

①
正規分布の式 $y = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$ をどう導くか。

飯島光治

はじめに 以下「統計法とその教育上の応用」
(半田正吉, 矢野建治* 共立出版 昭和19刊)
の内容より。理由は全体的に高校数学
の範囲で、取り扱われていることより。

なおこの内容を始め読んだ時、よからず
なかつた箇所につき、その後和存に理解した
所は、このレポートに追加しました。

* 2人の著者共、当時 奈良女子高等
師範学校教授。

0) 前提 - 誤差の法則について -

1) 誤差の定義 = 測定値 - 真の値 ①

しかし 真の値は 得られないので、そのかわりに
最確値 (ふつう 平均値 M を用いる。) を用いる。

測定値 - M ② ① を 真の誤差,

② を みかけの誤差 といふ。

ここで 測定回数 を 多くすれば 当然

② は、① に 近づく と 考えられる。

2) 誤差には

}	(1) 定誤差
	(2) 過失による誤差
	(3) 偶然による誤差

がある。(1),(2)は 避けるられ、(3)は 避けるられない
誤差といわれる。(1)には 器具の一定の狂い、
目盛りのつけ方が 不完全、測定者のくせ、

外部からの原因がわかる妨害による等の誤差。(2)は計算ミス、数の読みまちがいの等。(3)は一陣の突風による、温度の突然の昇降による器具の伸縮に基づく、その他全く未知の外部からの原因による等の。

ハ) 誤差の法則

種々のデータからの誤差の分布表より

- (1) 大きな誤差は小土な誤差より起こる回数が少ない。
- (2) 誤差の分布は、対称的である。即ち同じ大き土の正の誤差と負の誤差は同じ回数だけ起こる。
- (3) 余り大きい誤差は起こらない。

以下 偶然の誤差について、考える。

工) 計算による(1)

ある量の真値を θ , N 個の測定値を X_1, X_2, \dots, X_N とし、誤差を x_1, x_2, \dots, x_N ($x_k = X_k - \theta$) とする。また各誤差の起こる確率を y_1, y_2, \dots, y_N とする。

こににいう誤差 x_k の起こる確率とは、 x_k を含むある小範囲内の誤差のおこる確率とする。

さてある範囲内の誤差と x_k の起こる度数との間には、一定の関数関係があるようにみえる。そこで誤差 x とその起こる確率 y との間には、 $y = \varphi(x)$ なる関数関係があるものとして、未知の関数 $\varphi(x)$ の形が、どうなるかを、目的とする。

真の値 g は、決して知る事ができない。

そこで g に関する試みの値を仮定し、その結果得られる誤差の試みの中から、上記誤差の法則から考えて、最も自然的な分布と思われるものを、選択することによって $\varphi(x)$ の形を定める。

この意味で g を変数として考えると、誤差 x_1, x_2, \dots, x_N は g の関数となる。従って誤差の確率 y_1, y_2, \dots, y_N もまた g の関数となる。

ここで最も自然的な誤差の分布とは試みの系列の誤差 x_1, x_2, \dots, x_N の全体的にまた起こる確率が（ある1つの系列が同時に起こる確率が）最大になる場合 になると考えて以下を進める。

ここで測定誤差 x_1, x_2, \dots, x_N は決して同時に得られるものではないが、これを同時に起こるものと考えて良い。なぜなら偶然による誤差より x_1, x_2, \dots, x_N は独立より。

よって互いに独立な事象が、同時に起こる確率は、

$$P = y_1 y_2 \dots y_N = \varphi(x_1) \varphi(x_2) \dots \varphi(x_N) \dots (1)$$

で、 P が最大となるような $\varphi(x)$ の形を定める。

以下 P は g の関数として、 g について微分可能で、唯一つの極大をもち、極小はないものとする。

この仮定により P は、 $\frac{dP}{dg} = 0$ を満たす g の値に対して最大となる。

以上、以下の計算の方針です。

< 計算 (1) >

p 3 の (1) の両辺に、底を e (自然対数) とする
対数をとれば、(1) の右辺は、積が和になり、
次に両辺を q について微分すると、合成関数の
微分法により

$$\frac{1}{P} \frac{dP}{dq} = \frac{d}{dx_1} [\log \varphi(x_1)] \frac{dx_1}{dq} + \frac{d}{dx_2} [\log \varphi(x_2)] \frac{dx_2}{dq} + \dots + \frac{d}{dx_N} [\log \varphi(x_N)] \frac{dx_N}{dq} \text{ (注)}$$

(注) 誤差 x_1, x_2, \dots, x_N は始め定数として
であったが、 q を変数とみることによって、 x_1, x_2, \dots, x_N も 変数 となる。

ここで $x_k = X_k - q$ より $\frac{dx_k}{dq} = -1$ ($k=1, 2, 3, \dots, n$)

従って $\psi(x) \stackrel{(注)}{=} \frac{d}{dx} [\log \varphi(x)]$ とおくと

(注) $\psi(x)$ と $\varphi(x)$ は混同しやすい。

$\frac{dP}{dq} = 0$ ならば

$$-\frac{1}{\varphi(x_1)} - \frac{1}{\varphi(x_2)} - \dots - \frac{1}{\varphi(x_N)} = 0 \text{ より}$$

$$\psi(x_1) + \psi(x_2) + \dots + \psi(x_N) = 0 \text{ (1)}$$

また測定数 N が「十分大きいければ」、誤差の法則

(2) (2頁) より

$$\underline{x_1 + x_2 + \dots + x_N = 0} \text{ (2)}$$

次に x_1, x_2, \dots, x_N を 定数 と考へ、

$$x'_r = x_r + \varepsilon, \quad x'_s = x_s - \varepsilon \quad (\varepsilon \text{ は極めて絶対値の小さい数とする。})$$

とおくと、 $x_1, x_2, \dots, x'_r, \dots, x'_s, \dots, x_N$ はこれらの和は

0 をみたし、誤差の一列列とみ奪せる。従って

$$\psi(x_1) + \psi(x_2) + \dots + \psi(x'_r) + \dots + \psi(x'_s) + \dots + \psi(x_N) = 0$$

も満足しては、存るない。

(5)

$$(1) - (3) \text{ を } \text{す} \text{と } \psi(x_r) - \psi(x'_r) + \psi(x_s) - \psi(x'_s) = 0$$

$$\therefore \psi(x_r) + \psi(x_s) = \psi(x'_r) + \psi(x'_s)$$

$$\therefore \psi(x_r) + \psi(x_s) = \psi(x_r + \varepsilon) + \psi(x_s - \varepsilon)$$

$$\therefore \frac{\psi(x_r + \varepsilon) - \psi(x_r)}{\varepsilon} = \frac{\psi(x_s) - \psi(x_s - \varepsilon)}{\varepsilon} \\ = \frac{\psi(x_s - \varepsilon) - \psi(x_s)}{-\varepsilon}$$

$\varepsilon \rightarrow 0$ とす

$$\left[\frac{d}{dx} \psi(x) \right]_{x=x_r} = \left[\frac{d}{dx} \psi(x) \right]_{x=x_s}$$

x_r, x_s は x_k ($k=1, 2, \dots, n$) の中の任意の2つより

$$\left[\frac{d}{dx} \psi(x) \right]_{x=x_1} = \left[\frac{d}{dx} \psi(x) \right]_{x=x_2} = \dots \\ = \left[\frac{d}{dx} \psi(x) \right]_{x=x_n}$$

以上の与えられた誤差の系列については $\psi(x)$ の導関数の値は一定。

ここで x_1, x_2, \dots, x_n は誤差の系列の任意のものとしてよいため $\psi(x)$ の導関数の値は、 x のすべての値に対して一定となり

$$\frac{d}{dx} \psi(x) = K \quad (K \text{ は定数}) \quad (4)$$

<コラント> 以上 $x_r + \varepsilon, x_s - \varepsilon$ を考えるから始まり
その後の展開は、仲々思いつきません。

$$(4) \text{ より } \psi(x) = Kx + C' \quad (C' \text{ は定数})$$

これを4頁の(1)に代入すると

$$K(x_1 + x_2 + \dots + x_n) + nC' = 0$$

$$4 \text{ 頁の (2) より } C' = 0 \quad \therefore \psi(x) = Kx$$

$$\therefore \frac{d}{dx} [\log \psi(x)] = Kx \rightarrow \log \psi(x) = \frac{1}{2} Kx^2 + C'' \\ (C'' \text{ は定数})$$

$$\therefore \varphi(x) = e^{\frac{1}{2}kx^2 + c''} = ce^{\frac{1}{2}kx^2} \quad (c = e^{c''} > 0) \quad (6)$$

すると $\varphi(x)$ は、偶関数 ($\varphi(x) = \varphi(-x)$) より $x \geq 0$ で考えればよく、また誤差の法則より大きな誤差は、小さな誤差より少ないから x (= 誤差) を大きくすると、 $\varphi(x)$ は減少する。

よって $k < 0$

$$\therefore \varphi(0) = c (> 0) \text{ で } \varphi'(x) = ce^{\frac{1}{2}kx^2} \times kx$$

$x \geq 0$ で、 $\varphi(x)$ が減少関数のためには $\varphi'(x) \leq 0$ $\therefore k < 0$ //

<コメント> このドケ、上記の本には「小さな誤差は、大きな誤差より多く起こるのであるから、 k は負でなければならぬ。」とあり始めわかりませんでした。
(注)

よって $\frac{1}{2}k = -h^2$ ($h > 0$) とおくと

$$\underline{\underline{\varphi(x) = ce^{-h^2x^2}}}$$

の形となる。

(注) もし $h > 0$ かは、この段階ではよくわからず。
次の計算 (2) にくると、 $A = \int_{-\infty}^{\infty} ce^{-h^2\xi^2} d\xi = \frac{C\sqrt{\pi}}{h}$
を用いますが、 A はこの時面積より $A > 0$
かつ $C (= e^{c''}) > 0$ より $h > 0$ と存じます。

(II) 計算 (2)

次の課題は、上記の式で具体的に C, h の式を決めていく。になります。

ここで以上 (I) までは抽象的に真の誤差の法則についてですが、実際問題では、みかけの誤差を矢印のみなので以下はみかけの誤差について考える。

ところで、みかけの誤差の分布と真の誤差の分布とはみかけの誤差が、 N を十分大きくすると、全く同形であると考えられるから、みかけの誤差 ξ (クシー、グザイ) の確率を

y_k とすれば $y = ce^{-h^2 \xi^2}$ ($c > 0, h > 0$) (5) とかける。 (7)

さて ある量 N 個の測定値を 区分の大きき Δ なる 等しい階級に分けたとして、これらの階級の

中央値を X_1, X_2, \dots, X_n , 度数を f_1, f_2, \dots, f_n ($\sum f_k = N$) とする。測定値の平均値を M とすれば

$$\xi_1 = X_1 - M, \quad \xi_2 = X_2 - M, \quad \dots, \quad \xi_n = X_n - M$$

ここで ξ_k の起こる確率 y_k は $\frac{f_k}{N}$ と考えられる。

以後 N は十分大きく、また $f_k \neq 0$ 従って $y_k \neq 0$ とする。

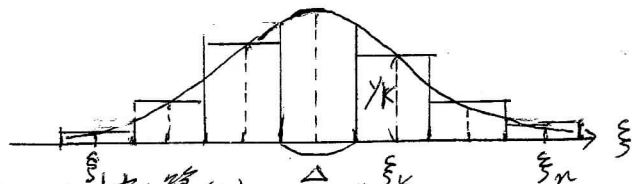
$$y_1 = \frac{f_1}{N}, \quad y_2 = \frac{f_2}{N}, \quad \dots, \quad y_n = \frac{f_n}{N}$$

即ち $\sum y_k = 1$ 従って この頁の (5) より

$$\sum y_k = \sum ce^{-h^2 \xi_k^2} = 1$$

||| かえりと $\frac{1}{\Delta} \sum y_k \Delta = 1$

ここで $\sum y_k \Delta$ は、以下のグラフのヒストグラフの面積を表す。(*)



(注) 上記の本では、計算(1)の $\frac{\Delta}{N}$ として $\varphi(x) = ce^{-h^2 x^2}$ の $c = \frac{1}{\sqrt{2\pi}}$, $h = \frac{1}{\sqrt{2}}$ として

$\varphi(x)$ のグラフを、 x の値を与えて $\varphi(x)$ の値を求め点(座標)をとって、上記のグラフを描いている。

ただ c, h の値をなぜ上のようにおこなうかは、この段階では、わからない。

(*) $\Delta \rightarrow 0$ とすると、曲線の面積 A に等しくなる。
の続き (上記の)

次に $A = \int_{-\infty}^{\infty} c e^{-h^2 \xi^2} d\xi = \frac{c\sqrt{\pi}}{h}$ (注) (8)
 が正しい。(*)

($\because \int_0^{\infty} e^{-x^2} dx = \frac{\sqrt{\pi}}{2}$ が正しい, この結果を用いると

この時 $h\xi = t$ とおくと $\xi = \frac{t}{h} \therefore d\xi = \frac{1}{h} dt$

$\int_0^{\infty} e^{-h^2 \xi^2} d\xi = \int_0^{\infty} e^{-t^2} \cdot \frac{1}{h} dt$ ($h > 0$ より)

$= \frac{1}{h} \int_0^{\infty} e^{-t^2} dt = \frac{\sqrt{\pi}}{2h}$

この時, $\int_{-\infty}^{\infty}$ は \int_0^{∞} の 2 倍より

$A = \int_{-\infty}^{\infty} c e^{-h^2 \xi^2} d\xi = \frac{c\sqrt{\pi}}{h}$)

(コメント) この本の内容で $\int_0^{\infty} e^{-x^2} dx = \frac{\sqrt{\pi}}{2}$ が
 高校の範囲外です。これを証明するのは
 易しくありません。が微積分, 他の本に
 載っています。

(*) に続く。従って $\sum Y_k \Delta \doteq \frac{c\sqrt{\pi}}{h}$

$\frac{1}{\Delta} \sum Y_k \Delta = 1$ より $\frac{1}{\Delta} \cdot \frac{c\sqrt{\pi}}{h} \doteq 1 \rightarrow c \doteq \frac{h\Delta}{\sqrt{\pi}}$

$\therefore Y_k \doteq \frac{h\Delta}{\sqrt{\pi}} e^{-h^2 \xi_k^2} (k=1, 2, \dots, n)$

次に h の値を定めようとする。

今 ξ_1 なる f_1 の誤差, ξ_2 なる f_2 の誤差, ...

ξ_n なる f_n の誤差が, 同時に起こる確率

$P = (Y_1 Y_1 \dots Y_1) (Y_2 Y_2 \dots Y_2) \dots (Y_n Y_n \dots Y_n)$
 $f_1 \text{ } f_2 \text{ } f_n$

$= Y_1^{f_1} Y_2^{f_2} \dots Y_n^{f_n}$ が最大になるようにする。

これを書き直すと

$P = \left(\frac{h\Delta}{\sqrt{\pi}} e^{-h^2 \xi_1^2}\right)^{f_1} \left(\frac{h\Delta}{\sqrt{\pi}} e^{-h^2 \xi_2^2}\right)^{f_2} \dots \left(\frac{h\Delta}{\sqrt{\pi}} e^{-h^2 \xi_n^2}\right)^{f_n}$

$= \left(\frac{h\Delta}{\sqrt{\pi}}\right)^N e^{-h^2 \sum f_k \xi_k^2} (*) = \left(\frac{\Delta}{\sqrt{\pi}}\right)^N h^N e^{-N h^2 \sigma^2} (**)$

(*) (i) $(e^{-h^2 \xi_1^2})^{f_1} = \underbrace{(e^{-h^2 \xi_1^2}) (e^{-h^2 \xi_1^2}) \dots (e^{-h^2 \xi_1^2})}_{f_1 \text{ 回}}$ (9)
 $= e^{-h^2 (\xi_1^2 + \xi_1^2 + \dots + \xi_1^2)} = e^{-h^2 f_1 \xi_1^2}$

以下同様。すると e の指数は $-h^2 (f_1 \xi_1^2 + f_2 \xi_2^2 + \dots + f_n \xi_n^2)$ より。

(**) (i) $\sigma^2 = \frac{1}{N} \sum f_k \xi_k^2$ ($\xi_k = x_k - M$) より。

この P を 極大ならしめる (この時同時に最大) h の値は、

$\frac{dP}{dh} = 0$ (この h) h は 始め 定数であったが
($\frac{1}{2}k = -h^2$) であったが、ここでは
変数としている。この文字の用法は
たとえば $f(a)$ の a 、 a は 始め 定数。
次に 変数とみて、導関数がとられた。

この時 $\frac{dP}{dh} = \left(\frac{\Delta}{\sqrt{\pi}}\right)^N e^{-Nh^2 \sigma^2} N h^{N-1} (1 - 2h^2 \sigma^2) = 0$
(積の微分法の公式より)

$\therefore 1 - 2h^2 \sigma^2 = 0 \rightarrow h = \frac{1}{\sqrt{2} \sigma}$ ($h > 0$ より)

$C = \frac{h \Delta}{\sqrt{\pi}}$ (注) より $C = \frac{\Delta}{\sqrt{2\pi} \sigma}$

(注) $C \equiv \frac{h \Delta}{\sqrt{\pi}}$ (8頁) であったが $n \rightarrow \infty$ にするこにより。

$\therefore y = \frac{d}{\sqrt{2\pi} \sigma} e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{x}{\sigma}\right)^2}$ ($\Delta = d$ とした。)

ここで $Y = \frac{y \sigma}{d}$ とおくと $y = \frac{d}{\sigma} Y$ より、 $x = \frac{x}{\sigma}$
(大文字の Y)
とおき、

$$Y = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2} x^2}$$

(ここで 改めて $Y \rightarrow y$ としよ)。 がとられる。
 但し すぐ上の Y とは ちがう意味として)
 (*) このおきかえは、和が。

(付記1)

上記の本では、ガウス(独 1777~1855)の1809年の論文(誤差の研究)の方法によりとありますが、

羽鳥裕久先生の「Gaussは、どのように正規分布を導いたか」(「数学の小土存旅」(近代科学社 1992刊 P139~P142)をみますとだいぶ展開の仕方が違います。それで以上のこのレポートの内容は、上記の2人の著者の方が考えたのではなかと恐われます。

(付記2)

正規分布の式を導くのに、二項分布→正規分布への説明があります。誤差の法則からより、

この方が、多いと思います。

たとえば「二項分布から正規分布へ」(田島一郎、数学セミナー 1974, 3月号。後に「数学セミナーリーディングス 確率・統計+近似・誤差」, 日本評論社 1979刊所収)

(2009.3.27 記)

(付記3)

「正規分布の

$$y = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}}$$

の式と 19↑の行目の $y = \frac{d}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x}{\sigma}\right)^2}$ の式と

を比べると、 $x = \alpha - m$ より 1 と d の違いに。

即ち $d=1$ としたものが、正規分布の式に

なります。以上の内容からいいますと、

レポートの