

I-324 データの個数に注目した耐荷力の特性値決定法

筑波大学 構造工学系 正 藤野陽三
名古屋工業大学 工学部 正 長谷川肇夫

1. まえがき

構造部材の耐荷力 R にはばらつきがある。このばらつきを確率現象ととらえるならば、超過確率 q に対応する耐荷力 R の統計的特性値 R^* が存在する。設計規準で規定される基本耐荷力は本来、適当な超過確率 q の値のもとで得られる特性値 R^* にすべきものである。

耐荷力 R には種々の不確定要因が関与するが、各不確定要因の確率特性が完全に把握されていれば、超過確率 q に対応する特性値 R^* はユニークに決まる。しかしながら、現実には各要因について不完全な情報しか得られていない。すなわち、1つ1つの要因に関する情報は有限個のデータの形として通常与えられ、技術的・経済的等の理由によりデータ個数は不確定要因によってまちまちである。2次モーメント法をはじめ従来の特性値 R^* の評価法において、各要因におけるデータ個数の99%・不均一さに対する配慮はなされていなかった。

ここでは、特性値 R^* を精度よく求める上で個々の不確定量のデータ個数に注目する必要があることを明らかにし、 R^* の具体的な決定法を提示し、シミュレーションによりその妥当性を検討する。

2. 有限個の統計データから求めた特性値のばらつき

確率変数 Z の n 個の実現値を小さい順に並べかえた $\{z_i\}$ ($i=1 \sim n$) において、各 z_i に対応する累積確率 p_i ($=1 - \text{超過確率}$) は、広く用いられている

$$p_i = \text{Prob}[Z \leq z_i] = i/(n+1) \quad (1)$$

で与えるとする。したがって、 n 個のデータのもとでは累積確率 $1/(n+1) \sim n/(n+1)$ の間のみデータは存在することになる。超過確率 q がこの範囲にあれば対応する特性値 Z^* は内挿により求まる。

i 番目の値 z_i は本来確率量であり、その分布形 $y_n(z_i)$ は、 Z の確率分布関数 F 、密度関数 f を用いて

$$y_n(z_i) = n! F^{i-1} (1-F)^{n-i} f / \{(n-i)! (i-1)!\} \quad \text{ただし } F = F(z_i), f = f(z_i) \quad (2)$$

となる。 F が与えられれば、(2) 式より z_i の統計量が求められるが、 n が大きい場合数値計算が極めて厄介となる。 z_i のメジアンまわりの分散 σ_i^2 の近似式として

$$\sigma_i^2 \approx F(1-F) / (n^2 f) \quad \text{ただし } F = i/(n+1) \quad (3)$$

がある。この σ_i^2 は超過確率 $1-i/(n+1)$ に対応する特性値 Z^* のばらつきの大きさを示すと理解してよい。 Z が正規確率変数 $N(0,1)$ に従うとして、(3) 式ならびにシミュレーションによって求めた σ_i^2 の値を図1に示す。

図1から、データ数 n が増えれば特性値 Z^* のばらつき(誤差)が減少すること、超過確率が0ないし1に近づくに従い、特性値のばらつきが大きくなることがわかる。また、(3) 式は両端部で過小評価となるが、広い範囲に亘ってよい近似となっている。

3. 耐荷力特性値に関する確率・統計的考察

鋼構造部材の耐荷力 R は3つの不確定量、材料強度 M 、製作誤差 F 、設計式の評価 P の積、 $R = MFP$ で表す場合が99%。ここでは問題の簡単化のために製作誤差 F を除外し、耐荷力 R は $R = PM$ で表されるとする。 P 、 M はともに対数正規分布に従うとし、 R 、 P 、 M に対数変換を施せば、

$$X = X_1 + X_2 \quad \text{ただし } X = \ln R, X_1 = \ln P, X_2 = \ln M \quad (4)$$

と書き改められる。なお、 X 、 X_1 、 X_2 は正規確率変数である。 X_1, X_2 の超過確率 q_1, q_2 に対応する特性値 X_1^*, X_2^* を用いて

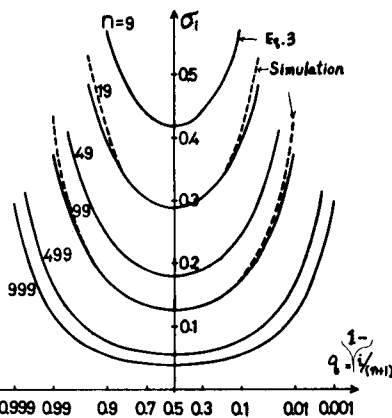


図1 特性値のばらつき σ_i^2

$$X^* = X_1^* + X_2^* \quad (5)$$

と書くと、 q_1, q_2 が次式を満たせば、 X^* は常に X の超過確率 q に対応した特性値となっている。

$$\Phi^{-1}(1-q) = \{ \Phi^{-1}(1-q_1)\sigma_1 + \Phi^{-1}(1-q_2)\sigma_2 \} / \sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2} \quad (6)$$

ここで、 σ_1^2, σ_2^2 は X_1, X_2 の分散。 Φ は正規分布関数

ここで、 X_1, X_2 が n_1, n_2 個からなる統計データとして与えられている場合を考える。 X_1^*, X_2^* は 2. で示したように統計データから内挿して求める。 X_1^*, X_2^* は確率量であり、 X_1^* と X_2^* の和として定義される X^* の分散 σ_{*}^2 は X_1^*, X_2^* の分散 $\sigma_{*1}^2, \sigma_{*2}^2$ を用いて

$$\sigma_{*}^2 = \sigma_{*1}^2 + \sigma_{*2}^2 \quad (7)$$

と書けよう。 (5) 式による q_1, q_2 の関係を用い、 $\sigma_{*1}^2, \sigma_{*2}^2$ は (3) 式で評価し、 σ_{*} の値を求めた結果を図 2, 3 に示す。これらの図から、1) q_1, q_2 の選び方により、特性値 X^* のばらつき σ_{*} は緩やかではあるが変化する。2) X^* のばらつきを最小にする q_1, q_2 の最適組合せが存在する。3) データ数の 99 変数については超過確率を大きく、少ない変数については小さくとるべきである。

以上の事がわかる。

4. 耐荷力特性値の決定法

3. の解析では q_1, q_2 の関係式として (6) 式を用いた。実際には (6) 式の σ_1, σ_2 は未知量である。そこで、(6) 式の σ_1^2, σ_2^2 を X_1, X_2 の標本不偏分散 S_1^2, S_2^2 で置きかえた

$$\Phi^{-1}(1-q) = \{ \Phi^{-1}(1-q_1)S_1 + \Phi^{-1}(1-q_2)S_2 \} / \sqrt{S_1^2 + S_2^2} \quad (8)$$

を用いて、(7) 式の σ_{*}^2 を最小にする q_1, q_2 の組合せを求め、 X^* を決定する方法が考えられる。

この方法と、 q_1 を固定し (8) 式から求める q_2 の q_1, q_2 を用いて X^* を決める方法をシミュレーションにより比較した。実際に求める X^* の真の超過確率を計算し、整理したのが図 4 である。提案手法によって決定される X^* の真の超過確率 q の平均 $\bar{q}$ は目標値に近く、ばらつき σ_q も小さい。 q_1 を固定した場合、 q_1 の値によってはかなり大きなばらつきを受けることになる。確かに、 q_1 を固定しても広い範囲に亘って良好な精度が期待できるが、その範囲がケースバイケースとすれば、本方法の有用性は高いといえよう。この点については広汎な数値計算に基づく検討が必要と考えている。

5. あとがき

与えられたデータ個数のもとでの耐荷力特性値の決定法について考察を加えてきた。耐荷力に関与する不確定量の中にはデータ集積に費用のかかるものと、さほどかからないものがある。したがって、限られた費用の中で耐荷力の統計的特性値を求める場合、各不確定量の最適

データ個数が存在するはずである。この問題も本解析での手法を用いれば容易に解くことができる。

本研究を行うに際して、東京大学 西野文雄教授より示唆、助言をいただきました。

参考文献 Gumbel: Statistics of Extremes, Columbia Univ. Press, 1957, 安田西野, 長谷川, 第 34 回年次講演, I-310, 1979.

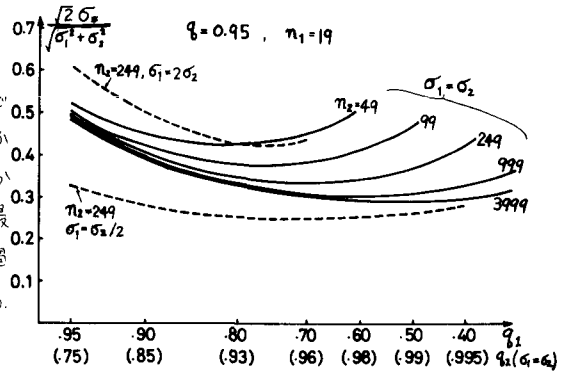


図 2 超過確率 q_1 と特性値 X^* のばらつき σ_{*} ($q = 0.95$ の場合)

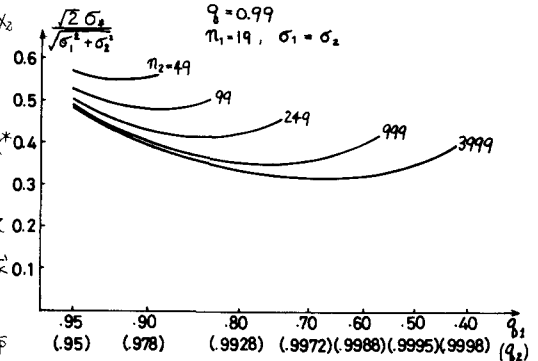


図 3 超過確率 q_1 と特性値 X^* のばらつき σ_{*} ($q = 0.99$ の場合)

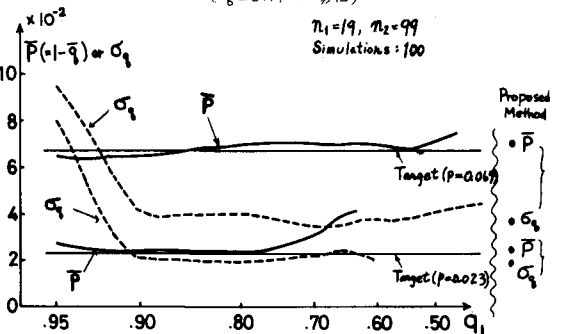


図 4 超過確率 $q (=1-p)$ の平均とばらつき (シミュレーションによる)