

Opis problema

Imamo kavomat. Zanima nas, kolikšen je „v povprečju“ volumen ene skodelice kave (espresso), ki jo kavomat servira.



Statistična formulacija problema

- Slučajni eksperiment: (plačamo in) pritisnemo na gumb.
- Množica izidov Ω : skodelice s kavo (količina variira).
- Numerična kvalifikacija izida slučajnega eksperimenta?

Slučajna spremenljivka $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$,
 $X(\text{skodelica kave}) = \text{volumen}$.

- **Kaj nas zanima?**

Matematično upanje $E(X)$.

Vzorčenje

1. primer, izpeljava vzorčenja

Kako bomo ocenili pričakovano vrednost?

S pomočjo **vzorca** neke velikosti, ki jo označimo n .

- ❶ Pritisnemo gumb, dobimo skodelico kave ω_1 .

Pišemo $X_1(\text{vzorec}) = X(\omega_1)$.

- ❷ Pritisnemo gumb, dobimo skodelico kave ω_2 .

Pišemo $X_2(\text{vzorec}) = X(\omega_2)$.

...

- ❸ Pritisnemo gumb, dobimo skodelico kave ω_n .

Pišemo $X_n(\text{vzorec}) = X(\omega_n)$.

Formalno gledano smo dobili slučajne spremenljivke X_1, X_2, \dots, X_n , ki so vse definirane na prostoru vzorcev velikosti n .

Kako bomo ocenili pričakovano vrednost? **Z vzorčnim povprečjem!**

Vzorčenje

1. primer, ocena matematičnega upanja

Vzorčno povprečje ...

... je spet slučajna spremenljivka. Pišemo $\bar{X}: \{\text{vzorci}\} \rightarrow \mathbb{R}$,
$$\bar{X} = \frac{1}{n}(X_1 + X_2 + \cdots + X_n).$$



Cenilka

Slučajni spremenljivki, ki na podlagi **vzorca** ocenjuje neki parameter, ki nas zanima, pravimo **cenilka**.



Nepristranskost

Cenilka $T: \{\text{vzorci}\} \rightarrow \mathbb{R}$ je **nepristranska**, če je matematično upanje $E(T)$ enako parametru, ki ga ocenujemo.

Ali je vzorčno povprečje \bar{X} nepristranska cenilka za matematično upanje?

Vzorčenje

1. primer, vprašanje nepristranskosti matematičnega upanja

Oglejmo si porazdelitev slučajne spremenljivke X_1

Naj bo J interval (recimo $J = (a, b)$ ali $J = (a, b]$, kjer $a \in \mathbb{R}$ ali $a = -\infty$ ter $b \in \mathbb{R}$). Zanima nas $P(X_1 \in J)$.

Na katerem verjetnostnem prostoru je že definirana X_1 ?

Na prostoru vseh vzorcev velikosti n , torej

$$\mathbb{S} = \{(\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_n) \mid \omega_i \in \Omega\} = \Omega^n.$$

Ker je $X_1(\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_n) = X(\omega_1)$, je $P(X_1 \in J) = P(X \in J)$ oziroma, precizneje,

$$P(X_1 \in J) = P\left(\{(\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_n) \mid X_1(\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_n) \in J\}\right).$$

Gre torej za verjetnost dogodka $X^{-1}(J) \times \Omega \times \Omega \times \dots \times \Omega$.

Z uporabo produktne verjetnosti sledi

$$P_{\mathbb{S}}(X^{-1}(J) \times \Omega \times \Omega \times \dots \times \Omega) = P_{\Omega}(X^{-1}(J)) \cdot P_{\Omega}(\Omega) \dots P_{\Omega}(\Omega).$$

Vzorčenje

1. primer, vprašanje nepristranskosti matematičnega upanja

V vsakem primeru torej velja:

$$P_{\mathbb{S}}(X_1 \in J) = P_{\Omega}(X \in J)$$

za vse intervale J .



Kaj to pomeni?

Slučajna spremenljivka X_1 je enako porazdeljena kot slučajna spremenljivka X . Posebej, velja $E(X_1) = E(X)$.



Z enakim premislekom vidimo, da so X_1, X_2, \dots, X_n vse enako porazdeljene in vse porazdeljene kot X .



Posledično:

$$E(\bar{X}) = E\left(\frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n}{n}\right) = \frac{E(X_1) + E(X_2) + \dots + E(X_n)}{n} = E(X).$$

Vzorčenje

1. primer, primerjava nepristranskih cenilk

Oglejmo si še cenilko

$$T = \frac{X_1 + X_3 + X_5 + \cdots + X_{n \text{ ali } n-1}}{n/2 \text{ ali } (n+1)/2} = \frac{X_1 + X_3 + \cdots + X_{2 \cdot \lceil n/2 \rceil + 1}}{\lceil n/2 \rceil}.$$

Tudi T je nepristranska.



Katera je boljša, \bar{X} ali T ?



Definicija

Naj bosta T in U dve nepristranski cenilki za „parameter“ $\vartheta \in \mathbb{R}$, ki je povezan z opazovano slučajno spremenljivko X . Tedaj ima U **enakomerno manjšo disperzijo** od T , če velja

$$D(U) \leq D(T)$$

za vse možne porazdelitve za X .

Diskurz: disperzija neodvisnih slučajnih spremenljivk

Neodvisnost slučajnih spremenljivk

- X in Y sta neodvisni s.s., če za vse (primerne) A in B velja
 $P(X \in A \text{ in } Y \in B) = P(X \in A) \cdot P(Y \in B).$
- Če sta X in Y neodvisni, velja $E(X \cdot Y) = E(X) \cdot E(Y).$
- X_1, X_2, \dots, X_n so parome neodvisne, če
sta X_i in X_j neodvisni za vsak par $i \neq j.$



Če so X_1, X_2, \dots, X_n paroma neodvisne, velja

$$D(X_1 + X_2 + \cdots + X_n) = D(X_1) + \cdots + D(X_n).$$



Dokaz je dovolj napraviti za dve:

$$\begin{aligned} D(X + Y) &= E((X + Y)^2) - E(X + Y)^2 \\ &= E(X^2) + 2E(X \cdot Y) + E(Y^2) - E(X)^2 - 2E(X) \cdot E(Y) - E(Y)^2 \\ &= D(X) + D(Y). \end{aligned}$$

Vzorčenje

1. primer, vrnitev k primerjavi cenilk nepristranskih \bar{X} ter T

$$T = \frac{X_1 + X_3 + \cdots + X_{2 \cdot \lceil n/2 \rceil + 1}}{\lceil n/2 \rceil}.$$



Podobno kot zgoraj računamo:

$$\begin{aligned} P(X_1 \in I \text{ in } X_2 \in J) &= P_{\mathbb{S}}(X^{-1}(I) \times X^{-1}(J) \times \Omega \times \cdots \times \Omega) \\ &= P_{\Omega}(X \in I) \cdot P_{\Omega}(X \in J) = (\text{že vemo}) P_{\mathbb{S}}(X_1 \in I) \cdot P_{\mathbb{S}}(X_2 \in J). \\ \text{Sklenemo: } P_{\mathbb{S}}(X_1 \in I \text{ in } X_2 \in J) &= P_{\mathbb{S}}(X_1 \in I) \cdot P_{\mathbb{S}}(X_2 \in J). \end{aligned}$$



Torej sta X_1 in X_2 neodvisni. Podobno za katerikoli par $i \neq j$ dokažemo, da sta X_i in X_j neodvisni.



Končno sledi:

- $D(\bar{X}) = D\left(\frac{X_1 + \cdots + X_n}{n}\right) = \frac{1}{n^2} D(X_1 + \cdots + X_n) = \frac{1}{n^2} \cdot n D(X) = \frac{D(X)}{n}.$
- Podobno: $D(T) = D(X)/\lceil n/2 \rceil.$

Opis problema

Zanima nas delež tistih uporabnikov mobilne telefonije ponudnika A, ki so zadovoljni s storitvami, ki jih koristijo (in plačujejo).

Statistična formulacija problema

- Slučajni eksperiment: izberemo (ali naletimo na) naključnega uporabnika.
- Množica izidov Ω : vsi uporabniki.
- Numerična kvalifikacija izida slučajnega eksperimenta?

Slučajna spremenljivka $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$,

$$X(\text{uporabnik}) = \begin{cases} 1, & \text{če je zadovoljen,} \\ 0, & \text{če je nezadovoljen.} \end{cases}$$

- **Kaj nas zanima?**

Matematično upanje $E(X)$!

Bernoullijseva slučajna spremenljivka ...

... je slučajna spremenljivka X z vrednostma 1 in 0.

- Pišemo $p = P(X = 1)$. Tedaj avtomično $1 - p = P(X = 0)$.
- $E(X) = 1 \cdot p + 0 \cdot (1 - p) = p$.
- Bernoullijseva spremenljivka je porazdeljena kot $\text{Bin}(1, p)$.



Ponovimo

Če izide nekega slučajnega eksperimenta lahko razdelimo na „ugodne“ in „neugodne“, je delež ugodnih izidov enak matematičnemu upanju Bernoullijseve slučajne spremenlivke X , za katero

$$X(\text{ugoden izid}) = 1 \text{ in } X(\text{neugoden izid}) = 0.$$

Vzorčenje

2. primer, izpeljava vzorčenja

Vrnimo se k našim (ne)zadovoljnim uporabnikom mobilnih storitev.

Kako bomo ocenili matematično upanje?

S pomočjo **vzorca** neke velikosti, ki jo označimo n .

Kaj najprej naredimo?

Naključno izberemo n različnih uporabnikov $\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_n$.

- ① Beležimo $X_1(\text{vzorec}) = X(\omega_1)$ (ena ali nič).
- ② Beležimo $X_2(\text{vzorec}) = X(\omega_2)$ (ena ali nič).
- ...
- ⑥ Beležimo $X_n(\text{vzorec}) = X(\omega_n)$ (ena ali nič).

Formalno gledano smo dobili slučajne spremenljivke X_1, X_2, \dots, X_n , ki so vse definirane na prostoru vzorcev velikosti n .

Kako bomo ocenili matematično upanje? **Z vzorčnim povprečjem!**

Vzorčenje: 3. primer

Opis problema

Eden od naših zaposlenih strankam nudi podporo na domu.
Zanima nas delež njegovih storitev, ki so ocenjene zadovoljivo.
(Poudarek je na storitvah: k isti stranki gre lahko pogosto.)

Kako bomo delež ocenili?

Izbrali bomo vzorec n njegovih storitev $\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_n$.

Slučajni eksperiment je tu $X: \Omega \rightarrow \{0, 1\}$, kjer je Ω množica vseh možnih storitev, ki jih mora opraviti. Gre za Bernoullijevo slučajno spremenljivko. Oceniti želimo $E(X)$. Podobno kot prej:

- ① $X_1(\text{vzorec}) = X(\omega_1)$ (ena ali nič),
- ② $X_2(\text{vzorec}) = X(\omega_2)$ (ena ali nič),
- ...
- ④ $X_n(\text{vzorec}) = X(\omega_n)$ (ena ali nič).

Cenilka za delež je vzorčno povprečje $\bar{X} = \frac{1}{n}(X_1 + X_2 + \dots + X_n)$.

Poizkusimo izračunati kar verjetnostne porazdelitve.

Zadovoljstvo uporabnikov mobilnih storitev

- Recimo, da je vseh uporabnikov natanko N .
- Predpostavimo, da je od teh $M = N \cdot p$ zadovoljnih.
- Kolikšna je verjetnost, da je v vzorcu n različnih uporabnikov natanko k zadovoljnih (tu je $k \leq n$ in $k \leq M$)?

Gre za
$$\frac{\binom{M}{k} \cdot \binom{N-M}{n-k}}{\binom{N}{n}}$$
.

- To je **hipergeometrična porazdelitev**.
- Možne vrednosti vzorčnega povprečja so $0, \frac{1}{n}, \frac{2}{n}, \dots, \frac{\min\{n, M\}}{n}$ in $P(\bar{X} = \frac{k}{n}) = \frac{\binom{M}{k} \cdot \binom{N-M}{n-k}}{\binom{N}{n}}$.

Zadovoljstvo s storitvami našega zaposlenega

- Recimo, da je delež storitev, ki so ocenjene kot zadovoljive, natanko p .
- Kolikšna je verjetnost, da bo v vzorcu n storitev natanko k ocenjenih kot zadovoljivih (tu je $k \leq n$)?

Gre za $\binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$.

- To je **binomska porazdelitev**.
- Možne vrednosti vzorčnega povprečja so $0, \frac{1}{n}, \frac{2}{n}, \dots, \frac{n}{n} = 1$ in
 $P(\bar{X} = \frac{k}{n}) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$.

Kaj pa kavomat?

- Ni tako preprosto 
- Vsekakor gre za **zvezno porazdeljeno slučajno spremenljivko**.

- Privzamemo, da

$P(\bar{X} \in (a, b)) = P(X_1 + \dots + X_n \in (na, nb)) = \int_a^b g(t) dt$,
kjer je $g(t)$ porazdelitvena gostota vsote $X_1 + X_2 + \dots + X_n$.

- Velja 

$$g(t) = \int_{\mathbb{R}} \dots \int_{\mathbb{R}} f(x_1) \dots f(x_{n-1}) f(t - \sum_{i=1}^{n-1} x_i) dx_1 x_2 \dots x_{n-1}.$$

- Če je X normalno porazdeljena slučajna spremenljivka,
 $X \sim N(\mu, \sigma)$, je $X_1 + X_2 + \dots + X_n \sim N(n\mu, \sigma\sqrt{n})$ in
 $\bar{X} \sim N(\mu, \sigma/\sqrt{n})$. 

Vzorčenje s ponavljanjem, brez ponavljanja

Komponente slučajnega vzorca

Slučajne spremenljivke X_1, X_2, \dots, X_n , za katere velja

$$X_i(\text{vzorec}) = X(\omega_i),$$

imenujemo **komponente slučajnega vzorca**.

Vzorčenje s ponavljanjem

Kadar so komponente slučajnega vzorca **neodvisne druga od druge** (izid ω_i je dobljen neodvisno od izidov $\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_{i-1}$ in je lahko enak kateremu od njih), pravimo, da gre za **vzorčenje s ponavljanjem**).

Vzorčenje brez ponavljanja

Kadar je Ω končna množica in zahtevamo, da so izidi $\omega_1, \dots, \omega_n$ vsi **različni**, pravimo, da gre za **vzorčenje brez ponavljanja**).

Disperzija neodvisnih slučajnih spremenljivk

Neodvisnost slučajnih spremenljivk

- X in Y sta neodvisni s.s., če za vse A in B velja

$$P(X \in A \text{ in } Y \in B) = P(X \in A) \cdot P(Y \in B).$$

- X_1, \dots, X_n so neodvisne, če velja

$$P(X_1 \in A_1 \text{ in } \dots X_n \in A_n) = P(X_1 \in A_1) \cdots P(X_n \in A_n).$$

Disperzija neodvisnih spremenljivk

Če so X_1, X_2, \dots, X_n neodvisne, velja

$$D(X_1 + X_2 + \cdots + X_n) = D(X_1) + \cdots + D(X_n).$$

Disperzija cenilke za matematično upanje

$D(\bar{X})$ za vzorčenje s ponavljanjem

$$D(\bar{X}) = \frac{1}{n^2} (D(X_1) + \cdots + D(X_n)) = \frac{n}{n^2} D(X) = \frac{D(X)}{n}.$$

Če pišemo $\sigma_X = \sqrt{D(X)}$, je $\sigma_{\bar{X}} = \frac{\sigma_X}{\sqrt{n}}$.



$D(\bar{X})$ za vzorčenje brez ponavljanja

$$D(\bar{X}) = \frac{D(X)}{n} \left(1 - \frac{n-1}{N-1}\right) = \frac{\sigma_X^2}{n} \left(1 - \frac{n-1}{N-1}\right),$$

kjer je N število elementov množice Ω .

Opis problema

Eden od naših zaposlenih strankam nudi podporo na domu.
Zanima nas delež njegovih storitev, ki so ocenjene zadovoljivo.
(Poudarek je na storitvah: k isti stranki gre lahko pogosto.)

Statistična formulacija problema

- Slučajni eksperiment: „izberemo“ storitev (zaposleni jo stori).
- Množica izidov Ω : vse potencialno mogoče storitve.
- Numerična kvalifikacija izida slučajnega eksperimenta?

Slučajna spremenljivka $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$,

$$X(\text{storitev}) = ? \begin{cases} 1, & \text{če je storitev zadovoljiva,} \\ 0, & \text{če je nezadovoljiva.} \end{cases}$$

- **Kaj nas zanima?**

Matematično upanje $E(X)!$

Vzorčenje in modeliranje

Ponovitev: Bernoullijeva slučajna spremenljivka

Bernoullijeva slučajna spremenljivka ...

... je slučajna spremenljivka X z vrednostma 1 in 0.

- Pišemo $p = P(X = 1)$. Tedaj $1 - p = P(X = 0)$ in $E(X) = p$.
- Označimo $X \sim B(1, p)$.

Povzemimo

Če izide nekega slučajnega eksperimenta lahko razdelimo na „ugodne“ in „neugodne“, je delež ugodnih izidov enak mat. upanju Bernoullijeve slučajne spremenljivke X , za katero:

$$X(\text{ugoden izid}) = 1 \text{ in } X(\text{neugoden izid}) = 0.$$

Modeliranje je določanje možnih porazdelitev za dani slučajni eksperiment. Če ima naš eksperiment Bernoullijevu porazdelitev (za neki neznani parameter $p \in (0, 1)$), pravimo, da gre za **Bernoullijev model**.

Vzorčenje in modeliranje

2. primer, izpeljava vzorčenja

Vrnimo se k (ne)zadovoljivim storitvam zaposlenega v podpori.

Kako bomo ocenili matematično upanje?

S pomočjo **vzorca** neke velikosti, ki jo označimo n .

Kako? **Naključno izberemo n storitev $\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_n$.**

- ① Beležimo $X_1(\text{vzorec}) = X(\omega_1)$ (ena ali nič).
- ② Beležimo $X_2(\text{vzorec}) = X(\omega_2)$ (ena ali nič).
- ...
- ⑥ Beležimo $X_n(\text{vzorec}) = X(\omega_n)$ (ena ali nič).

Formalno gledano smo dobili slučajne spremenljivke X_1, X_2, \dots, X_n , ki so vse definirane na prostoru vzorcev velikosti n .

Kako bomo ocenili matematično upanje $E(X) = p$?

Z vzorčnim povprečjem!

Problem „točkovne ocene“

- Recimo, da napravimo vzorec 10 storitev.
- Naj bo k število zadovoljivih storitev.
- Ocena za iskani delež je torej $\frac{k}{10}$.

V razmislek

Denimo, da dejanski p znaša 0.75.

Ali imamo kakšne možnosti, da bomo z oceno oblike $\frac{k}{10}$ točni??

Rešitev?

„Intervalska“ ocena: $p \in [k/10 - \text{nekaj}, k/10 + \text{nekaj}]$.

Predlogi? Poizkusimo z intervalsko oceno

„ $p \in [k/10 - 1/10, k/10 + 1/10]$.“

Kaj nas zanima?

Kako „točna“ je naša intervalska ocena!

Intervali zaupanja

Naivni interval zaupanja za delež: stopnja zaupanja

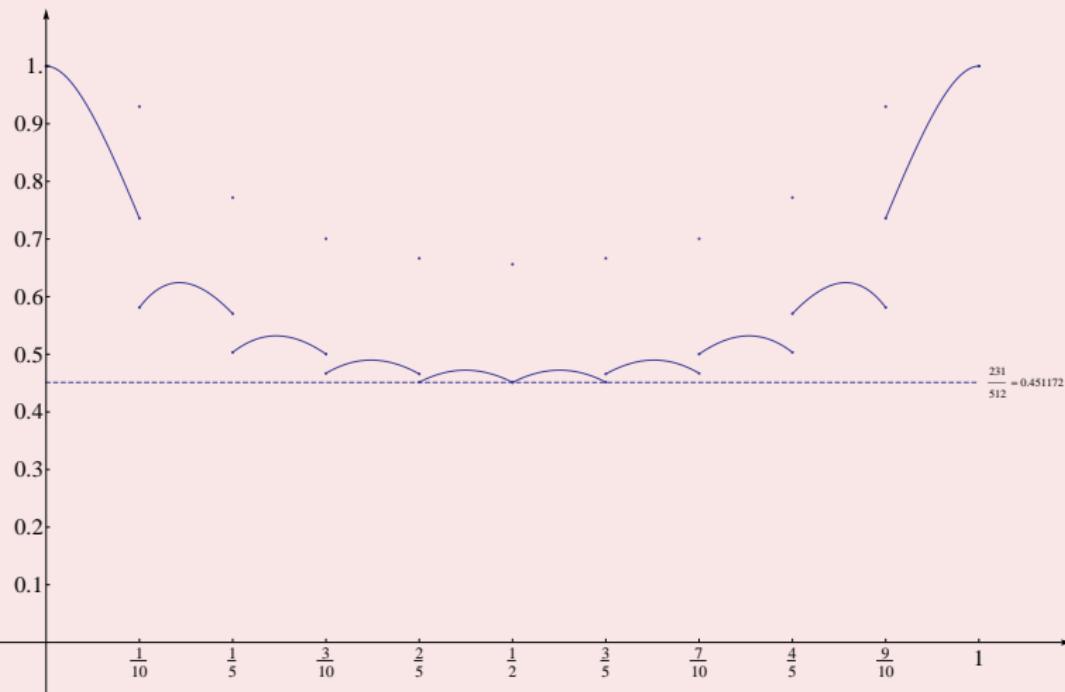
Stopnja zaupanja?

k	<i>interval</i>	$p = 0.1$	$p = 0.25$	$p = 0.5$	$p = 0.75$	$p = 0.9$
0	[-.1, .1]	0.349	0.056	0.000	0.000	0.000
1	[0, .2]	0.387	0.188	0.010	0.000	0.000
2	[.1, .3]	0.194	0.282	0.044	0.000	0.000
3	[.2, .4]	0.057	0.250	0.117	0.003	0.000
4	[.3, .5]	0.011	0.146	0.205	0.016	0.000
5	[.4, .6]	0.001	0.058	0.246	0.058	0.001
6	[.5, .7]	0.000	0.016	0.205	0.146	0.011
7	[.6, .8]	0.000	0.003	0.117	0.250	0.057
8	[.7, .9]	0.000	0.000	0.044	0.282	0.194
9	[.8, 1]	0.000	0.000	0.010	0.188	0.387
10	[.9, 1.1]	0.000	0.000	0.000	0.056	0.349
<i>pokritost</i>		0.930	0.532	0.656	0.532	0.930

Intervali zaupanja

Naivni interval zaupanja za delež: pokritost

Graf pokritosti



Interval zaupanja: uvodna definicija

Uvodna definicija

Zanima nas mat. upanje $E(X)$ naše slučajne spremenljivke.

Naj bo velikost vzorca n in naj bo $\beta \in (0, 1)$ primerno (dovolj „veliko“) število.

Definicija: Interval zaupanja za $E(X)$ stopnje zaupanja β za vzorce velikosti n sestavlja taki merljivi funkciji vzorca

$$L: \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}, \quad U: \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R},$$

za kateri velja

$$P\left(L(X_1, X_2, \dots, X_n) \leq E(X) \leq U(X_1, X_2, \dots, X_n)\right) \geq \beta$$

za vse „možne porazdelitve“ eksperimenta X .

Pravimo tudi, da je interval zaupanja prireditev

$$\vec{X} \mapsto [L(\vec{X}), U(\vec{X})].$$

V tem smislu je interval zaupanja **slučajni interval**.

Kakšen je naš naivni interval zaupanja $[k/10 - 1/10, k/10 + 1/10]$?

Ima stopnjo zaupanja približno 0.45.

Izrek

Naj velja $P(N(0, 1) \in (a, b)) = P(Z \in (a, b)) = \beta$.

Slučajni interval (za vzorec velikosti n)

$$\vec{X} = (X_1, \dots, X_n) \mapsto [\bar{X} - b \cdot \sigma / \sqrt{n}, \bar{X} + a \cdot \sigma / \sqrt{n}]$$

je interval zaupanja za μ stopnje zaupanja (natanko) β .



Zgornji interval je najkrajši, če je

$-a = b = z_{(1-\beta)/2} = \Phi^{-1}((1+\beta)/2)$, zgornji $(1-\beta)/2$ -percentil standardne normalne porazdelitve.



Torej $P(\mu \in [\bar{X} - z_{(1-\beta)/2} \cdot \sigma / \sqrt{n}, \bar{X} + z_{(1-\beta)/2} \cdot \sigma / \sqrt{n}]) = \beta$.