

Rachunek prawdopodobo- bieństwa i statystyka

Wykład 13

Pojęcie przedziału ufności

Przykład: Rozważmy pewien rzadki proces (tzn. taki którego liczba zjść podlega rozkładowi Poissona). W ciągu pewnego czasu zaobserwowano $k=3$ takie zdarzenia. Ocenić możliwy przedział liczby zdarzeń tego typu w kolejnych eksperymentach.

$$\mathcal{P}_k(\mu) = \frac{\mu^k}{k!} e^{-\mu} \quad \mathcal{E}[k] = \mu \quad \mathcal{V}[k] = \mu$$

Oszacujmy p-twa zjścia obserwowanego zdarzenia, przy różnych wartościach μ :

$$P(k \leq 3; \mu = 5) = \sum_{k=0}^3 \frac{\mu^k}{k!} e^{-\mu} \cong 0.265 \quad P(k \leq 3; \mu = 8) = \sum_{k=0}^3 \frac{\mu^k}{k!} e^{-\mu} \cong 0.042$$

$$P(k \geq 3; \mu = 1) = 1 - P(k < 3; \mu = 1) = 1 - \sum_{k=0}^2 \frac{\mu^k}{k!} e^{-\mu} \cong 0.080$$

Ustalmy p-two zjścia rozważanego zdarzenia było 95%:

$$P(k \leq 3; \mu_+) = \sum_{k=0}^3 \frac{\mu_+^k}{k!} e^{-\mu_+} = 0.025 \quad \Rightarrow \quad \mu_+ \cong 8.8$$

$$P(k \geq 3; \mu_-) = 1 - \sum_{k=0}^2 \frac{\mu_-^k}{k!} e^{-\mu_-} = 0.025 \quad \Rightarrow \quad \mu_- \cong 0.62$$

Przedział ufności na poziomie ufności 95% dla parametru μ , oparty na obserwowanej wartości $k=3$ to (0.62, 8.8).

Uwaga: Dla $k=30$ dostaniemy na tym samym poziomie ufności przedział (21.1, 42.8)

Pojęcie przedziału ufności

Przedział ufności (θ_-, θ_+) na poziomie ufności $(1 - \alpha) \cdot 100\%$ dla parametru θ wyznaczony jest przez dwa kwantyle: rzędu α_1 i $1 - \alpha_2$, ($\alpha_1 + \alpha_2 = \alpha$):

$$P(\mathbf{x} \leq x; \theta_+) = \int_{-\infty}^x f(x; \theta_+) dx = F(x; \theta_+) = \alpha_1 \quad \Rightarrow \quad \theta_+ = F^{-1}(x; \alpha_1)$$

$$P(\mathbf{x} \geq x; \theta_-) = 1 - \int_{-\infty}^x f(x; \theta_-) dx = 1 - F(x; \theta_-) = \alpha_2 \quad \Rightarrow \quad \theta_- = F^{-1}(x; 1 - \alpha_2)$$

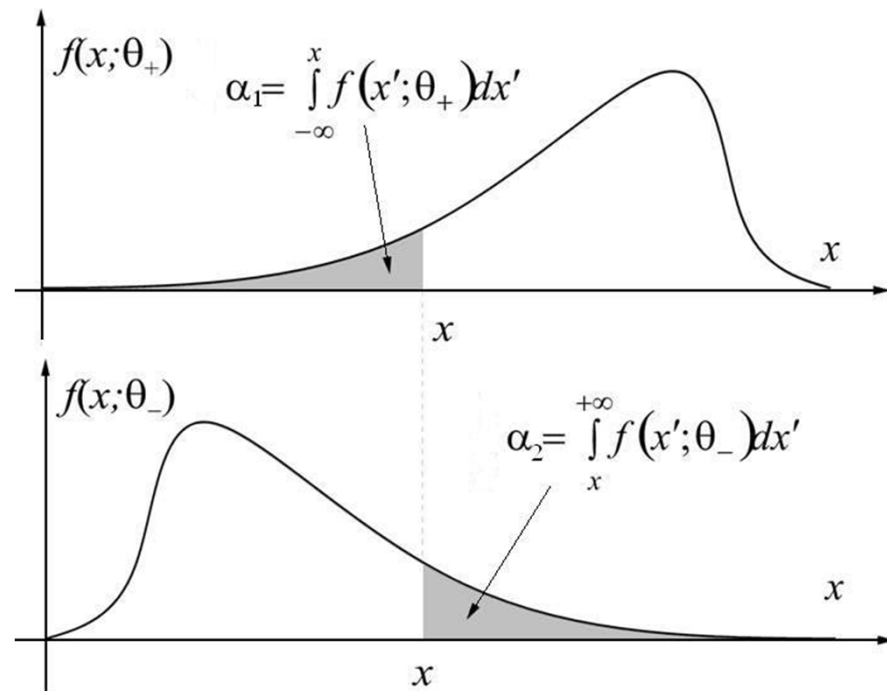
Wartości α_1 i α_2 dobieramy tak aby:

- $\theta_+ - \theta_-$ była minimalna,
- θ_- / θ_+ był najbliższy jedności,

W przypadku gdy $\alpha_1 = \alpha_2 = \frac{1}{2} \alpha$ wtedy przedział ufności nazywamy **centralnym**.

P-two pokrycia parametru θ przez przedział (θ_-, θ_+) jest równe $1 - \alpha$:

$$P(\theta_1(\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n) < \theta < \theta_2(\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n)) = 1 - \alpha$$



Losowy charakter przedziału ufności

Przykład: Rozważmy rozkład Breita-Wignera:

$$S(x; \mu, \Gamma) = \frac{1}{\pi} \frac{\frac{1}{2}\Gamma}{\left(\frac{1}{2}\Gamma\right)^2 + (x - \mu)^2}, \quad -\infty < x < \infty, \quad -\infty < \mu < \infty, \quad \Gamma > 0.$$

Dla $\Gamma=2$ mamy: $S(x; \mu, \Gamma = 2) = \frac{1}{\pi} \frac{1}{1 + (x - \mu)^2} \Rightarrow F(x) = \frac{1}{\pi} \left(\arctan(x - \mu) + \frac{\pi}{2} \right)$

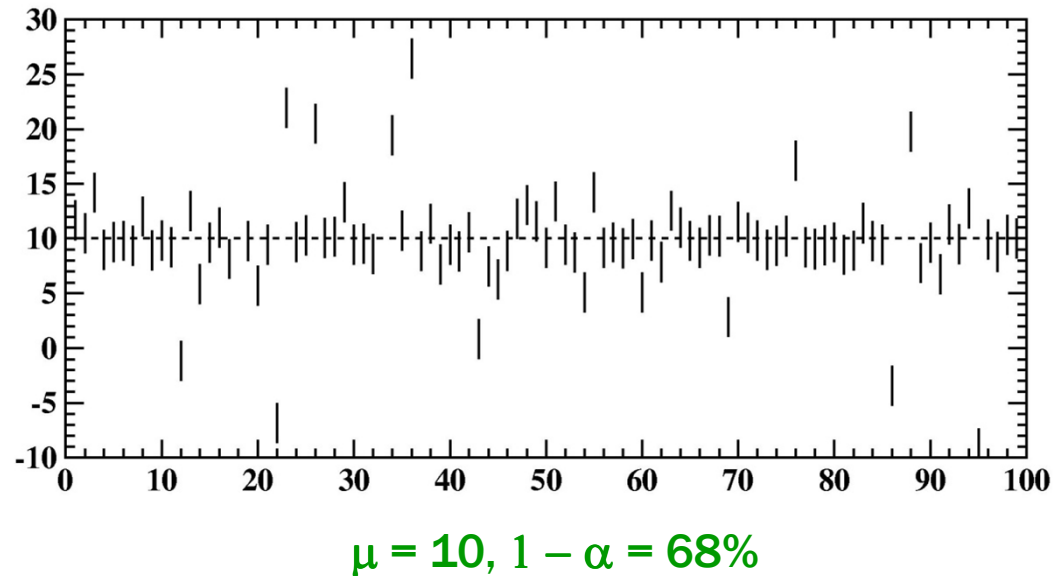
Do wygenerowania przypadków z r. B-W stosujemy metodę odwracania dystrybuanty:

$$x_i = \mu + \tan\left(\pi\left(y_i - \frac{1}{2}\right)\right)$$

gdzie y_i to wielkości wygenerowane z rozkładu płaskiego $[0,1]$.

Dla każdej x_i znajdujemy przedział ufności dla parametru μ :

$$\mu_{\pm}^{(i)} = x_i \pm \tan\left(\frac{\pi}{2}(1 - \alpha)\right)$$



Pasmo ufności

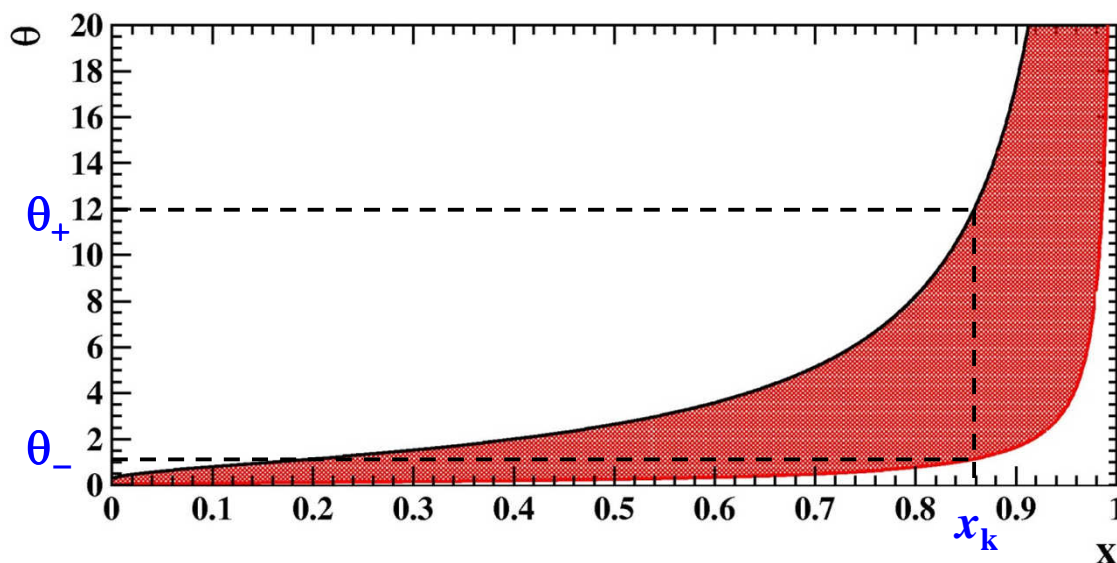
Rozważmy rozkład potęgowy, którego funkcja gęstości zależy od parametru θ :

$$f(x; \theta) = \theta x^{\theta-1} \quad 0 \leq x \leq 1 \quad \theta > 0$$

Dla ustalonego θ znajdujemy:

$$\frac{1}{2}\alpha = F(x_+; \theta) = \theta \int_0^{x_+} x^{\theta-1} dx = x_+^\theta \quad \Rightarrow \quad x_+ = \sqrt[\theta]{\frac{1}{2}\alpha}$$

$$\frac{1}{2}\alpha = 1 - F(x_-; \theta) = \theta \int_{x_-}^1 x^{\theta-1} dx = 1 - x_-^\theta \quad \Rightarrow \quad x_- = \sqrt[\theta]{1 - \frac{1}{2}\alpha}$$



Pasmo ufności pozwala odczytać przedział ufności dla parametru θ dla dowolnej wartości zmiennej x otrzymanej z pomiaru.

P. ufności dla wartości oczekiwanej

Szukamy przedziału ufności dla nieznanej wartości oczekiwanej μ populacji w której badana cecha ma rozkład normalny $\mathcal{N}(x; \mu, \sigma)$, w przypadku gdy znana jest dyspersja σ , na podstawie n -elementowej próby prostej.

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad \rightarrow \quad \mathcal{N}\left(\bar{x}; \mu, \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right)$$

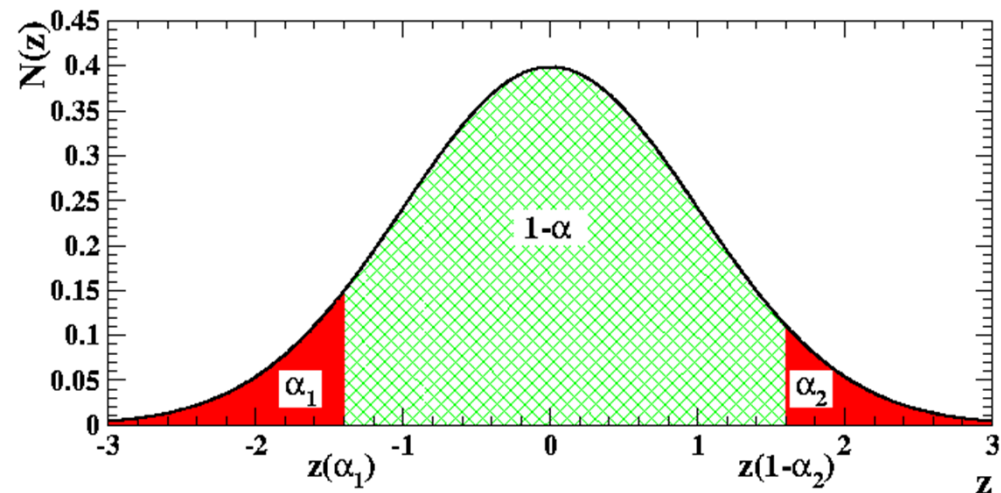
$$z = \frac{\bar{x} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \quad \rightarrow \quad \mathcal{N}(z; 0, 1)$$

Dla ustalonego $\alpha = \alpha_1 + \alpha_2$ możemy znaleźć takie wartości z_1 i z_2 aby:

$$P(z_1 < z < z_2) = F(z_2) - F(z_1) = 1 - \alpha$$

Wystarczy założyć, że $z_1 = z(\alpha_1)$ oraz $z_2 = z(1 - \alpha_2)$ są kwantylami rozkładu zmiennej losowej z rzędów, odpowiednio, α_1 oraz $1 - \alpha_2$:

$$P\left(z(\alpha_1) < \frac{\bar{x} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} < z(1 - \alpha_2)\right) = F(z(1 - \alpha_2)) - F(z(\alpha_1)) = 1 - \alpha_2 - \alpha_1 = 1 - \alpha$$



Math
Player

P. ufności dla wartości oczekiwanej

Rozwiązując nierówność w nawiasie względem parametru μ dostajemy poszukiwany przedział ufności:

$$\bar{x} - z(1 - \alpha_2) \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{x} - z(\alpha_1) \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

Przypadki szczególne:

- $\alpha_1 = 0, \alpha_2 = \alpha: z(0) = -\infty, z(1 - \alpha_2) = z(1 - \alpha)$

$$P\left(\frac{\bar{x} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} < z(1 - \alpha)\right) = 1 - \alpha \quad \mu > \bar{x} - z(1 - \alpha) \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

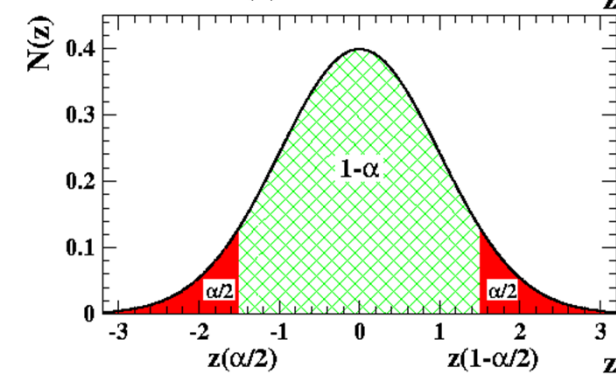
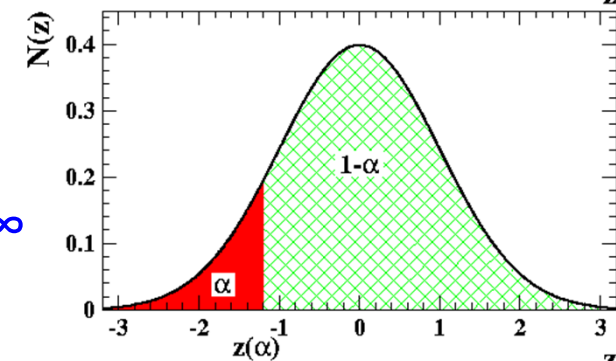
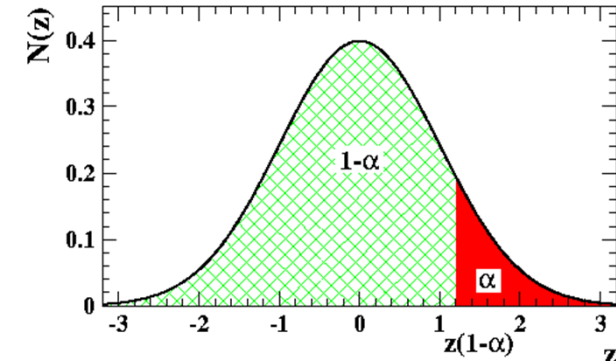
- $\alpha_1 = \alpha, \alpha_2 = 0: z(\alpha_1) = z(\alpha), z(1 - \alpha_2) = z(1) = +\infty$

$$P\left(\frac{\bar{x} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} > z(\alpha)\right) = 1 - \alpha$$

$$\mu < \bar{x} - z(\alpha) \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \bar{x} + z(1 - \alpha) \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

- $\alpha_1 = \alpha_2 = \frac{1}{2} \alpha: \bar{x} - z\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right) \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{x} - z\left(\frac{\alpha}{2}\right) \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$

$$\bar{x} - z\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right) \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{x} + z\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right) \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$



P. ufności dla parametru μ - przykład

Przykład: W losowo wybranej grupie 10 samochodów pewnej marki przeprowadzono badanie zużycia benzyny na tej samej trasie o długości 100 km. Okazało się, że średnie zużycie benzyny wynosiło 8.1 litra. Skądinąd wiadomo, że badana cecha ma rozkład normalny o dyspersji 0.8 litra. Wyznaczyć 99%-ową realizację przedziału ufności dla wartości przeciętnej zużycia paliwa na danej trasie przez samochody tej marki.

Szukamy przedziału ufności dla wartości oczekiwanej μ w sytuacji gdy znamy dyspersję σ rozkładu normalnego z którego pochodzą pomiary.

$$P\left(z\left(\frac{\alpha}{2}\right) < \frac{\bar{x} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} < z\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right)\right) = F\left(z\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right)\right) - F\left(z\left(\frac{\alpha}{2}\right)\right) = 1 - \frac{\alpha}{2} - \frac{\alpha}{2} = 1 - \alpha$$

$$\bar{x} - z\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right) \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{x} + z\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right) \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

Wielkości dane: $\bar{x} = 8.1$ $\sigma = 0.8$ $n = 10$ $\alpha = 0.01$

Z tablic odczytujemy: $z\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right) = z(0.995) = 2.58$

Szukany przedział ufności: $\mu \in (7.45, 8.75) \Rightarrow \Delta = 1.3$

Przedział ufności dla μ - nieznaną σ

Szukamy przedziału ufności dla nieznaną wartości oczekiwanej μ populacji w której badana cecha ma rozkład normalny $\mathcal{N}(x; \mu, \sigma)$, w przypadku nieznaną dyspersji σ , na podstawie n -elementowej próby prostej.

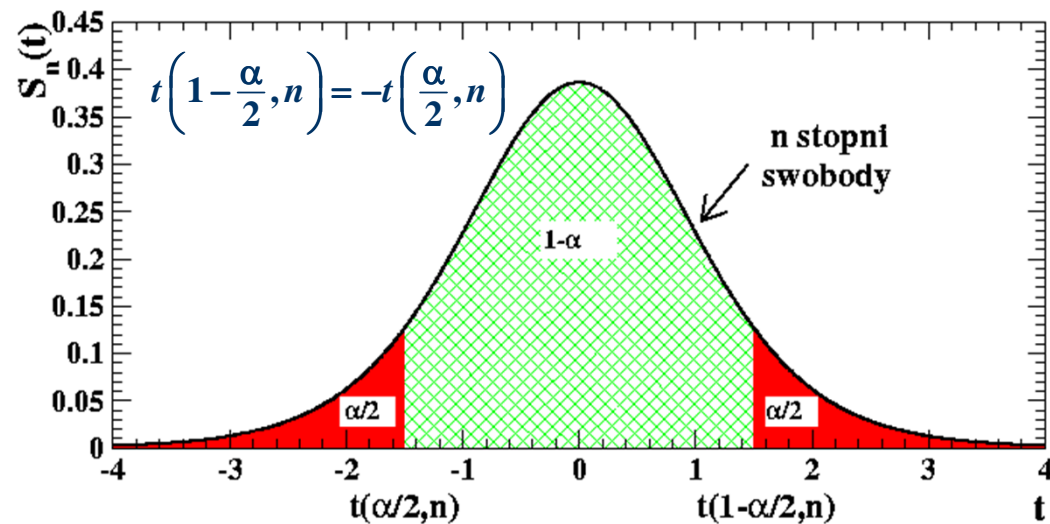
Math
Player

Wiemy, że statystyka:

$$t = \frac{\bar{x} - \mu}{s_x / \sqrt{n}}$$

podlega rozkładowi Studenta o $n-1$ stopniach swobody.

Niech $t(\alpha, n)$ będzie kwantylem rzędu α rozkładu Studenta o n stopniach swobody.



$$P\left(\left|\frac{\bar{x} - \mu}{s_x / \sqrt{n}}\right| < t\left(1 - \frac{\alpha}{2}, n - 1\right)\right) = F\left(t\left(1 - \frac{\alpha}{2}, n - 1\right)\right) - F\left(t\left(\frac{\alpha}{2}, n - 1\right)\right) = 1 - \frac{\alpha}{2} - \frac{\alpha}{2} = 1 - \alpha$$

$$\bar{x} - t\left(1 - \frac{\alpha}{2}, n - 1\right) \frac{s_x}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{x} + t\left(1 - \frac{\alpha}{2}, n - 1\right) \frac{s_x}{\sqrt{n}} \quad \Rightarrow \quad \Delta = 2t\left(1 - \frac{\alpha}{2}, n - 1\right) \frac{s_x}{\sqrt{n}}$$

P. ufności dla parametru μ - przykład

Przykład: W losowo wybranej grupie 10 samochodów pewnej marki przeprowadzono badanie zużycia benzyny na tej samej trasie o długości 100 km. Okazało się, że średnie zużycie benzyny wynosiło 8.1 litra, natomiast odchylenie standardowe wynosiło 0.8 litra. Zakładając, że badana cecha podlega rozkładowi normalnemu, wyznaczyć 99%-ową realizację przedziału ufności dla wartości przeciętnej zużycia paliwa na danej trasie przez samochody tej marki.

Szukamy przedziału ufności dla wartości oczekiwanej μ w sytuacji gdy nie znamy dyspersji σ rozkładu normalnego z którego pochodzą pomiary, a jedynie jej estymatę s_x .

$$\bar{x} - t\left(1 - \frac{\alpha}{2}, n - 1\right) \frac{s_x}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{x} + t\left(1 - \frac{\alpha}{2}, n - 1\right) \frac{s_x}{\sqrt{n}}$$

Wielkości dane: $\bar{x} = 8.1$ $s_x = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = 0.8$ $n = 10$ $\alpha = 0.01$

Z tablic odczytujemy: $t\left(1 - \frac{\alpha}{2}, n - 1\right) = t(0.995, 9) = 3.25$

Szukany przedział ufności: $\mu \in (7.23, 8.97) \Rightarrow \Delta = 1.74$

Przedział ufności dla μ - duża próbka

Założmy, że badana cecha populacji ma dowolny rozkład o nieznanym wartości oczekiwanej μ i skończonej wariancji σ^2 , oraz że mamy liczną ($n \geq 100$) próbkę losową.

Na podstawie CTG Lindeberga-Levy'ego wiemy, że statystyka $z = \frac{\bar{x} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}}$ ma asymptotyczny rozkład normalny $\mathcal{N}(z; 0, 1)$.

Ze względu na dużą próbkę, nieznaną wartość σ zastępujemy jej estymatą s_x , a szukany przedział ufności ma postać:

$$\bar{x} - z \left(1 - \frac{\alpha}{2}\right) \frac{s_x}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{x} + z \left(1 - \frac{\alpha}{2}\right) \frac{s_x}{\sqrt{n}}$$

Przykład: W celu oszacowania czasu absencji chorobowej pracowników pewnego zakładu wybrano losową grupę 100 pracowników i zanotowano liczby dni opuszczonych z powodu choroby w ciągu ostatniego roku. Na tej podstawie znaleźć 95% realizację przedziału ufności dla nieznanego wartości przeciętnej czasu absencji chorobowej wszystkich pracowników tego zakładu.

Nieobecności [dni]	0	1-3	4-6	7-9	10-15	16-24	25-30
Liczba pracowników	13	37	22	17	8	2	1

Przedział ufności dla μ - duża próbka

Wielkości dane: $n = 100$ $\alpha = 0.05$

Obliczamy: $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^7 n_i x_i = 4.875$ $s_x = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^7 n_i (x_i - \bar{x})^2} = 4.731$

Ponieważ mamy do czynienia z liczną próbką, więc szukany przedział ufności możemy wyznaczyć na podstawie:

$$\bar{x} - z\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right) \frac{s_x}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{x} + z\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right) \frac{s_x}{\sqrt{n}}$$

Z tablic odczytujemy: $z\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right) = z(0.975) = 1.96$

95%-wa realizacja przedziału ufności dla nieznannej wartości przeciętnej czasu absencji chorobowej pracowników tego zakładu to $3.95 < \mu < 5.80$

Gdybyśmy zastosowali rozkład Studenta $t\left(1 - \frac{\alpha}{2}, n - 1\right) = t(0.975, 99) = 1.98$ to otrzymalibyśmy:

$$\bar{x} - t\left(1 - \frac{\alpha}{2}, n - 1\right) \frac{s_x}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{x} + t\left(1 - \frac{\alpha}{2}, n - 1\right) \frac{s_x}{\sqrt{n}} \Rightarrow 3.94 < \mu < 5.81$$

Przedział ufności dla wariancji

Założmy, że badana cecha populacji ma rozkład normalny $\mathcal{N}(x; \mu, \sigma)$ o nieznanym parametrach μ i σ , a próbka nie jest liczna ($n < 50$).

Wiemy, że statystyka $u = \frac{(n-1)s_x^2}{\sigma^2}$ podlega rozkładowi χ^2 o $n-1$ stopniach swobody.

Korzystając z kwantyli rozkładu χ^2 znajdujemy:

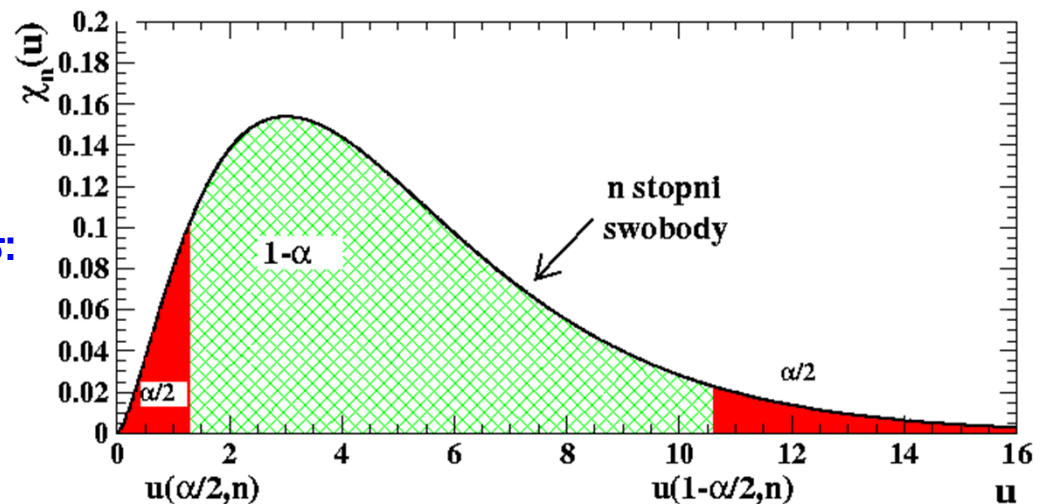
$$P\left(u\left(\frac{\alpha}{2}, n-1\right) < \frac{(n-1)s_x^2}{\sigma^2} < u\left(1-\frac{\alpha}{2}, n-1\right)\right) = 1-\alpha$$

a stąd przedziały ufności dla σ^2 :

$$\frac{(n-1)s_x^2}{u\left(1-\frac{\alpha}{2}, n-1\right)} < \sigma^2 < \frac{(n-1)s_x^2}{u\left(\frac{\alpha}{2}, n-1\right)}$$

oraz dla odchylenia standardowego σ :

$$\sqrt{\frac{n-1}{u\left(1-\frac{\alpha}{2}, n-1\right)}} s_x < \sigma < \sqrt{\frac{n-1}{u\left(\frac{\alpha}{2}, n-1\right)}} s_x$$



Przedział ufności dla wariancji

Przykład: Wykonano pomiary pewnej wielkości uzyskując następujące wyniki: 87, 102, 119, 81, 97, 93, 100, 114, 99, 100, 113, 93, 95, 85, 123, 99. Zakładając, że pomiary tej wielkości podlegają rozkładowi normalnemu, znajdź 90% realizacje przedziałów ufności dla wariancji i odchylenia standardowego.

Wielkości dane: $n = 16$ $\alpha = 0.10$

Obliczamy: $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = 100$ $s_x = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \cong 12$

Z tablic odczytujemy: $u\left(\frac{\alpha}{2}, n-1\right) = u(0.05, 15) = 7.261$

$$u\left(1 - \frac{\alpha}{2}, n-1\right) = u(0.95, 15) = 24.996$$

90%-ową realizacją przedziału ufności dla wariancji jest:

$$\frac{15 \times 12^2}{24.996} < \sigma^2 < \frac{15 \times 12^2}{7.261}$$

A stąd: $86.41 < \sigma^2 < 297.48$ oraz $9.3 < \sigma < 17.2$

P. ufności dla wariancji – duża próbka

Założmy, że badana cecha populacji ma rozkład normalny $\mathcal{N}(x; \mu, \sigma)$ o nieznanym parametrach μ i σ , a próbka jest liczna ($n \geq 50$).

W tym przypadku korzystamy z faktu, że statystyka:

$$\sqrt{2\chi^2} = \sqrt{2 \frac{(n-1)s_x^2}{\sigma^2}} = \frac{s_x}{\sigma} \sqrt{2(n-1)}$$

ma w przybliżeniu rozkład normalny $\mathcal{N}\left(x; \sqrt{2n-3}, 1\right)$

Przedział ufności dla nieznanego odchylenia standardowego znajdujemy z warunku:

$$P\left(\sqrt{2n-3} - z\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right) < \frac{s_x}{\sigma} \sqrt{2(n-1)} < \sqrt{2n-3} + z\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right)\right) = 1 - \alpha$$

Rozwiązując powyższą nierówność otrzymujemy:

$$\frac{s_x \sqrt{2(n-1)}}{\sqrt{2n-3} + z\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right)} < \sigma < \frac{s_x \sqrt{2(n-1)}}{\sqrt{2n-3} - z\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right)}$$

Obszar ufności dla parametrów μ i σ

Założmy, że badana cecha populacji ma rozkład normalny $\mathcal{N}(x; \mu, \sigma)$ o nieznanach parametrach μ i σ . Chcemy przeprowadzić jednoczesną estymację przedziałową obu parametrów.

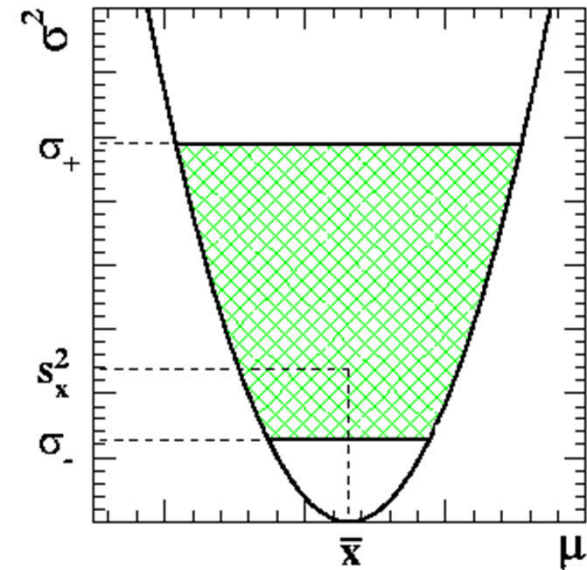
$$\mathbf{P}\left(z_- \leq \frac{\bar{x} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \leq z_+, u_- \leq \frac{(n-1)s_x^2}{\sigma^2} \leq u_+\right) = \mathbf{P}\left(z_- \leq \frac{\bar{x} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \leq z_+\right) \mathbf{P}\left(u_- \leq \frac{(n-1)s_x^2}{\sigma^2} \leq u_+\right) = 1 - \alpha$$

$$u_- = u\left(\frac{\alpha}{4}, n-1\right) \qquad u_+ = u\left(1 - \frac{\alpha}{4}, n-1\right)$$

$$z \equiv z_+ = z\left(1 - \frac{\alpha}{4}\right) = -z\left(\frac{\alpha}{4}\right) = -z_-$$

$$\mathbf{P}\left(z_- \leq \frac{\bar{x} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \leq z_+\right) = \sqrt{1 - \alpha} \cong 1 - \frac{\alpha}{2}$$

$$\mathbf{P}\left(u_- \leq \frac{(n-1)s_x^2}{\sigma^2} \leq u_+\right) = \sqrt{1 - \alpha} \cong 1 - \frac{\alpha}{2}$$



$$\sigma_{\pm}^2 = \frac{(n-1)s_x^2}{u_{\mp}} \qquad \text{oraz} \qquad \left| \frac{\bar{x} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \right| \leq z \qquad \Rightarrow \qquad \sigma^2 \geq \frac{n(\bar{x} - \mu)^2}{z^2}$$

Obszar ufności dla parametrów μ i σ

Przykład: Zmierzono średnice 51 drzew wybranych losowo z lasu sosnowego i otrzymano średnią średnicę 37.3 cm oraz wariancję 13.77 cm². Zakładając, że średnice drzew mają rozkład normalny, wyznaczyć 90%-ową realizację zbioru ufności dla wartości przeciętnej i wariancji średnicy drzewa z tego lasu.

Wielkości dane: $n = 51$ $\alpha = 0.10$

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = 37.3 \text{ cm} \qquad s_x^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = 13.77 \text{ cm}^2$$

Wyznaczamy wartości odpowiednich kwantyli:

$$u_- = u\left(\frac{\alpha}{4}, n-1\right) = u(0.025, 50) = 32.357 \qquad z = z\left(1 - \frac{\alpha}{4}\right) = z(0.975) = 1.96$$
$$u_+ = u\left(1 - \frac{\alpha}{4}, n-1\right) = u(0.975, 50) = 71.420$$

90%-owa realizacja zbioru ufności dla wartości przeciętnej i wariancji średnicy drzewa dana jest przez:

$$\sigma_-^2 = \frac{(n-1)s_x^2}{u_+} = 9.64 \text{ cm}^2 \qquad \sigma_+^2 = \frac{(n-1)s_x^2}{u_-} = 21.28 \text{ cm}^2$$
$$\sigma^2 \geq \frac{n(\bar{x} - \mu)^2}{z^2} = 13.28 \times (37.3 - \mu)^2$$

Estymacja parametru p rozkładu $\mathcal{B}_k(N,p)$

Przykład: Spośród $n = 100$ wirów w wannie zaobserwowano $k = 43$ wiry zgodne z kierunkiem ruchu wskazówek zegara. Znajdź przedział ufności na poziomie ufności 95% dla parametru p rozkładu dwumianowego z tych danych.

$$P(k \leq 43; p_+, n = 100) = \sum_{k=0}^{43} \binom{100}{k} p_+^k (1 - p_+)^{100-k} = 0.025 \quad \Rightarrow \quad p_+ \approx 0.533$$

$$P(k \geq 43; p_-, n = 100) = \sum_{k=43}^{100} \binom{100}{k} p_-^k (1 - p_-)^{100-k} = 0.025 \quad \Rightarrow \quad p_- \approx 0.332$$

A więc przedział ufności dla parametru p na poziomie ufności $1 - \alpha = 95\%$ dany jest przez $(0.332, 0.553)$ i obejmuje $p=0.5$, co oznacza, że żaden kierunek wiru nie jest uprzywilejowany.

Estymacja parametru p rozkładu $\mathcal{B}_k(N,p)$

Chcemy znaleźć przedział ufności na poziomie $1-\alpha$ dla parametru p rozkładu dwumianowego $\mathcal{B}_k(N,p)$, przy znanym parametrze N , jeśli próbka danych licząca n liczb jest na tyle duża ($n \geq 100$) że możemy odwołać się do centralnego twierdzenia granicznego ($\mu = Np$ $\sigma = \sqrt{Np(1-p)}$).

$$\mathcal{B}_{k_i}(N,p) = \binom{N}{k_i} p^{k_i} (1-p)^{N-k_i} \quad k = \sum_{i=1}^n k_i \quad \bar{k} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n k_i$$

Stosujemy CTG przybliżając rozkład dwumianowy rozkładem Gaussa:

$$\mathbf{P} \left(\left| \frac{\bar{k} - Np}{\sqrt{Np(1-p)} / \sqrt{n}} \right| \leq z \left(1 - \frac{\alpha}{2} \right) \right) = 1 - \alpha \quad \Rightarrow \quad \left(\frac{\bar{k} - Np_{\pm}}{\sqrt{Np_{\pm}(1-p_{\pm})} / \sqrt{n}} \right)^2 = z^2$$

Rozwiązujemy równanie kwadratowe względem p :

$$(nN + z^2)p^2 - (2n\bar{k} + z^2)p + \frac{n}{N}\bar{k}^2 = 0$$

$$\Delta = 4n^2\bar{k}^2 + 4nz^2\bar{k} + z^4 - 4n^2\bar{k}^2 - 4z^2 \frac{n}{N}\bar{k}^2 = 4z^2 \left[n\bar{k} \left(1 - \frac{\bar{k}}{N} \right) + \frac{z^2}{4} \right]$$

Estymacja parametru p rozkładu $\mathcal{B}_k(N,p)$

Poszukiwany przedział ufności na poziomie $1-\alpha$ dany jest przez:

$$\begin{aligned} p_{\pm} &= \frac{2n\bar{k} + z^2 \pm 2z\sqrt{n\bar{k}\left(1-\bar{k}/N\right) + z^2/4}}{2(nN + z^2)} = \\ &= \left(1 + \frac{z^2}{nN}\right)^{-1} \left(\frac{\bar{k}}{N} + \frac{z^2}{2nN} \pm z\sqrt{\frac{1}{nN} \frac{\bar{k}}{N} \left(1 - \frac{\bar{k}}{N}\right) + \frac{z^2}{4(nN)^2}} \right) \cong \\ &\cong \left\| z^2 \ll nN \right\| \cong \frac{\bar{k}}{N} \pm z\sqrt{\frac{1}{nN} \frac{\bar{k}}{N} \left(1 - \frac{\bar{k}}{N}\right)} \end{aligned}$$

Przykład: Wśród 350 wybranych losowo wyrobów znaleziono 31 wyrobów wadliwych.

Wykorzystując wynik badania kontrolnego podać 95%-ową realizację przedziału ufności dla frakcji wyrobów dobrych w całej partii wyprodukowanych wyrobów.

$$n = 1 \quad N = 350 \quad k = 350 - 31 = 319$$

$$\alpha = 0.05 \quad z\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right) = z(0.975) = 1.96$$

$$p_- \cong 0.88$$

$$p_+ \cong 0.94$$