

第7回：正規分布(1回目)

- **正規分布** (Normal Distribution), **ガウス分布** (Gaussian distribution)、**誤差関数**とも呼ばれる。
- **確率変数** x は実数値をとる、**連続分布**
- 2つのパラメータ、**平均** μ 、**分散** σ^2 で**特徴付けられる**、 $N(\mu, \sigma^2)$

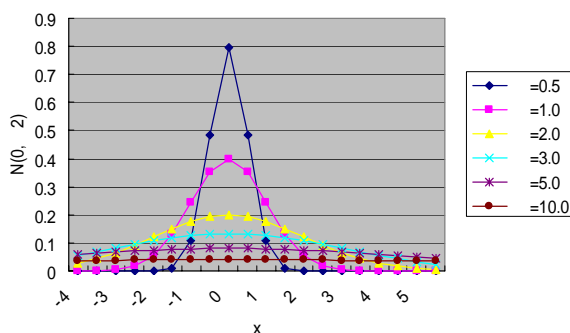
正規分布の確率密度関数

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \cdot e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, \quad x \in \mathbb{R}$$

ただし、 μ, σ は実数。
 正規分布は、2つのパラメータ μ, σ で表される。
 $N(\mu, \sigma^2)$ 。式より、直ちにわかること；
 • $x = \mu$ に関して、左右対称 (偶関数)。
 • また、この平均値 $x = \mu$ で最大値をとる。
 • $x = \mu$ から左右に σ だけ外れたところでは、最大値の $\exp(-1/2) = 0.606530\dots$ 倍

正規分布のグラフ

正規分布：標準偏差の違い



標準正規分布 $N(0,1)$ への標準化

一般に、正規分布 $N(\mu, \sigma^2)$ に従う確率変数 x を、以下のように u に変数変換すると、確率変数 u は $\mu = 0.0, \sigma = 1.0$ の標準正規分布 $N(0,1)$ に従う。

$$x \rightarrow u, \quad u = \frac{x - \mu}{\sigma}$$

$$E(u) = E\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right) = \frac{1}{\sigma}(E(x) - \mu) = 0,$$

$$E(u^2) = E\left(\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right)^2\right) = \frac{1}{\sigma^2} E((x - \mu)^2) = \frac{\sigma^2}{\sigma^2} = 1$$

この変数変換により $N(0,1)$ になおすことを、「正規分布の標準化、正規化」という。

μ だけ左に平行移動し (それにより、 $x=0$ が分布の中央に)、
 分の1に縮小する (それにより、分散で表される**拡がり**が1に)

標準正規分布に変換して計算

$$\text{Prob}\{a \leq x \leq b\} = \text{Prob}\left\{\frac{a - \mu}{\sigma} \leq \frac{x - \mu}{\sigma} \leq \frac{b - \mu}{\sigma}\right\}$$

$$= \text{Prob}\left\{\frac{a - \mu}{\sigma} \leq u \leq \frac{b - \mu}{\sigma}\right\} = \int_{\frac{a - \mu}{\sigma}}^{\frac{b - \mu}{\sigma}} N(0,1)(u) du$$

u は、標準正規分布 $N(0,1)$ に従うので、 $N(0,1)$ について上記の確率を求めることができれば、任意の正規分布 $N(\mu, \sigma^2)$ に従う x について、確率を求めることができる。

そこで、特に $N(0,1)$ についてのみ、確率値を与える確率密度関数 $N(0,1)$ の積分値を、**正規分布表** として用意しておき、数値計算等の手間を省く。

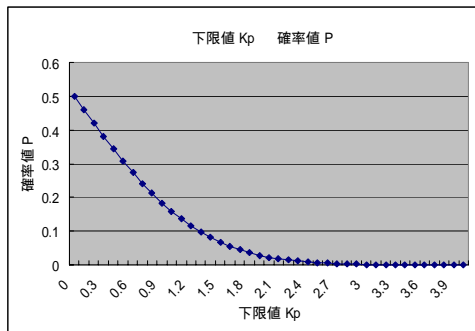
正規分布表

$$\text{Prob}\{u \geq K_p\} = \int_{K_p}^{\infty} N(0,1)(u) du = \int_{K_p}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{u^2}{2}} du = P$$

を与える、 K_p, P の対応表：**正規分布表**
 積分値 P が、確率値を与える。

$K_p > 0$ の場合について求めておけば、十分。
 $K_p < 0$ については、どうすれば良いか？
 Answer: 分布の対称性を利用せよ。

K_p と P の対応: グラフでみると...



正規分布表を用いた確率計算の例題 : 製品の品質管理

- テキスト61ページの例題5.1: 「品質管理」

化粧品のボトル。工場でのボトル詰め工程により、実際にボトル詰めされた製品の容量にはバラツキが生じてしまう。いま製品を多数抜き取って調べたところ、平均125ml、標準偏差2.0mlの正規分布に従っていることがわかった。ボトルは、「容量120ml」と表示して出荷している。120ml以下で規格外である製品は、極力出していないが、現状では何%生じているか？

また、0.1%以下にするには、標準偏差の値をどこまで小さくすべきか？(平均を上げると損になるので、詰め作業の精度を上げることで標準偏差を小さくしたい)

確率分布が満たすべき2条件の確認

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \cdot e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, \quad x \in R$$

$$f(x) \geq 0$$

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{u^2}{2}} du \quad \left(x \rightarrow u = \frac{x-\mu}{\sigma}, du = \frac{1}{\sigma} \cdot dx, u: -\infty \rightarrow +\infty \right)$$

$$= 1$$

最後の等号は、もし次式が成り立っているならば($a=1$)

$$\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{a}{2}u^2} du = \sqrt{\frac{2\pi}{a}}, \quad \text{for } a > 0$$

$$\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{a}{2}u^2} du = \sqrt{\frac{2\pi}{a}} \quad \text{の証明}$$

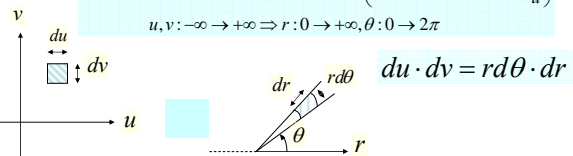
左辺 = I とおくと、

$$I^2 = \left(\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{a}{2}u^2} du \right) \cdot \left(\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{a}{2}v^2} dv \right) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{a}{2}(u^2+v^2)} dudv$$

ここで、変数変換: 直交座標系 (u, v) から極座標系 (r, θ) へ

$$(u, v) \Rightarrow (r, \theta): u = r \cos \theta, v = r \sin \theta, \quad \left(r^2 = u^2 + v^2, \theta = \tan^{-1} \frac{v}{u} \right)$$

$$u, v: -\infty \rightarrow +\infty \Rightarrow r: 0 \rightarrow +\infty, \theta: 0 \rightarrow 2\pi$$



$$\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{a}{2}u^2} du = \sqrt{\frac{2\pi}{a}} \quad \text{の証明 (続き)}$$

$$du \cdot dv = r d\theta \cdot dr$$

$$I^2 = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{a}{2}(u^2+v^2)} dudv = \int_0^{\infty} r e^{-\frac{a}{2}r^2} dr \int_0^{2\pi} d\theta$$

$$u, v: -\infty \rightarrow +\infty \Rightarrow r: 0 \rightarrow \infty, \theta: 0 \rightarrow 2\pi$$

$$= 2\pi \left[-\frac{1}{a} \cdot e^{-\frac{a}{2}r^2} \right]_0^{\infty} = \frac{2\pi}{a}$$

証明終わり

正規分布の平均

$$\text{平均} = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot f(x) dx \quad \text{パラメータ } \mu \text{ は平均値}$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} \{(x-\mu) + \mu\} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} x' \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{x'^2}{2\sigma^2}} dx' + \mu \cdot \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx$$

$$= 0 + \mu$$

$$= \mu$$

正規分布の分散

$$\begin{aligned} \text{分散} &= \int_{-\infty}^{+\infty} (x-\mu)^2 \cdot f(x) dx \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} (x-\mu)^2 \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx \quad \text{パラメータ } \sigma^2 \text{ は分散} \\ &= \sigma^2 \cdot \int_{-\infty}^{+\infty} u^2 \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{u^2}{2}} du \quad \left(\text{by } x \rightarrow u = \frac{x-\mu}{\sigma}, du = \frac{dx}{\sigma}, u: -\infty \rightarrow +\infty \right) \\ &= \sigma^2 \end{aligned}$$

最後の等号は、もし次式が成り立っているならば $\int_{-\infty}^{+\infty} u^2 e^{-\frac{u^2}{2}} du = \sqrt{2\pi}$

$\int_{-\infty}^{+\infty} u^2 e^{-\frac{u^2}{2}} du = \sqrt{2\pi}$ の証明 (2つの方法)

証明方法1:

先に証明した $\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{a u^2}{2}} du = \sqrt{\frac{2\pi}{a}}$ の両辺を a で微分すると、

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \left(-\frac{u^2}{2}\right) \times e^{-\frac{a u^2}{2}} du = \left(-\frac{1}{2}\right) \frac{1}{a} \times \sqrt{\frac{2\pi}{a}} \quad \text{これに } a=1 \text{ を代入して得られる。}$$

証明方法2:

そのまま、部分積分

$$\int_{-\infty}^{+\infty} u^2 e^{-\frac{u^2}{2}} du = \left[u \cdot (-1) \cdot e^{-\frac{u^2}{2}} \right]_{-\infty}^{+\infty} + \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{u^2}{2}} du = 0 + \sqrt{2\pi} = \sqrt{2\pi}$$

中心極限定理

とはどんな定理か...

● 中心極限定理 (central limit theorem)

n 個の確率変数 x_1, x_2, \dots, x_n が、

互いに独立に同じ確率分布に従うとする。

その分布の平均を μ 、分散を σ^2 とする;

$$E(x_i) = \mu, \quad E((x_i - \mu)^2) = \sigma^2 \quad (i=1, 2, \dots, n)$$

この n 個の変数の平均 $x = \frac{1}{n} \cdot (x_1 + x_2 + \dots + x_n)$

(これも確率変数) は、 n が大きいときには、

正規分布 $N(\mu, \sigma^2/n)$ に従う。

中心極限定理

- n 個の確率変数の平均 (中心) は、
- n が十分大きな極限においては、
- (もとの各 x_i が従う確率分布がどうであれ)

正規分布 $N(\mu, \sigma^2/n)$ に従う

...という定理。

平均は μ のまま (分布の中心は同じところ)、

分散は $1/n$ で小さくなってゆく (バラツキは小さくなる)。

同じ対象を、(念のために) 何度も繰り返し測定して、その平均をとることにする。すると、より多くの測定値を平均するほうが、値のバラツキが小さくなり、精度が上がる...

定理の証明は、行わない

(教科書では特性関数を用いて証明)

- 正規分布が、多くの現象に見られる理由
- 「誤差」(例えば、測定時に生じる測定誤差): 一般に、各回で実際に得られる値は、複雑な原因が複数 (測定値を左右する n 個の要因) 積み重なった結果として与えられる。
中心極限定理が適用できる

正規分布は、ガウス分布、誤差分布とも呼ばれる

第8回後半: 今までの復習課題

問1. 平均と分散 (答えは既約分数で)

(a) 以下の確率分布 $p(x)$ の平均と分散を求めよ。

$$p(x) = \begin{cases} \frac{1}{5} & \text{for } x = 0, \frac{1}{4}, \frac{1}{2}, \frac{3}{4}, 1 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

(b) 以下の確率分布 $f(x)$ の平均と分散を求めよ。

$$f(x) = \begin{cases} 2x & \text{for } 0 < x \leq 1 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

問2. 指数分布の平均と分散

指数分布 $f(t) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda t} & (t \geq 0) \\ 0 & (t < 0) \end{cases}$ に対して、

$\mu = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot f(x) dx$ と $\sigma^2 = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu)^2 \cdot f(x) dx$ を求めなさい。

問3. シュート成功率

シュート成功率が $\frac{2}{3}$ のサッカー選手がいる。この選手について、以下を求めなさい。

(答えは、既約分数で)

- (a) 4回シュートして、3回以上成功する確率。
(b) 9回シュートするときの、平均と分散。

p 5割の二項分布の場合は、回数 N が大ききときには、正規分布で近似し、計算を簡略化できる。

問4. ランダムな寿命

惑星Xでは、ランダムに降ってくる隕石が頭にあたることで寿命が尽き、X星人の寿命は、平均80歳の指数分布に従っている。あるX星人が、60歳以上生きる確率は何%だろう。必要に応じて以下の式や値を用いなさい。答えは、少数以下1桁まで。

$\exp(-\frac{1}{2}) = 0.607$, $\exp(-\frac{3}{4}) = 0.472$, $\exp(-1) = 0.368$

問5. クッキーのチョコチップ

チョコチップがたくさん入っていることで人気のクッキーを買った。クッキーの製造工程により、クッキー1枚あたりに入っているチョコチップ数は、平均10粒、標準偏差2粒の正規分布に従っていると店のホームページに書いてある。

- (a) 今食べたクッキーには、13粒もあったが、これ(13粒以上)は何%の幸運だろう。
(b) 逆に、5粒以下しか入っていないクッキーにあたる確率は何%か。

テキストp.149の正規分布表を使い、答えは少数以下1桁まで。

次々回6月12日は中間試験

- 教室: コーニング2階 C202
- 授業開始の定刻に教室に着席
- 試験時間は70分
(途中退室なし。遅刻は試験開始後20分まで)
- 着席は、学籍番号順に指定
- 学生証、筆記用具を持参
- 持ち込み許可物件はなし
(計算に必要な数値等は、配布用紙に記載)