのように、本実験の範囲内においては、仮定した分布モデルと実験値との隔りの最大値 (D_{max}) は、対数正規分布の方がワイブル分布より小さく、したがって分布モデルへの適合度は対数正規分布の方が良好といえる。

以下の考察においては、一定応力下の疲労寿命の分布は対数正規モデルに従うものとして Fig. 2 中の直線式を用いることにする。

3.2 2段階応力疲労試験

Table IV 中の m , $M(p)$ をそれぞれ繰返し回数比の

総和，確率繰返し回数比の総和と称し，次式で定義することにする。

$$m = R_1 + R_2 = n_1 / \bar{N}_1 + n_2 / \bar{N}_2 \quad (4)$$

$$M(p) = n_1 / N_1 (p/S_1) + n_2 / N_2 (p/S_2) \quad (5)$$

$$R_1(p) = n_1 / N_1 (p/S_1), R_2(p) = n_2 / N_2 (p/S_2)$$

ここに， $N_i (p/S_i)$ は応力比 S_i ($i = 1, 2$) における任意の p に相当する疲労寿命（確率疲労寿命）で，次のようにして求める。すなわち，Table IV で求めた p あるいは t の値を，応力比 S_1, S_2 の一定応力疲労試験で得られた $p-N$ 関係（Fig. 2 の回帰式）に代入して算定する。このとき， $N_i (p=0.5/S_i)$ は，応力比 S_i における平均疲労寿命 ($\bar{N}_i = 10^{-B/A}$) を表わし，生存確率 $p=0.5$ に固定した場合， m と $M(p)$ は等しい評価値を与えることになる。

3.2.1 繰返し回数比の総和 (m) のばらつきと分布

Fig. 4 に m と先行応力比における繰返し回数比 (R_1) との関係を示す。図中の破線上の点は応力比 S_1 の先行繰返し載荷で供試体が破壊したことを，図上側の矢印は括弧内の数字で供試体が破壊したことを示

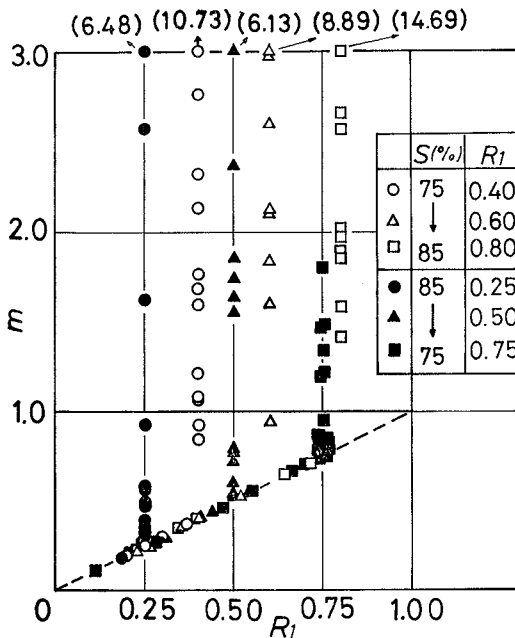


Fig. 4 Relationships between the sum of cycles ratio and cycles ratio at first applied stress level

す。図より明らかなように，同一試験条件であっても， m の値すなわち疲労寿命は著しくばらついている。このような傾向は，無段階の一定応力疲労試験においても認められており，2段階応力疲労試験における疲労現象も一種の確率過程の問題であることを示唆している。したがって，結果を取扱う際には何らかの確率統計的な手法を用いる必要がある。

Fig. 5 (A) は，一定応力疲労試験における生存確率と m (ここでは，応力比 S における疲労寿命と平均疲労寿命の比) を，同図 (B) には，2段階応力疲労試験における生存確率と m の関係を対数正規確率紙上に示したものである。図中の m の分布の回帰式は K-S 検

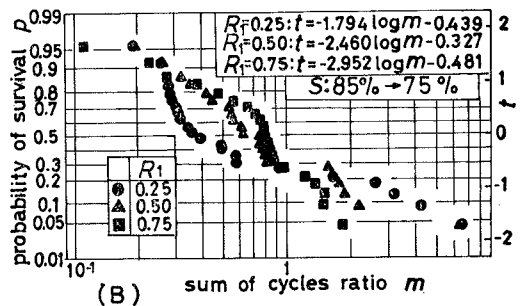
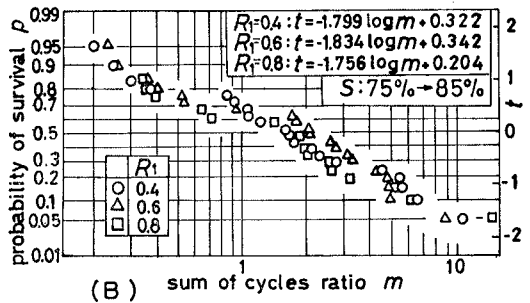
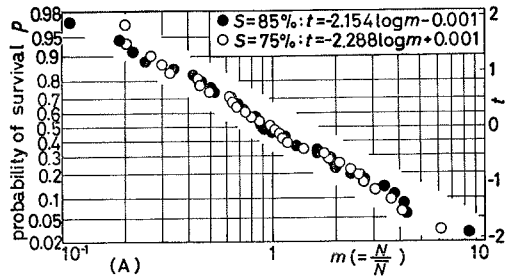


Fig. 5 Relationships between probability of survival and sum of cycles ratio (Logarithmic normal distribution)

定によって有意水準5%で対数正規分布に従うことが確められている (Table V 参照)。

ところで、式(2)の係数Aは、ばらつきの大きさを表わす一つの指標であり、 $\log m$ の標準偏差は $1/|A|$ で表わされる。図中のAの絶対値およびBの値は、先行応力比と後行応力比との大小関係(荷重順序)に影響を受け、一般に先行応力比(S_1)が後行応力比(S_2)より小さい場合の $1/|A|$ 、Bは一定応力疲労試験における $1/|A|$ 、Bより大きく、 S_1 が S_2 より大きい場合の $1/|A|$ 、Bは逆に小さくなる。このことは、荷重順序によって m のばらつきの大きさが変化することを示すとともに、 m で評価した2段階応力を受けるコンクリートの疲労寿命は、 S_1 が S_2 より小さい場合には一定応力下の疲労寿命より長く、一方、 S_1 が S_2 より大きい場合には短くなる傾向があることが伺われる。

3.2.2 確率繰返し回数比の総和 ($M(p)$)

式(4)は、 m の評価に平均疲労寿命を用いているため、その値は著しくばらつくこと、および荷重順序によって m の母数(平均値や標準偏差)が変化することは3.2.1で述べた通りである。したがって、ここでは $M(p)$ を用いて疲労寿命を評価することを試みる。この評価法において、 $M(p)$ が生存確率の値に関係せず一定値を示すならば、試験法が簡単な一定応力疲労試験における p - S - N 関係を用いて生存確率を考慮したコンクリートの疲労寿命の推定が可能になる。

Fig. 6は $M(p)$ と生存確率の関係を示したものである。図より、各試験条件ごとの $M(p)$ の値は、 m よりもばらつきが小さく、さらに生存確率の大小による変動も小さいといえる。また、荷重順序によって $M(p)$ の値には差があるものの、同一の先行応力比に対しては繰返し回数比(R_1)の影響は小さい。さらに先行応力比

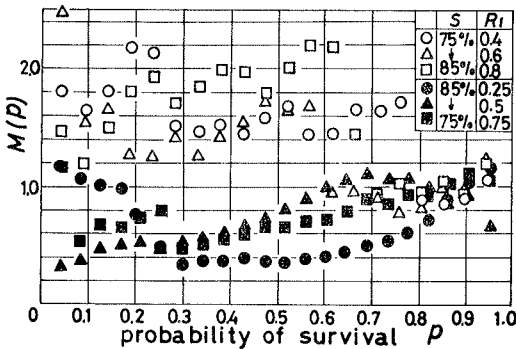


Fig. 6 Relationships between $M(p)$ and p

が後行応力比よりも小さい場合、 $M(p)$ のほとんどが1以上、先行応力比の方が大きい場合には1以下のほぼ一定値の $M(p)$ が現われていることがわかる。なお、 $p=1$ の近傍では、供試体が先行応力比で破壊したために $M(p)$ は1に近い値となっている。

3.2.3 平均繰返し回数比の総和 (\bar{m}) と平均確率繰返し回数比の総和 (\bar{M}) について

Fig. 7は各試験条件ごとの \bar{m} あるいは \bar{M} ($M(p)$ の算術平均)と先行応力比における繰返し回数比(R_1)との関係を示したものである。なお、 \bar{m} は m の母平均、すなわち $p=0.5$ のときの m の値で、 $t=0$ をFig. 5中の回帰式に代入して求めた。図より、同一試験条件における \bar{m} と \bar{M} の値はほぼ一致していることがわかる。この \bar{m} 、 \bar{M} は、 $R_1=0.5$ 近辺でやや大きな値が現われているが、先行応力比(S_1)が後行応力比(S_2)よりも大きい場合には0.57から0.77、 S_1 が S_2 より

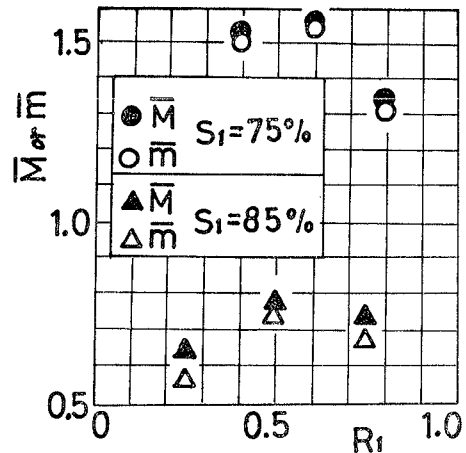


Fig. 7 Relationships between \bar{M} or \bar{m} and R_1

小さい場合には1.31から1.57の範囲にある。このことは、 \bar{m} や \bar{M} の値は、本実験で設定した R_1 の範囲内に限れば、 R_1 の値にはほとんど影響を受けず、主として荷重順序のみで決定されることを示すものである。したがって、コンクリートの疲労寿命の推定に式(4)の $m=\bar{m}=1$ を破壊条件とするマイナー則の適用は、あるいは式(5)の $M(p)=\bar{M}=1$ による評価法は、荷重順序を考慮しなければならぬ場合には正確な推定値を与えず、とくに S_1 が S_2 より大きいときには危険側の推定値を見

積もることになる。

3.2.4 マイナー則の適用性に関する検討

変動荷重下のコンクリートの疲労寿命の推定にマイナー則を適用することの適否については、種々議論され否定的な意見も少くない。にもかかわらず、この法則は、現時点においてはこれに代る適切な法則のないこと、設計の立場からは取扱いが簡単で実用的であることなどの理由からコンクリートの疲労寿命の推定に用いられることが多い。

Table VI は、他の研究者が行った2段階応力疲労試験^{5,6,7,8)}による繰返し回数比の総和 (m) の算術平均 (\bar{m}_c) と標準偏差 (S. D.) および本実験より得られた \bar{m} を荷重順序との関係で示したものである。なお、表中の数字は、試験で供試体が破壊しなかった途中切りデータも一部含まれている。表より明らかなように、荷重順序によって \bar{m}_c の値にはかなりの差があることがわかる。

つぎに、荷重順序がランダムの場合を考えてみよう。Table VI 中の \bar{m}_c^* , \bar{m}^* は荷重順序の相違によって得られた \bar{m}_c あるいは \bar{m} の算術平均を示したものである。S. D. が比較的少ない場合、Bennet ら⁵⁾ と Hilsdorf ら⁶⁾ による \bar{m}_c^* はそれぞれ 1.38, 1.00 になっている。一方、S. D. の大きい結果を得ている Tepfer ら⁷⁾, 松下ら⁸⁾ は荷重順序を考慮しない m の分布を考え、この分布に対数正規分布モデルを適用した場合の m の母平均はほぼ 1 になることを報告している。なお、本

実験においては \bar{m}^* は 1.06 となる。これらの事実から、荷重順序がランダムな2段階繰返し荷重下の平均疲労寿命の推定には、式(4)の $m = 1$ で表わされるマイナー則の適用が可能であると考えられる。

Fig. 8 には、Fig. 6 に示した全ての試験条件 (6水準の R_1) が1区間内に1個ずつ入るように生存確率 p を 0.05 刻みで区間分けした場合、区間内にある $M(p)$ とその p の算術平均 $\bar{M}(p)$ と \bar{p} との関係を示したものである。図より、 $\bar{M}(p)$ は 0.9 から 1.4 の範囲にあり、それらの平均値は 1.09 となって $\bar{m}^* = 1.06$ とほぼ等しい値を与えることがわかる。さらに p の大小による $\bar{M}(p)$ の変動は非常に小さいといえる。このことは、確率疲労寿命を導入した確率繰返し回数比の総和による評価法において、式(5)の $M(p)$ の値を

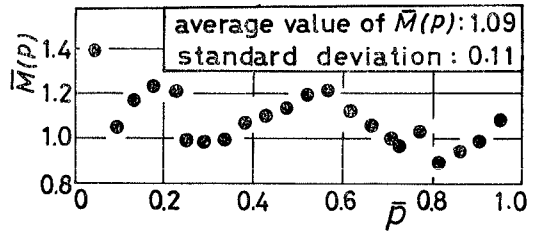


Fig. 8 Relationships between $\bar{M}(p)$ and \bar{p}

$$M(p) = \sum_i n_i / N_i (p/S_i) = \bar{m}^* (\bar{m}^* \doteq 1) \text{ or } \bar{m} \quad (6)$$

のように与えることによって、ランダム荷重の場合 ($M(p) = \bar{m}^*$) あるいは荷重順序を考慮した場合 ($M(p) = \bar{m}$) の疲労寿命の推定が、生存確率をも考慮して行える可能性のあることを示している。

4 結 論

本研究は、変動繰返し荷重下におけるコンクリートの圧縮疲労特性を、疲労寿命の観点から捕え若干の考察を行ったものである。

本研究においては、載荷方法が2段階応力で実働のランダム荷重とは異なること、採用した応力が高応力であったこと、疲労損傷過程の機構については何ら言及していないことなど、今後の研究に待つべき多くの問題を残し

Table VI The average values of sum of cycles ratio due to each investigator

Investigator	Type of Loading	Order of load				\bar{m}_c^*
		$S_1 > S_2$		$S_1 < S_2$		
		\bar{m}_c	S. D.	\bar{m}_c	S. D.	
Bennet	Com- pression	0.78	0.11	1.97	0.67	1.38
Tepfers		3.16	3.87	13.15	20.99	8.18
Weigler		3.28	5.55	2.10	4.35	2.69
Matsushita		1.95	2.04	34.19	68.00	18.07
Hilsdorf	Flexural	1.28	0.57	0.71	0.27	1.00
Author	Com- pression	1.00	1.20	2.48	2.70	1.85
		$\bar{m} = 0.66$		$\bar{m} = 1.45$		$\bar{m}^* = 1.06$

ている。今後はこれらの実験上、解析上の問題を解決すべく研究を継続して行きたいと考えている。ここでは、本研究の範囲内で明らかになったことを列挙し、結論とする。

(1) 一定応力疲労試験、2段階応力疲労試験における疲労寿命は、同一試験条件であっても著しくばらつき、結果を取扱う際には何らかの確率統計的な処理を行う必要がある。

(2) 一定応力疲労試験における同一上限応力比に対するコンクリートの疲労寿命の分布は、対数正規分布あるいはワイブル分布に従う。

(3) 2段階応力疲労試験における同一試験条件に対する繰返し回数比の総和の分布は対数正規分布に従う。

(4) 疲労寿命を推定するための評価値（平均繰返し、確率繰返し、平均確率繰返しの各回数比の総和）は主として荷重順序（先行応力比と後行応力比の大小関係）で決定され、同一荷重順序に対してほぼ等しい値を示す。

(5) 各試験条件ごとの確率繰返し回数比の総和は、生存確率の大小によってほとんど変動しない。

(6) マイナー則によって推定される疲労寿命は、荷重順序として先行応力比が後行応力比よりも大きい場合には危険側の値を与えるが、荷重順序がランダムな変動荷重下においてはかなり正確な推定値を与えるものと考えられる。また、マイナー則と同様の評価が確率疲労寿命を導入した確率繰返し回数比の総和によっても行える可能性があるものと考えられる。

本研究は、文部省科学研究費による成果の一部であることを付記するとともに、本研究を遂行するにあたり、工学部・西林新蔵教授の御指導を賜りました。ここに深く感謝します。また、実験を実施するにあたり、鳥取大学材料研究室諸氏の御協力に負う所が極めて大であ

り、ここに深甚なる謝意を表する次第である。

参 考 文 献

- 1) Gumbel [E. J. (河田竜夫ら訳) : 極値統計学, 広川書店, 1963, pp. 45~51
- 2) 阪田憲次, 木山英郎, 西林新蔵: 統計的処理によるコンクリートの疲労寿命に関する研究, 土木学会論文報告集, No. 198, 1972年2月
- 3) 松下博通, 徳光善治: 生存確率を考慮したコンクリートの圧縮疲労強度に関する研究, 土木学会論文報告集, No. 284, 1979年4月
- 4) 伊藤学, 亀田弘行訳: 土木建築のための確率・統計の基礎, 丸善, 1977, pp. 274~275
- 5) E. W. Bennett : Discussion, A study of the applicability to the fatigue of concrete of the Palmgren-Miner partial damage hypothesis, Mag. of Concrete Research, Vol. 30, No. 104, Sep. 1978
- 6) Hilsdorf, H.K. and Kesler, C.E. : Fatigue strength of concrete under varying flexural stress, Jour. of ACI, No.63-50, Oct. 1966
- 7) Ralejs Tefpers, Claes Fridén and Leif Georgsson : A study of the applicability to the fatigue of concrete of the Palmgren-Miner partial damage hypothesis, Mag. of Concrete Research, Vol. 29, No. 100, Sep. 1977
- 8) 牧角龍憲, 松下博通: コンクリートの2段階重複疲労試験による Miner の定理の検討, 土木学会第33回年次講演概要集, 1978年9月