

空間的自己相関を考慮した 鋼板腐食形状のモデル化

奥村 誠¹・藤井 堅²・塚井誠人³

¹ 正会員 博士(工学) 広島大学助教授 工学部第4類(〒739-8527 東広島市鏡山1-4-1)

² 正会員 工博 広島大学助教授 工学部第4類(〒739-8527 東広島市鏡山1-4-1)

³ 正会員 修士(工学) 広島大学助手 工学部第4類(〒739-8527 東広島市鏡山1-4-1)

本研究は、鋼構造物における鋼板の腐食が空間的なパターンをもって進むことに着目し、地域経済学の分野で発展してきた空間的自己相関モデルの考え方を適用して、腐食深の空間的自己相関パターンを考慮した統計モデルを提案し、そのパラメータの同定方法を示す。さらに長年供用された鋼構造物から採取した腐食鋼板の試験片を取り上げ、提案した統計モデルを当てはめ、空間的自己相関を考えずに計測値に直接ワイブル分布を当てはめた場合に比べて、統計的により説明力の高い表面形状モデルが作成できることを確認する。

Key Words : *corroded steel surface, spatial auto-correlation, Weibul distribution*

1. はじめに

鋼橋の維持管理においては、腐食と疲労の管理が重要である。このうち鋼橋の疲労については、発生メカニズム、補修・補強法等に関する研究が精力的に行われ、疲労設計指針なども整備されている^{1),2)}。

一方腐食に関しては、鋼道路橋の架け替えの原因の半数以上が上部構造の腐食損傷であるにもかかわらず、発生メカニズムや残存強度の検討方法に関する研究が十分に進んでいない³⁾。鋼材の防食については塗装をはじめとする様々な対策が講じられているが⁴⁾、管理が不十分な場合や腐食環境が厳しい場合には、腐食に伴う減肉や孔食等の表面形状の変化による強度及び剛性低下が起こる。

腐食は時間を伴って進行する現象であり、これまでからその時間的な進展過程の把握とモデル化に精力が注がれ、それをを用いて橋梁の寿命あるいは余寿命を概略的に評価することに焦点が当てられてきた^{5),6)}。しかしながら、腐食速度は橋梁が設置されている環境に大きく左右され、一般性のある寿命予測を行うことは困難な状況にある。実務現場では長期的な寿命予測よりもむしろ、腐食の進んだ橋梁の現在の強度をどのように把握するのか、それに対応してどのように補強すればよいのかの判断が求められている⁷⁾。

腐食による鋼板の表面不整は、空間的にランダムでは

なく、腐食の著しい領域が一定の広がりを持って分布することが多い。従って、空間的に連続した領域で起こる剛性低下により、崩壊強度が著しく低下する可能性がある^{8),9),10)}。そこで鋼構造物の健全度評価の観点から考えると、腐食深の頻度分布のみならず、空間的な隣接関係を考慮してその空間的分布パターンを捉えることが必要である。

空間的分布パターンを捉える上では、空間確率過程を用いたモデル化が考えられるが、離散的に計測が行われることを考えると、離散データを前提とする手法の方がわかりやすく、応用も容易であると考えられる。そこで本研究では、地域経済学の分野で発展してきた空間的自己相関モデルの考え方¹⁾を適用することにより、腐食深の空間的な分布パターンを考慮した統計モデルを提案する。ケーススタディーとして、長年供用された鋼構造物から採取した腐食鋼板の試験片について、提案した統計モデルを当てはめて分析を行う。

2. 表面形状の統計モデル

(1) 空間的自己相関の原因

腐食による鋼板の表面不整は、空間的にランダムではなく、腐食の著しい領域が一定の広がりを持って分布することが多い。このことを確かめるために、後に述べる

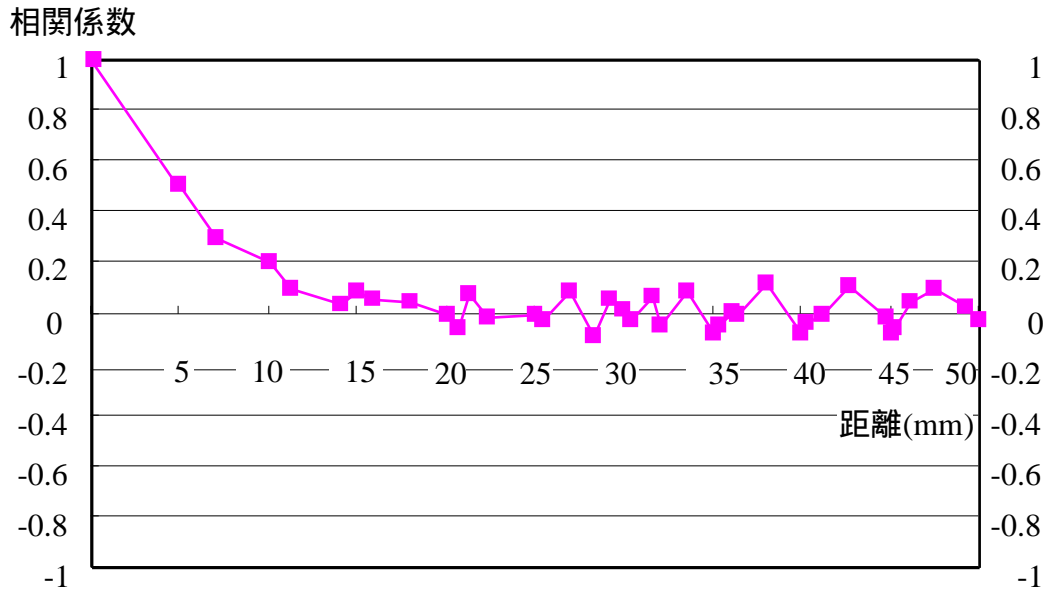


図 - 1 腐食深観測値のコレログラム (CF3001 試験片)

ケーススタディーのデータに対して、時系列データの解析に用いられるコレログラムを作成した。すなわち、鋼板上にメッシュを切って交点の腐食深を計測し、その点と一定の距離だけ離れた点の腐食深との間の相関係数を計算する。図 - 1 は 2 点間の距離を横軸にとり、相関係数の変化を見たものである。これより 2 点間の距離が 10mm 以下の短い場合には正の相関係数が現れており、腐食深が大きい点の周囲の点は腐食深が大きいという、空間的自己相関性の存在が認められた。

このように腐食深に空間的自己相関が現れる原因としては、3つの可能性が想定できる。すなわち、1) 腐食をもたらす物理的・化学的な外力そのものに空間的な自己相関性がある。2) 一旦腐食を受けた場所には塩分などの腐食の原因となる物質がたまりやすく、そこから鋼板の表面に沿った方向に腐食が進む。3) 鋼板の金属組成にばらつきがあり、耐食性に空間的な自己相関が存在する可能性がある。

(2) 空間的自己相関の考慮方法

空間的自己相関が現れる原因が上記のいずれであっても、ある点の腐食深は各点が独立に受ける外力に依存する部分と周囲の隣接点からの影響による部分の重ね合わせであると考えることができる。さらに、周囲の隣接点からの影響力は隣接点からの距離が小さいほど大きく、距離が離れるに従って減衰すると考えられる。

いま、計測点が離散的に配置されており i 番目の計測点の観測された腐食深を Z_i 、 i, j 間の距離を d_{ij} と表す。このとき j 番目の計測点が受けた独立的な外力のみに起因する腐食深（以下独立的腐食深と呼ぶ）を V_j とすれば、距離減衰の強さを表すパラメータ β を用いて、 Z_i は以下のように表現できる。

$$Z_i = \sum_{j \in \Omega} (e^{-\beta d_{ij}}) V_j \quad (1)$$

ただし、 Ω は空間的な影響を及ぼす領域である。本研究ではそれぞれの点に対し半径 50mm の領域を考える。

(3) 独立的腐食深 V_j の推定

独立的腐食深 V_j は直接観測できないため、観測された腐食深のデータ Z_i と β の仮定値を用いて推定することとする。式 (1) を行列表示すると、

$$z = \mathbf{W}v \quad (2)$$

$$\mathbf{W} = \begin{pmatrix} 1 & e^{-\beta d_{12}} & \dots & e^{-\beta d_{1n}} \\ e^{-\beta d_{21}} & 1 & \dots & e^{-\beta d_{2n}} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ e^{-\beta d_{n1}} & e^{-\beta d_{n2}} & \dots & 1 \end{pmatrix} \quad (3)$$

となる。ただし、 z, v は Z_i と V_j をそれぞれ計測点番号順に並べた列ベクトル、 \mathbf{W} は空間的相関を表す行列で、距離の対称性 ($d_{ij} = d_{ji}$) より正の要素を持つ対称行列である。

従って \mathbf{W} の逆行列 \mathbf{W}^{-1} を用いることにより、

$$v = \mathbf{W}^{-1}z \quad (4)$$

によって、仮定した減衰パラメータ β に対する独立的腐食深 V_j の推定値を得ることができる。

(4) 統計モデルの当てはめ

上述した方法で空間的な自己相関性は全て $e^{-\beta d_{ij}}$ によって表現されており、各点の V_j は相互に独立と見なせる。腐食深の統計的解析の蓄積は乏しく、その確率分布についても確定的な知見は得られていない。しかし、

腐食深が正の値のみを取りうること、破壊や疲労の現象に当てはまりが良いとされていることから、ここでは V_j にワイブル分布を当てはめる^{(12),(13)}。ワイブル分布の確率密度関数は、

$$f(v_j) = \begin{cases} m \frac{v_j^{m-1}}{\eta^m} e^{-\left(\frac{v_j}{\eta}\right)^m} & (v \geq 0) \\ 0 & (v < 0) \end{cases} \quad (5)$$

である。ただし、 η, m はそれぞれ尺度のパラメータ、形状のパラメータと呼ばれ、正の値を取る。

ワイブル分布の1次、2次のモーメントはガンマ関数を用いて以下のように表される。

$$E[V] = \eta \Gamma\left(1 + \frac{1}{m}\right) \quad (6)$$

$$V[V] = \eta^2 \left[\Gamma\left(1 + \frac{2}{m}\right) - \left(\Gamma\left(1 + \frac{1}{m}\right)\right)^2 \right] \quad (7)$$

従って V_j の標本平均と標本分散が得られれば、上式を満足するようなパラメータ値 $\hat{\eta}, \hat{m}$ を一意に求めることが可能である（モーメント法）。

(5) 確率分布の当てはまりの検討

V_j は相互に独立なワイブル分布に従うから、確率密度の積である尤度関数、あるいはその対数值である対数尤度関数の値により、その当てはまりの良さを検討することができる。対数尤度関数は以下ようになる。

$$\begin{aligned} L &= \sum_{j=1,n} \log f(v_j) \\ &= \sum_{j=1,n} \log \hat{m} + (\hat{m} - 1) \log v_j \\ &\quad - \hat{m} \log \hat{\eta} - \left(\frac{v_j}{\hat{\eta}}\right)^{\hat{m}} \equiv L(\beta) \end{aligned} \quad (8)$$

これは減衰パラメータ β の関数であるので、格子探索により対数尤度関数の値を最大にする $\hat{\beta}$ の値を求めるとする（最尤法）。

3. ケーススタディ

(1) 使用データ

試験片は、15年間供用後撤去されたフェリー渡橋より採取した。フェリー渡橋は、吊り上げ形式の2主桁鋼床版橋で、陸側支承付近の橋梁裏面に配置された横桁、デッキのリブ等の部材が激しく腐食していた。

試験片は、横桁のウェブ、フランジ、および床版のリブ部分から幅25mm、長さ150~450mmのものを複数個切り出した。切断時の様子を写真-1に示す。

試験片には5mm間隔で引いた5本の横測線（荷重軸 X 方向）と、29~89本の縦測線（荷重軸直角 Y 方向）との交点、計145~445点の板厚をマイクロメータ

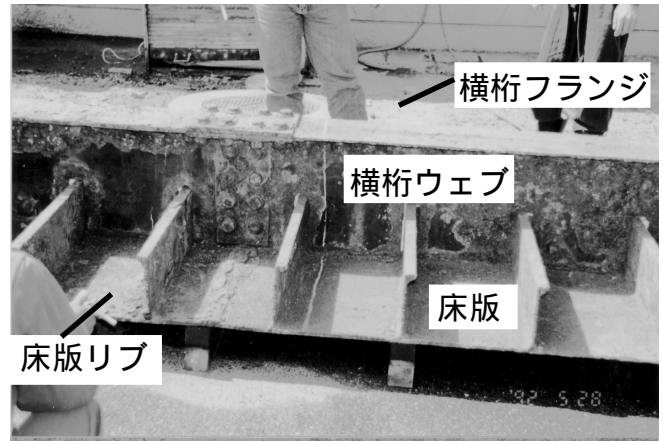
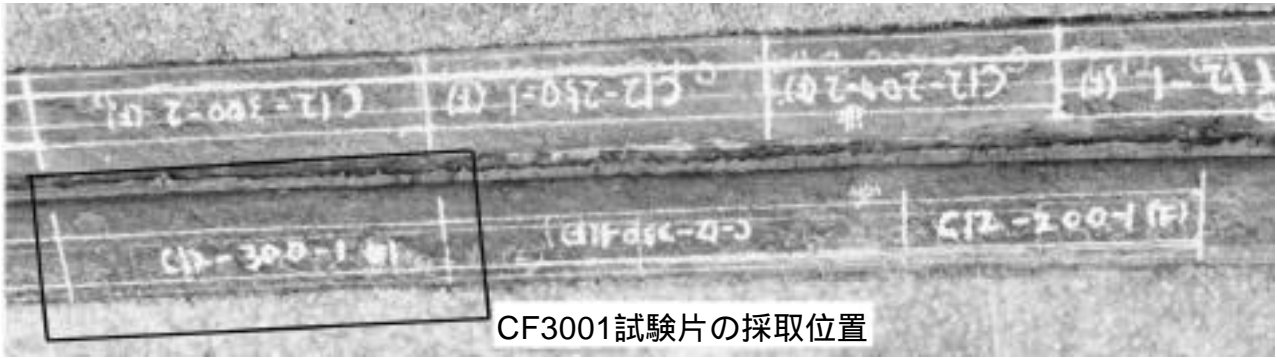


写真 - 1 フェリー渡橋の切断時の様子
(供用状態を裏返した状況で撮影)

図 - 2 端部のデータ補完方法

で測定した。磨耗の影響がない部材を対象としているため、板厚の公称値から各点の計測値を差し引いた減厚量は全て腐食に起因すると仮定し、その値を各点の腐食深 Z_i と考えて分析を行う。

本モデルを適用する場合、端部のデータの扱いが問題となる。すなわち試験片の幅が狭いために、着目する点の腐食に影響を与える領域の一部のみが試験片に含まれるため、計測値が存在しない部分がある。そこで図-2のように、元の試験片に隣接して同じデータが再び繰り返されていると仮定することにした。すなわち a' 点のように $Y = 25\text{mm}$ の点は試験片の外部であり実際の計測値は存在しないが、計算上 $Y = 0\text{mm}$ の a 点の計測値を用いる。同様に、 $Y = (25m + 5i)\text{mm}$ ($m = -2, \dots, 2, i = 0, \dots, 4$) の点の値を $Y = (5i)\text{mm}$ の計測値で、 $X = (5kn + 5i)\text{mm}$ ($n = -1, 0, 1, i = 0, \dots, k-1, k$ は縦測線数) の点の値を $X = (5i)\text{mm}$ の計測値で代用する。



CF3001試験片の採取位置

写真 - 2 CF3001 試験片の採取位置の状況

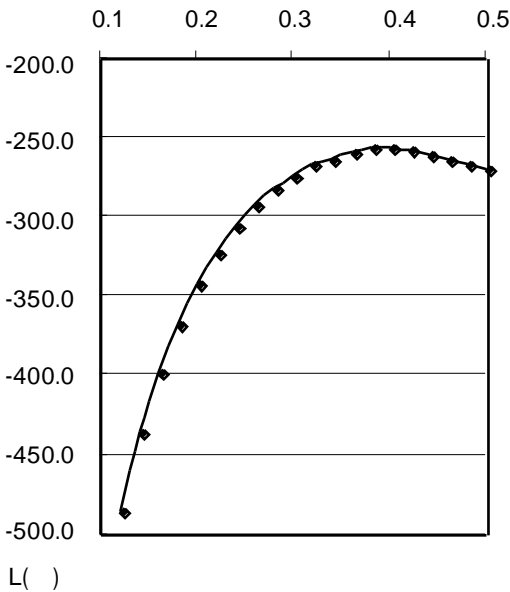


図 - 3 減衰パラメータと対数尤度の関係
(CF3001 試験片)

以上の仮定により本来隣接していない点のデータを用いて隣接点からの影響力を逆算することになるため、空間的自己相関の説明力は若干弱くなると考えられるが、空間的相関を表す行列 W の対称性が保持できるため計算手順が著しく簡略化できる。

(2) 減衰パラメータの推定結果

横桁のフランジ部分から取り出した長さ 300mm の試験片 (CF3001) を例に、推定結果を説明する。試験片の切断前の状況を写真 - 2 に示す。試験片は写真中央の鋼板の左端の位置から白線に沿って切り出している。この位置では、ほぼ全面に腐食が進んでいることがわかる。まず減衰パラメータ β を変化させたときの対数尤度 $L(\beta)$ の変化の様子を図 - 3 に示している。これよりこの試験片においては $\beta = 0.4$ の時、対数尤度が最大値 $L = -255.7$ をとることがわかる。表 - 1 には、あわせてワイブル分布のパラメータ推定値を示している。以上より最尤推定量として、 $\hat{\beta} = 0.4, \hat{m} = 2.46, \hat{\eta} = 1.537$ が得られる。

表 - 1 パラメータ推定値と対数尤度 (CF3001 試験片)

減衰	対数尤度	形状	尺度
	L()	m	
0.12	-484.6	2.88	3.669
0.14	-436.1	2.81	3.066
0.16	-398.0	2.75	2.654
0.18	-367.4	2.7	2.358
0.2	-342.5	2.64	2.137
0.22	-322.3	2.59	1.967
0.24	-305.8	2.54	1.834
0.26	-292.6	2.49	1.729
0.28	-282.0	2.44	1.644
0.3	-273.7	2.39	1.575
0.32	-267.3	2.34	1.518
0.34	-262.6	2.3	1.472
0.38	-259.2	2.25	1.434
0.36	-256.0	2.27	1.435
0.4*	-255.7	2.46	1.537
0.42	-257.6	2.64	1.636
0.44	-260.3	2.81	1.731
0.46	-263.4	2.97	1.822
0.48	-266.6	3.11	1.909
0.5	-270.1	3.25	1.991
空間自己相関を考えない場合			
-	-319.1	4.54	2.948

ワイブル分布への当てはまりの程度を視覚化するために、推定された自己相関パラメータ $\hat{\beta}$ を用いて算出した独立的腐食深 V_j の累積確率分布と、最尤推定量 $\hat{m}, \hat{\beta}$ を代入したワイブル分布の確率分布関数とを重ねて表示したものが、図 - 4 であり、分布形状がうまく説明されていることが確認できる。

なお、 $\hat{\beta} = 0.4$ を前提に空間自己相関の強さを考察すると以下ようになる。5mm 離れた直近の隣接点から 0.13 倍の影響を、 $5\sqrt{2} = 7.07$ mm 離れた斜め方向の隣接点から 0.06 倍の影響を受けていることがわかった。なお 15mm 以上離れた点からの影響は 0.002 倍に過ぎ

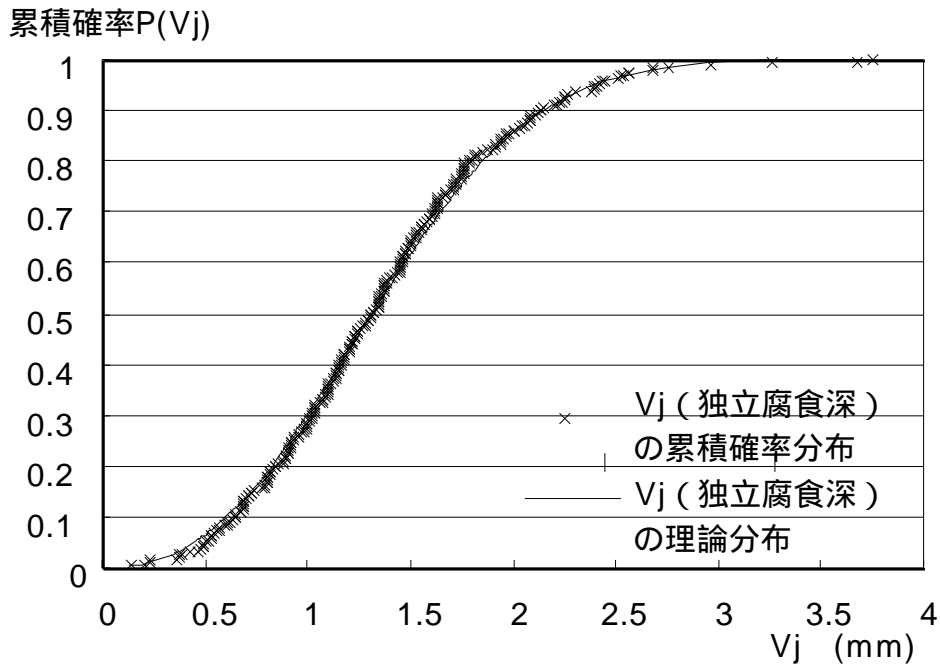


図 - 4 独立腐食深 V_j のワイブル分布の当てはまり (CF3001 試験片)

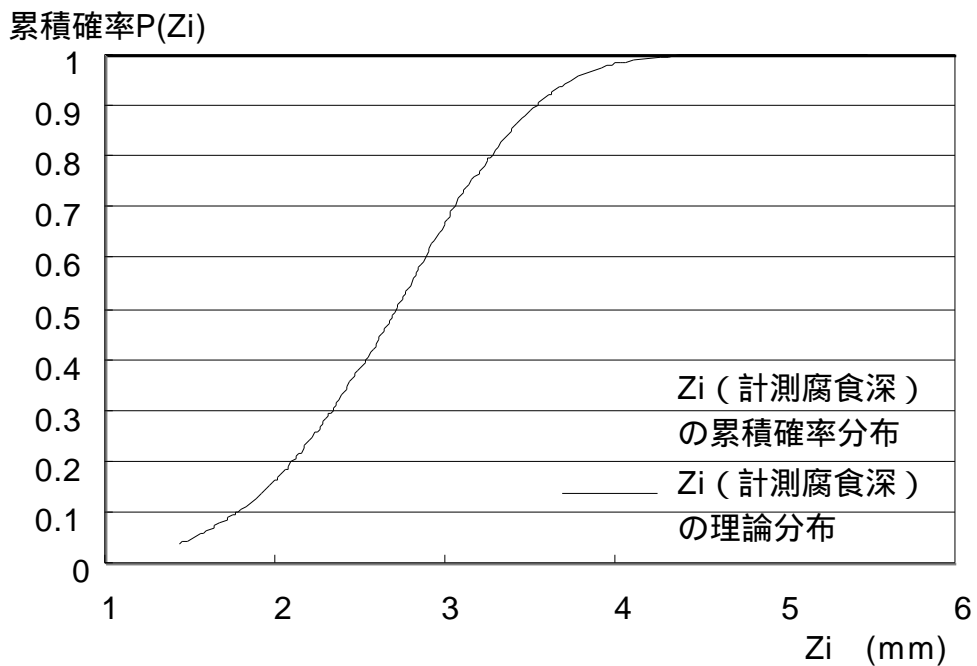


図 - 5 計測腐食深 Z_i のワイブル分布の当てはまり (CF3001 試験片)

ず、事実上無視できる。

(3) 空間的自己相関を考慮しない場合との比較

比較のために空間的自己相関を考慮せず、計測値 Z_i に直接ワイブル分布を当てはめた。この場合最尤推定量は、 $\hat{m} = 4.54, \hat{\eta} = 2.948$ が得られ、対数尤度は $L = -319.1$ である。

ワイブル分布への当てはまりを図 - 5 に視覚化している。多くの部分で理論分布との差が見られ、図 - 4

と比較して説明力が劣っていることが確認できる。一般に尤度比が 0.2 以上であれば説明力が高いとされているが、空間的自己相関を考えたモデルの尤度比は $1 - 255.7/319.1 = 0.198$ であることから、モデルの説明力は高いと判断できる。

(4) 他の試験片への適用結果

次に、今回採取した全試験片について、同様のモデルを当てはめた結果について考察する。パラメータ推定値

表 - 2 パラメータ推定値と対数尤度 (全試験片)

試験片	計測腐食深Zi					独立腐食深Vj					考察	
	平均腐食深	標準偏差	対数尤度	形状	尺度	自己相関	対数尤度	形状	尺度	尤度比		
フランジ材	CF1501	2.38	0.78	-170.1	3.38	2.65	0.42	-142.2	1.94	1.45	0.16	
	CF1502	3.81	0.83	-186.2	5.32	4.14	0.32	-140.7	2.23	1.58	0.24	
	CF3001	2.69	0.67	-319.1	4.54	2.95	0.40	-255.7	2.46	1.54	0.20	
	CF3002	3.54	0.72	-328.6	5.72	3.83	0.40	-265.9	3.33	2.00	0.19	
	CF3003	3.28	0.50	-236.1	7.73	3.49	0.36	-168.2	3.77	1.59	0.29	
	CF3004	2.92	0.51	-229.6	6.75	3.13	0.36	-168.6	3.26	1.42	0.27	
	CF4501	2.76	0.66	-468.5	4.80	3.02	0.38	-334.6	2.73	1.47	0.29	
	CF4502	3.66	0.74	-518.7	5.72	3.96	0.34	-353.6	2.99	1.65	0.32	
リブ材	CR1501	3.40	0.80	-173.8	4.85	3.71	0.34	-105.9	2.99	1.53	0.39	
	CR1502	0.45	0.19	43.6	2.58	0.50	0.46	65.9	1.59	0.30	-0.51	*
	CR1503	1.50	0.67	-138.0	2.38	1.69	0.32	-71.8	2.38	1.02	0.48	
	CR2501	2.45	0.68	-253.4	4.03	2.70	0.30	-130.3	2.40	1.06	0.49	
	CR2502	2.73	0.80	-296.8	3.80	3.02	0.32	-186.7	2.57	1.40	0.37	
	CR2503	0.38	0.14	136.8	2.91	0.42	0.40	205.9	1.96	0.24	-0.50	*
	CR2504	2.13	0.76	-277.3	3.05	2.38	0.40	-230.5	2.21	1.50	0.17	
	CR2505	1.33	0.76	-246.4	1.81	1.50	0.28	-131.8	3.13	1.27	0.46	
	CR3501	1.66	0.55	-280.6	3.36	1.85	0.40	-216.6	2.03	1.04	0.23	
	CR3502	1.31	0.52	-258.9	2.72	1.47	0.34	-130.5	2.68	1.00	0.50	
	CR3503	1.26	0.79		1.65	1.41	0.26	-173.6	3.98	1.48		***
	CR4501	2.25	0.57	-394.3	4.48	2.47	0.34	-288.8	4.20	1.82	0.27	
	CR4502	1.03	0.71	-413.9	1.46	1.13	0.28	-150.0	2.23	0.84	0.64	
	CR4503	1.14	0.42	-241.2	2.95	1.28	0.36	-107.8	2.27	0.77	0.55	
ウェブ材	CW1001	0.27	0.01		0.00	0.27	0.20	275.2	4.55	0.05		**
	CW1002	0.27	0.01		0.00	0.27	0.32	265.7	9.76	0.10		**
	CW1003	0.19	0.04	131.6	4.90	0.21	0.30	190.1	1.67	0.07	-0.44	*
	CW2001	0.34	0.10	170.4	3.94	0.38	0.38	221.1	2.00	0.18	-0.30	*
	CW2002	0.30	0.06	263.6	6.25	0.32	0.36	320.5	3.05	0.14	-0.22	*
	CW2003	0.55	0.17	61.9	3.52	0.61	0.40	100.6	1.81	0.31	-0.62	*
	CW2004	0.51	0.37	-39.6	1.42	0.56	0.40	77.4	1.17	0.27	2.96	*
	CW2005	0.53	0.27	-3.9	2.08	0.59	0.46	23.1	1.64	0.42	6.90	*
	CW3501	1.37	0.53	-265.8	2.79	1.54	0.36	-186.5	3.08	1.29	0.30	
	CW3502	0.29	0.21	130.3	1.41	0.32	0.36	246.2	1.97	0.28	-0.89	*
	CW3503	1.64	0.63	-324.0	2.83	1.84	0.32	-206.8	2.41	1.11	0.36	
	CW4501	1.27	0.57	-367.9	2.35	1.43	0.36	-247.8	2.35	1.09	0.33	
	CW4502	1.37	0.54	-343.8	2.77	1.54	0.34	-215.6	2.63	1.09	0.37	
	CW4503	0.48	0.27	5.2	1.88	0.55	0.46	106.9	1.64	0.39	-19.63	*

* 標準偏差小

** 極端に標準偏差小

*** 公称厚より厚い点あり

と対数尤度、尤度比(空間的自己相関を考えない場合からの尤度の比)を表-2に示している。この表から、多くのケースにおいて空間自己相関を考慮した方が尤度の高いモデルを作成することができ、その時の空間自己相関に関するパラメータは $\hat{\beta} = 0.28 \sim 0.40$ の範囲に集中している。

床版リブ材、横桁ウェブ材の試験片には、対数尤度が正の値として計算されるなど、本モデルの考え方が適用できないものがある。しかし、それらの計測腐食深は0.5mm程度で、標準偏差も0.2mm以下の小さい値を取っていることからわかるように、ほとんど腐食が進んでいない試験片である。腐食形状のモデル化という本研究の目的においては無視できるサンプルであると考えられる。なお、腐食が小さい段階で補修対策の是非を検討すると

いう実務上の要請を考えれば、腐食深の小さい場合への適用を検討することが望ましいが、その場合には計測点の密度を上げ、より精密な計測を行うことが必要となるため、今後の課題としたい。

横桁ウェブ材の状況を写真-3に示す。このように腐食は部材の外周に近い位置で進行している。表-2の試験片番号は、写真のペイントとは一致していないが、写真の上部に当たる横桁の下縁近くから切り取った長い試験片(CW3501, CW4501など)ではモデルの当てはまりが良好であるのに対し、床版リブ材にはさまれた腐食がほとんど進行していない位置から切り取った短い試験片(CW2001, CW2002など)ではモデルの当てはまりが悪いことが確認できる。

以上のことから、フランジ材のようにある程度の腐食

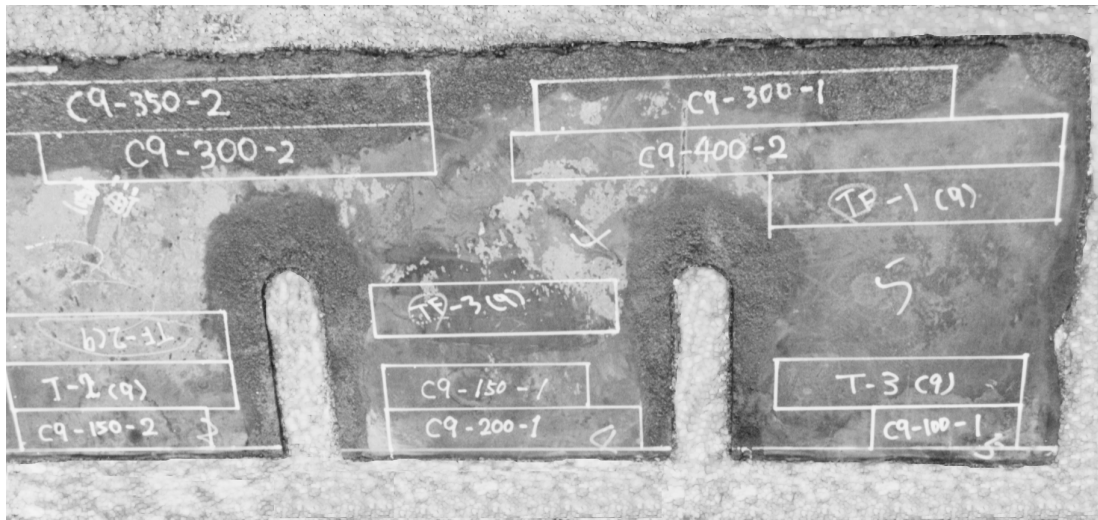


写真 - 3 ウェブ材試験片の採取位置の状況

(供用状態とは上下が逆の位置で撮影・試験片の採取位置はペイントとは一致しない)

を受けている試験片においては、空間自己相関の考慮により尤度比が0.2を越えるような当てはまりの良いモデルを得ることができ、空間自己相関のパラメータは $\beta = 0.35 \sim 0.40$ と安定していることが確認できた。

4. おわりに

本研究は、地域経済学の分野で発展してきた空間的相関モデルの考え方を適用することにより、腐食深の空間的自己相関パターンを考慮した統計モデルを提案し、そのパラメータの同定方法を提案した。さらに長年供用された鋼構造物から採取した腐食鋼板の試験片を取り上げ、提案した統計モデルを当てはめ、空間自己相関を考えずに計測値に直接ワイブル分布を当てはめた場合に比べて、統計的により説明力の高い表面形状モデルが作成できることを確認した。

なお、ここで推定された減衰パラメータやワイブル分布のパラメータは、部材の材質の他、曝露されていた環境によっても異なると考えられる。今後は適用例を増やし、パラメータの違いについて分析を深めることが望まれる。

特定の領域で腐食深が大きくなると、強度が低下する領域が連続的に現れることになり、その領域に沿った破壊が起きやすくなる。従って同程度の腐食深が空間的にはランダムに分布する場合に比べて、特定の破壊モードに対する強度が極端に低下する可能性がある。それゆえ、空間的自己相関を考えない従来の統計解析では危険側の評価になっていた可能性がある。今後、本モデルと従来の統計モデルの双方から表面形状を生成し、解析シミュレーションを行うことにより、空間自己相関が強度

に与える影響を分析していくことが望まれる。

さらに空間自己相関を考慮することにより、より少ない計測点の情報を用いて表面形状を生成することが可能となる。このことは実構造物を管理する場合、より少ない点で計測を行っても同様の精度が確保できることを意味している。このような計測・管理体制の効率化についても考察していく必要がある。

参考文献

- 1) 日本鋼構造協会：鋼構造物の疲労設計指針・同解説J1993.
- 2) 日本材料学会：疲労設計便覧、pp.241-243, 1993.
- 3) 建設省土木研究所：仮設橋梁の耐久性評価・向上技術に関する調査研究，土木研究所資料第2420号，1986.
- 4) 岡野哲：防食技術の変遷，橋梁と基礎，8，pp.107-110，1998.
- 5) 伊藤勲，佐藤栄次，村田朋美：極値解析による港湾構造物の腐食量の推定，腐食防食討論会予稿集，pp.113-116，1981.
- 6) 松本勝，白井義朗，中村幾雄，白石成人：腐食鋼板の有効板厚評価法の一提案，橋梁と基礎，Vol.23，No.12，pp.19-25，1989.
- 7) 村中昭典，佐藤誠，皆田理，藤井堅，上野谷実：鋼床版を有するフェリー渡橋の非破壊検査と実働応力，鋼構造年次論文報告集，Vol.2，pp.515-522，1994.
- 8) 山本規雄：確率モデルに基づく腐食の発生及び進行の評価，日本海事協会誌，No.245，(IV)，pp.193-213，1998.
- 9) 村中昭典，皆田理，藤井堅：腐食鋼板の表面形状と残留耐荷力，構造工学論文集，Vol.44 A，pp.1063-1071，1998.
- 10) 藤井堅：腐食した鋼材の材料特性と残存耐荷力評価法，第一回鋼構造物の維持管理に関するシンポジウム資料集，土木学会鋼構造委員会，pp.21-30，1999.
- 11) Anselin, Luc: Space and applied econometrics - Introduction, *Regional Science and Urban Economics*, Vol.22, pp.307-316, 1992.

- 12) 田口玄一, 真壁肇, 古林隆, 森雅夫: 確率・統計, 日本規格協会, pp.83-85, 1981.
- 13) Alfredo, H-S, Ang and Wilson H. Tang: *Probability Concepts in Engineering Planning and Design*, (伊藤学, 亀田弘行, 黒田勝彦, 藤野陽三共訳: 土木建築のための確率統計の応用), 丸善, pp.207-290, 1988.

(2000.3.30 受付)

STATISTICAL MODEL OF STEEL CORROSION CONSIDERING SPATIAL AUTO-CORRELATION

Makoto OKUMURA, Katashi FUJII and Makoto TSUKAI

Corrosion on a steel plate is not totally random, but has spatial pattern. We propose a statistical model of steel corrosion depths considering spatial auto-correlation, with the help of spatial modeling theories developed in regional analysis. Distribution parameters are derived through moment method and maximum-likelihood method. The statistical model is applied to corroded steel plates cut out from a steel pier. The case study shows that the proposed model fits to the corroded plates better than an ordinal Weibull distribution model neglecting spatial auto-correlation. The parameter of spatial decay of the auto-correlation was stable for several number of the applied cases.