

範囲の期待値と分散：管理係数  $d_2, d_3$  の計算式

### 1. 確率密度関数と累積分布関数

区間  $-\infty < x < \infty$  で定義される確率変数が  $x \sim x + dx$  の間の値をとる確率を確率密度関数  $f(x)$  で表す。累積分布関数  $F(x)$  は、確率変数が  $x$  以下の値をとる確率であり、

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(x)dx$$

で表される。ここで、 $F(-\infty) = 0, F(\infty) = 1$  である。また、

$$f(x) = \frac{dF(x)}{dx} = F'(x)$$

が成り立つ。

### 2. 範囲の期待値

確率変数  $x_i$  のサンプルの最大値  $x_L$  と最小値  $x_S$  の差を範囲（レンジ）という。大きさ  $n$  のサンプルの  $x_i (i = 1, 2, \dots, n)$  が各々独立に確率密度関数  $f(x)$  の分布にしたがうとき、 $x_i$  の範囲  $r$  の期待値は、ある  $x_i$  に対して、それとは異なる  $x_j (j \neq i)$  が  $x_j \leq x_i$  になり、 $x_i$  と  $x_j$  以外の  $n-2$  個の  $x_k (k \neq i, j)$  が  $x_j \leq x_k \leq x_i$  になる確率を考えて

$$\begin{aligned} \bar{r} = \overline{x_L - x_S} &= \sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i}^n \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{x_i} (x_i - x_j) f(x_i) f(x_j) (F(x_i) - F(x_j))^{n-2} dx_j dx_i \\ &= n(n-1) \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^y (y-x) f(y) f(x) (F(y) - F(x))^{n-2} dx dy \\ &= n(n-1) \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^y (y-x) F'(y) F'(x) (F(y) - F(x))^{n-2} dx dy \\ &= n \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^y (y-x) \cdot (n-1) F'(x) (F(y) - F(x))^{n-2} dx F'(y) dy \\ &= -n \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^y (y-x) \cdot \frac{\partial}{\partial x} ((F(y) - F(x))^{n-1}) dx F'(y) dy \end{aligned}$$

となる。ここで、

$$-\frac{\partial}{\partial x} ((F(y) - F(x))^{n-1}) = \frac{\partial}{\partial x} (F(y)^{n-1} - (F(y) - F(x))^{n-1})$$

を用いると

$$\begin{aligned} & - \int_{-\infty}^y (y-x) \cdot \frac{\partial}{\partial x} ((F(y) - F(x))^{n-1}) dx \\ &= \int_{-\infty}^y (y-x) \cdot \frac{\partial}{\partial x} (F(y)^{n-1} - (F(y) - F(x))^{n-1}) dx \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 &= [(y-x) \cdot (F(y)^{n-1} - (F(y) - F(x))^{n-1})]_{x=-\infty}^{x=y} + \int_{-\infty}^y (F(y)^{n-1} - (F(y) - F(x))^{n-1}) dx \\
 &= \int_{-\infty}^y (F(y)^{n-1} - (F(y) - F(x))^{n-1}) dx
 \end{aligned}$$

であるから

$$\begin{aligned}
 \bar{r} &= n \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^y (F(y)^{n-1} - (F(y) - F(x))^{n-1}) dx F'(y) dy \\
 &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^y n(F(y)^{n-1} - (F(y) - F(x))^{n-1}) F'(y) dx dy \\
 &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^y \frac{\partial}{\partial y} (F(y)^n - (F(y) - F(x))^n) dx dy
 \end{aligned}$$

となり、 $x$  と  $y$  の積分の順序を変更すると

$$\begin{aligned}
 \bar{r} &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_x^{\infty} \frac{\partial}{\partial y} (F(y)^n - (F(y) - F(x))^n) dy dx \\
 &= \int_{-\infty}^{\infty} [F(y)^n - (F(y) - F(x))^n]_{y=x}^{y=\infty} dx \\
 &= \int_{-\infty}^{\infty} (1 - (1 - F(x))^n - F(x)^n) dx \\
 &= \int_{-\infty}^{\infty} (1 - F(x)^n - (1 - F(x))^n) dx
 \end{aligned}$$

が得られる。なお、この式は、最大値  $x_L$  と最小値  $x_S$  の期待値の差から導くこともできる（別資料「範囲の期待値：管理関数係数  $d_2$  の計算式」を参照）。

### 3. 範囲の2乗の期待値

大きさ  $n$  のサンプル  $x_i$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ ) の範囲  $r$  の分散を求めるために、まず、範囲  $r$  の2乗の期待値を求める。ある  $x_i$  に対して、それとは異なる  $x_j$  ( $j \neq i$ ) が  $x_j \leq x_i$  になり、 $x_i$  と  $x_j$  以外の  $n-2$  個の  $x_k$  ( $k \neq i, j$ ) が  $x_j \leq x_k \leq x_i$  になる確率を考えて

$$\begin{aligned}
 \overline{r^2} &= \overline{(x_L - x_S)^2} = \sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i}^n \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{x_i} (x_i - x_j)^2 f(x_i) f(x_j) (F(x_i) - F(x_j))^{n-2} dx_j dx_i \\
 &= n(n-1) \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^y (y-x)^2 f(y) f(x) (F(y) - F(x))^{n-2} dx dy \\
 &= n(n-1) \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^y (y-x)^2 F'(y) F'(x) (F(y) - F(x))^{n-2} dx dy \\
 &= n \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^y (y-x)^2 \cdot (n-1) F'(x) (F(y) - F(x))^{n-2} dx F'(y) dy
 \end{aligned}$$

$$= -n \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^y (y-x)^2 \cdot \frac{\partial}{\partial x} ((F(y) - F(x))^{n-1}) dx F'(y) dy$$

となる。ここで、

$$-\frac{\partial}{\partial x} ((F(y) - F(x))^{n-1}) = \frac{\partial}{\partial x} (F(y)^{n-1} - (F(y) - F(x))^{n-1})$$

を用いると

$$\begin{aligned} & - \int_{-\infty}^y (y-x)^2 \cdot \frac{\partial}{\partial x} ((F(y) - F(x))^{n-1}) dx \\ &= \int_{-\infty}^y (y-x)^2 \cdot \frac{\partial}{\partial x} (F(y)^{n-1} - (F(y) - F(x))^{n-1}) dx \\ &= [(y-x)^2 \cdot (F(y)^{n-1} - (F(y) - F(x))^{n-1})]_{x=-\infty}^{x=y} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & + \int_{-\infty}^y 2(y-x) \cdot (F(y)^{n-1} - (F(y) - F(x))^{n-1}) dx \\ &= 2 \int_{-\infty}^y (y-x) \cdot (F(y)^{n-1} - (F(y) - F(x))^{n-1}) dx \end{aligned}$$

であるから

$$\begin{aligned} \overline{r^2} &= 2n \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^y (y-x) \cdot (F(y)^{n-1} - (F(y) - F(x))^{n-1}) dx F'(y) dy \\ &= 2 \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^y (y-x) \cdot n(F(y)^{n-1} - (F(y) - F(x))^{n-1}) F'(y) dx dy \\ &= 2 \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^y (y-x) \cdot \frac{\partial}{\partial y} (F(y)^n - (F(y) - F(x))^n) dx dy \end{aligned}$$

となり、 $x$  と  $y$  の積分の順序を変更すると

$$\overline{r^2} = 2 \int_{-\infty}^{\infty} \int_x^{\infty} (y-x) \cdot \frac{\partial}{\partial y} (F(y)^n - (F(y) - F(x))^n) dy dx$$

となる。さらに、

$$\frac{\partial}{\partial y} (F(y)^n - (F(y) - F(x))^n) = \frac{\partial}{\partial y} (-1 + F(y)^n + (1 - F(x))^n - (F(y) - F(x))^n)$$

を用いると

$$\begin{aligned} & \int_x^{\infty} (y-x) \cdot \frac{\partial}{\partial y} (F(y)^n - (F(y) - F(x))^n) dy \\ &= \int_x^{\infty} (y-x) \cdot \frac{\partial}{\partial y} (-1 + F(y)^n + (1 - F(x))^n - (F(y) - F(x))^n) dy \\ &= [(y-x) \cdot (-1 + F(y)^n + (1 - F(x))^n - (F(y) - F(x))^n)]_{y=x}^{y=\infty} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & + \int_x^\infty (1 - F(y))^n - (1 - F(x))^n + (F(y) - F(x))^n dy \\
 = & \int_x^\infty (1 - F(y))^n - (1 - F(x))^n + (F(y) - F(x))^n dy
 \end{aligned}$$

であるから

$$\bar{r}^2 = 2 \int_{-\infty}^\infty \int_x^\infty (1 - F(y))^n - (1 - F(x))^n + (F(y) - F(x))^n dy dx$$

となり、再び  $x$  と  $y$  の積分の順序を変更すると

$$\bar{r}^2 = 2 \int_{-\infty}^\infty \int_{-\infty}^y (1 - F(y))^n - (1 - F(x))^n + (F(y) - F(x))^n dx dy$$

が得られる。

#### 4. 範囲の分散

大きさ  $n$  のサンプル  $x_i$  の範囲  $r$  の期待値は

$$\bar{r} = \int_{-\infty}^\infty (1 - F(x))^n - (1 - F(x))^n dx$$

により求められ、範囲  $r$  の 2 乗の期待値は

$$\bar{r}^2 = 2 \int_{-\infty}^\infty \int_{-\infty}^y (1 - F(y))^n - (1 - F(x))^n + (F(y) - F(x))^n dx dy$$

により求められるから、範囲  $r$  の分散  $V(r)$  は

$$\begin{aligned}
 V(r) & = \bar{r}^2 - \bar{r}^2 \\
 & = 2 \int_{-\infty}^\infty \int_{-\infty}^y (1 - F(y))^n - (1 - F(x))^n + (F(y) - F(x))^n dx dy \\
 & \quad - \left( \int_{-\infty}^\infty (1 - F(x))^n - (1 - F(x))^n dx \right)^2
 \end{aligned}$$

により求められる。

#### 5. 範囲と標準偏差

確率変数  $x$  が元の変数  $X$  の平均  $\mu$  と標準偏差  $\sigma$  によって  $x = (X - \mu)/\sigma$  と正規化された値であるとき、 $X$  の範囲  $R$  の期待値  $\bar{R}$  と標準偏差  $\sigma$  の関係は

$$\begin{aligned}
 \bar{R} & = \int_{-\infty}^\infty (1 - F(X))^n - (1 - F(X))^n dX \\
 & = \sigma \int_{-\infty}^\infty (1 - F(x))^n - (1 - F(x))^n dx
 \end{aligned}$$

となる。したがって、 $\bar{R}$  と  $\sigma$  の比をサンプルの大きさ  $n$  によって決まる係数  $d_2$  で表して  $\bar{R} = d_2 \sigma$  とすると

$$d_2 = \frac{\bar{R}}{\sigma} = \int_{-\infty}^{\infty} (1 - F(x))^n - (1 - F(x))^n dx$$

となる。

また、 $R$  の 2 乗の期待値  $\overline{R^2}$  と標準偏差  $\sigma$  の関係は

$$\begin{aligned} \overline{R^2} &= 2 \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^y (1 - F(Y))^n - (1 - F(X))^n + (F(Y) - F(X))^n dX dY \\ &= 2\sigma^2 \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^y (1 - F(y))^n - (1 - F(x))^n + (F(y) - F(x))^n dx dy \end{aligned}$$

となる。したがって、 $R$  の分散  $V(R)$  は

$$\begin{aligned} V(R) &= \overline{R^2} - \bar{R}^2 \\ &= 2\sigma^2 \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^y (1 - F(y))^n - (1 - F(x))^n + (F(y) - F(x))^n dx dy - d_2^2 \sigma^2 \end{aligned}$$

となり、 $R$  の標準偏差  $D(R) = \sqrt{V(R)}$  と  $\sigma$  の比をサンプルの大きさ  $n$  によって決まる係数  $d_3$  で表して  $D(R) = d_3 \sigma$  とすると

$$d_3^2 = \frac{V(R)}{\sigma^2} = 2 \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^y (1 - F(y))^n - (1 - F(x))^n + (F(y) - F(x))^n dx dy - d_2^2$$

となる。

累積分布関数  $F(x)$  が標準正規分布

$$F(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-x^2/2} dx$$

にしたがうとき、上式の  $-\infty$  から  $+\infty$  までの積分をシンプソン法により  $-5$  から  $+5$  まで刻み幅  $0.01$  で数値積分して  $d_2$  と  $d_3$  の値を計算すると、下の表のようになる。

表  $d_2$  と  $d_3$  の値

$n$	$d_2$	$d_3$
2	1.12838	0.85251
3	1.69257	0.88838
4	2.05875	0.87982
5	2.32593	0.86409
6	2.53441	0.84805
7	2.70436	0.83322
8	2.84720	0.81984
9	2.97003	0.80784
10	3.07750	0.79706

この  $d_2$  と  $d_3$  の値は、品質管理で用いられる  $\bar{X} - R$  管理図で、 $\bar{X}$  の管理限界を

$$E(\bar{X}) \pm 3D(\bar{X}) = \bar{X} \pm 3 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \bar{X} \pm \frac{3}{d_2 \sqrt{n}} \bar{R} = \bar{X} \pm A_2 \bar{R}$$

として定め、また、 $R$  の管理限界を

$$E(R) + 3D(R) = \bar{R} + 3d_3\sigma = \bar{R} + \frac{3d_3}{d_2} \bar{R} = \left(1 + \frac{3d_3}{d_2}\right) \bar{R} = D_4 \bar{R}$$

$$E(R) - 3D(R) = \bar{R} - 3d_3\sigma = \bar{R} - \frac{3d_3}{d_2} \bar{R} = \left(1 - \frac{3d_3}{d_2}\right) \bar{R} = D_3 \bar{R}$$

として定める際に用いられる。

#### 参考文献

- ・統計科学研究会「新編 統計数値表」河出書房、1952
- ・森口 繁一「初等数理統計学」改訂版、培風館、1957
- ・中村 達男「管理図の作り方と活用」(新版 QC 入門講座 7)、日本規格協会、1999