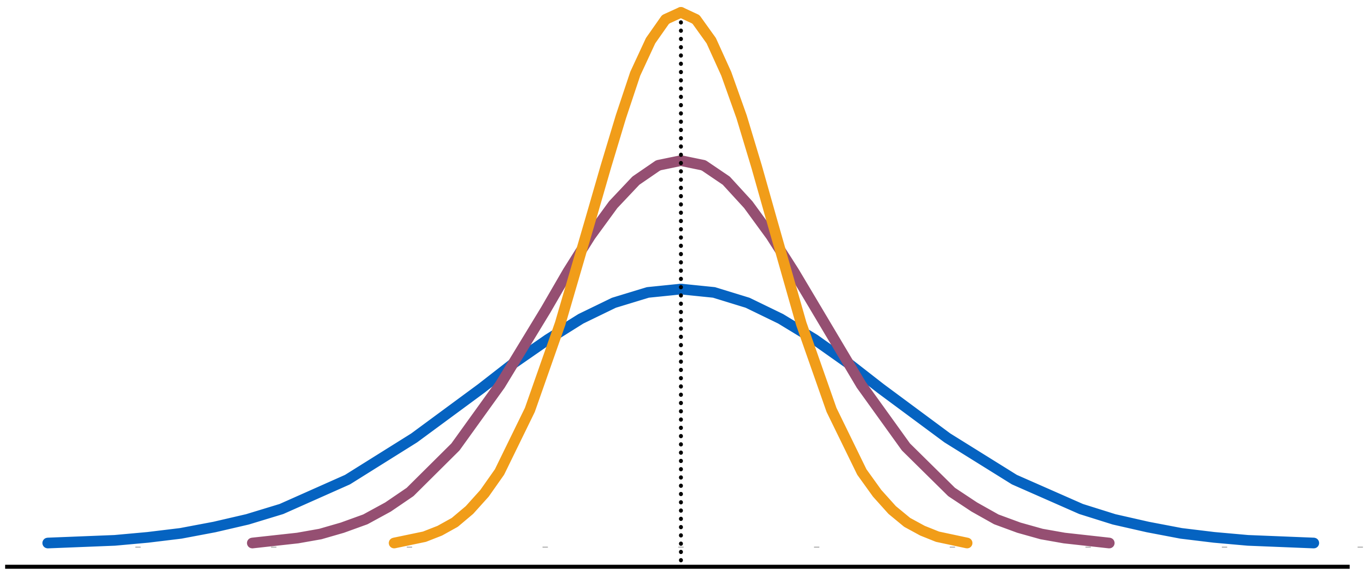


Bondor Cosmina

Estimarea parametrilor statistici

A ALWAYS

S SEEK

K KNOWLEDGE

Obiective

Talia eșantionului. Legea numerelor mari

Distribuția de eșantionare

Deviația standard sau eroarea standard

Intervale de încredere

Exerciții

Legendă de ținut minte daca doriti sa intelegeti inferenta statistica ! important

Talia eșantionului

Legea numerelor mari

Cu cât sunt mai multe încercări

- cu atât rezultatele sunt mai apropiate de distribuția teoretică

- Ex.

Nașterea unui copil de sex feminin - 0,5 probabilitate teoretică

selectăm subiecți născuți în 2003

- din 10 – 6 de sex feminin eroare 10%
- din 1000 – 510 de sex feminin eroare 1%
- din 1.000.000 – 500.010 de sex feminin eroare 0,001%

Legea numerelor mari

Cu cât un eșantion e mai mare

cu atât rezultatul studiului este mai aproape de ceea ce este în populație

Ex. media de vârstă la persoanele cu diabet de tip 2 în populație = 65 ani

- selectăm subiecți cu diabet de tip 2
  - 10 – media 70 eroare 5 ani
  - 1000 – media 63 ani eroare 2 ani
  - 1.000.000 – media 66 ani eroare 1 an

- Noi dorim un eșantion cât mai mic: rapiditate, cost, erori de măsurare etc.

- Câți subiecți trebuie să selectăm ca să avem un rezultat ce aproximează bine frecvența/media din populație?

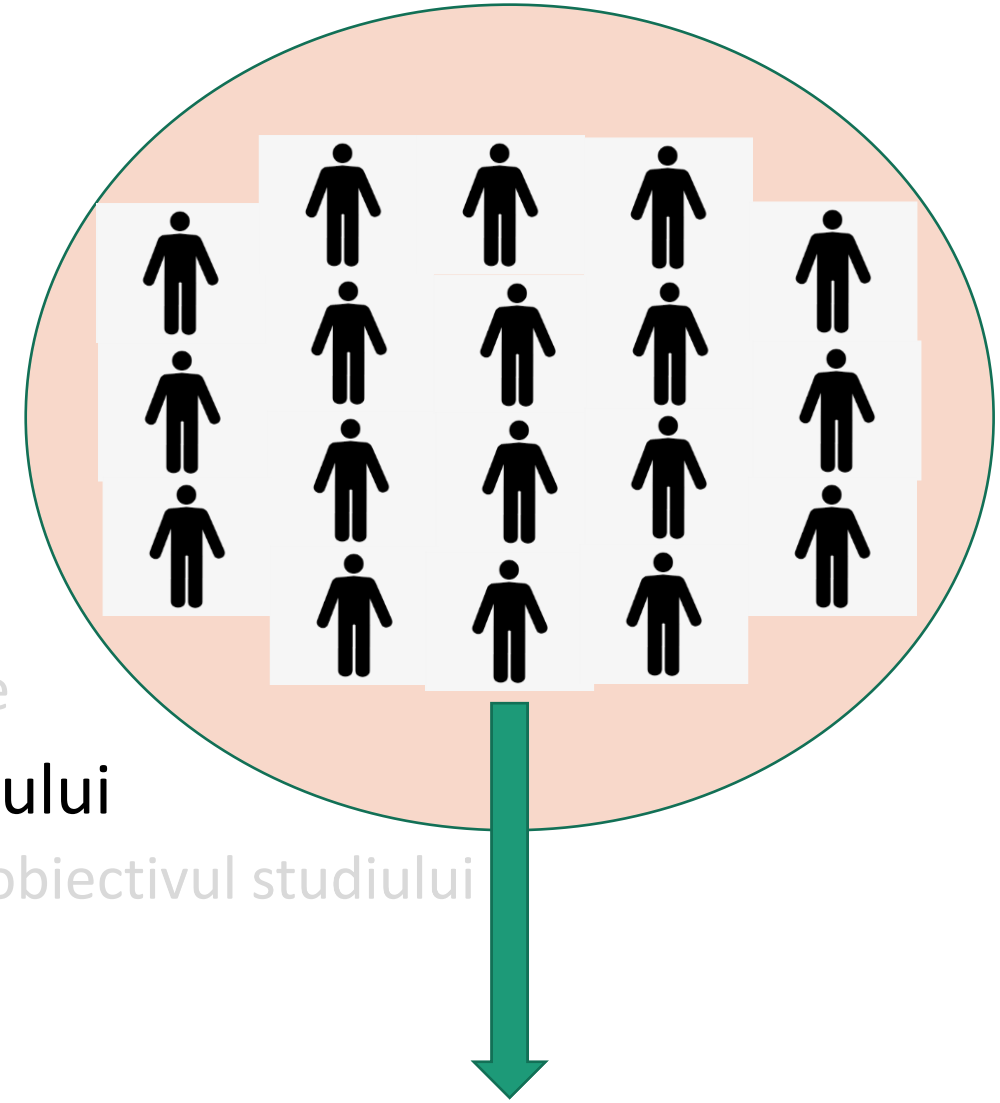
talia eșantionului poate fi calculată

formule diferite pentru obiective diferite

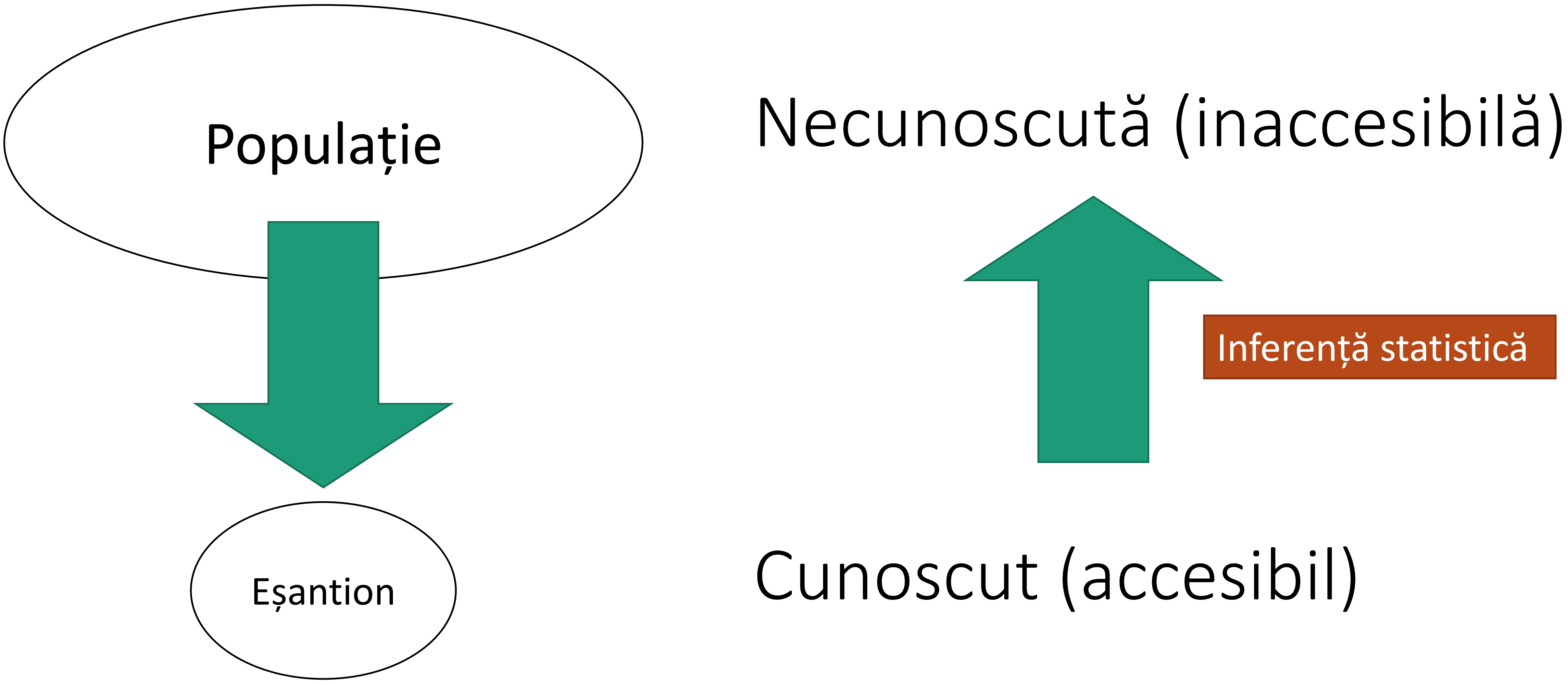
! e nevoie de un statistician

Talia eșantionului

- numărul de indivizi
- eșantion
    - prea mic → erori de aproximare mari
    - prea mare → erori de măsurare, cost mare
- se calculează înainte de începerea studiului
    - cu formule statistice diferite în funcție de obiectivul studiului
- se mai numește și volum



Distribuția de eșantionare


Populație
Eșantion
Necunoscută (inaccesibilă)
Inferență statistică
Cunoscut (accesibil)

Principii generale în inferența statistică

populație P

– o caracteristică (cantitativă sau calitativă):

1. Se extrage un eșantion din populație
2. Prin mijloacele statisticii descriptive se calculează:

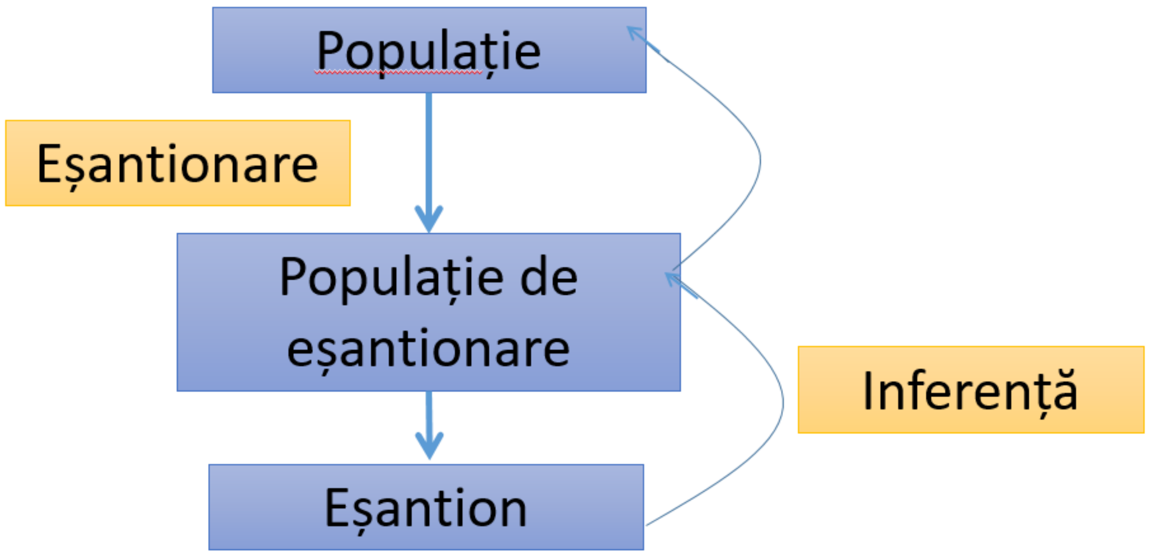
    Variabila calitativă: frecvența observată

    cantitativă: media și deviația standard

3. Rezultatele observate pe eșantion

    Prin mijloacele statisticii inferențiale

    - se extind la întreaga populație



Principii generale în inferența statistică

Eşantionare

Calcule de statistici descriptive

Calitativă: frecvența observată

Cantitativă: media și deviația standard

Inferenţă

(aproximare, estimare, generalizare, extindere, predicție)

Concluzie ce descrie populația

cu un anumit nivel de încredere (probabilitate)

Populație

Dar când media populației e necunoscută?

Scenariu

- Obiectiv
  - pentru băieții în vârstă de 2 ani

    media greutății = μ necunoscută

Populația

Caracteristica

Populație: băieți de 2 ani, media greutății necunoscută

- Selectăm în eșantion 100 de băieți de 2 ani aleși la întâmplare.
- Măsurăm greutatea.

Media greutății $\bar{X}_1$ = **12** kg

- Generalizăm... Cum???
- Care este concluzia la nivelul întregii populații?

Simulăm un experiment

Repetăm studiul

- Încă odată selectăm 100 de băieți de 2 ani aleși la întâmplare.
- Măsurăm greutatea.

!!! Altă medie

- Media greutății $\bar{X}_2$ = **12.25** kg

Repetăm studiul pe toate eșantioanele de 100 de băieți posibile

!

$\overline{X_1}$=12 kg

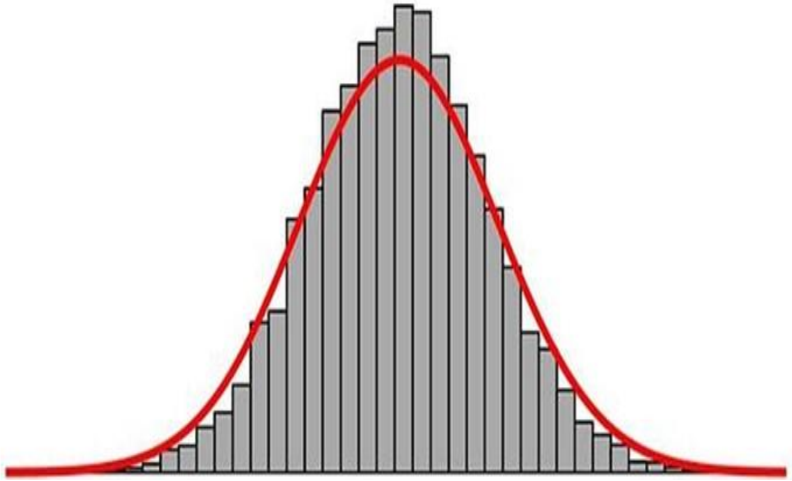
$\overline{X_2}$= 12,25 kg

$\overline{X_3}$= 12,5 kg

………

m ori $\overline{X_m}$= 12 kg

Media acestor medii $\bar{X}$



Distribuția mediilor provenite din studiile repetate

numită distribuția de eșantionare

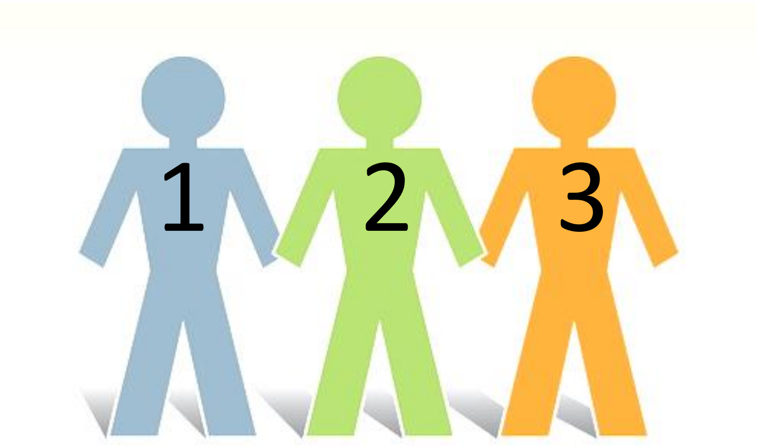
urmează distribuția normală

Repetarea studiului pe toate esantioanele posibile

- Ex. Populație alcătuită din **3 persoane:** 1, 2, 3

- Câte eșantioane de **2 persoane** putem alcătui?

1 cu 1	1 cu 2	1 cu 3
2 cu 1	2 cu 2	2 cu 3
3 cu 1	3 cu 2	3 cu 3



- 9 eșantioane

Repetarea studiului pe toate esantioanele posibile

- Ex. Populație alcătuită din **4 persoane** 1, 2, 3, 4

- Câte eșantioane de **2 persoane** putem alcătui?

11	12	13	14
21	22	23	24
31	32	33	34
41	42	43	44

- 16 eșantioane

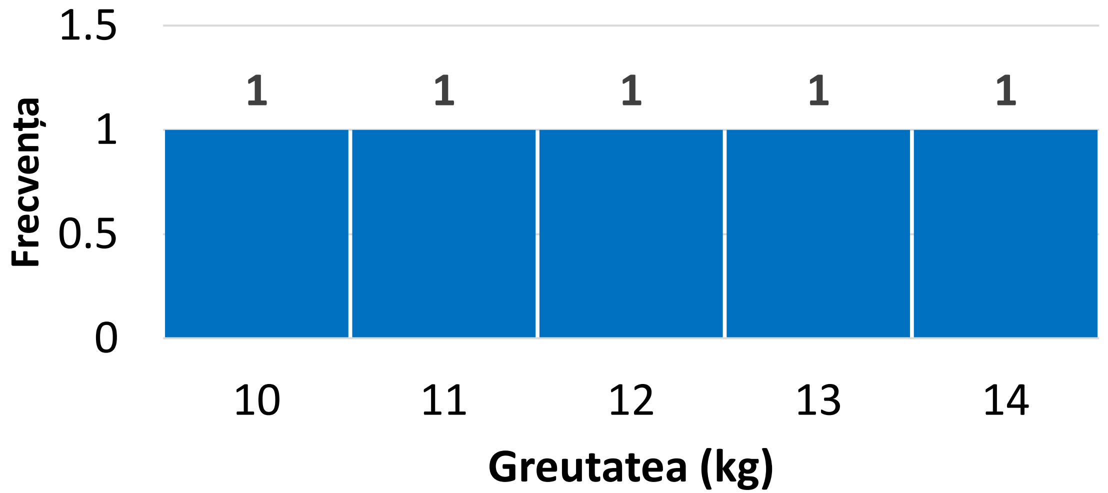
- Ex. Populație alcătuită din **4 persoane** 1, 2, 3, 4

- Câte eșantioane de **3 persoane** putem alcătui???
- 111 112 113 114
- 121 122 123 124
- 131 132 133 134
- 141 142 143 144
- ......
- 4x16 eșantioane = 64 de eșantioane

Scenariu

5 băieți de 2 ani: valorile greutății 10, 11, 12, 13, 14 kg

- Aceasta este întreaga populație 5 băieți



- Dacă luăm toate eșantioanele de 2 băieți:

Dacă luăm toate eșantioanele de 2 băieți: **25 de eșantioane**

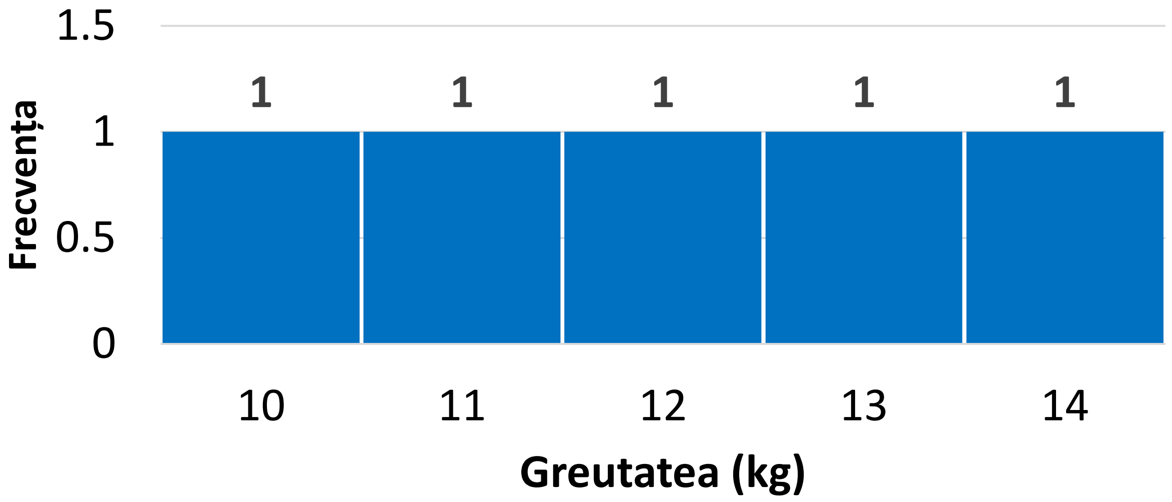
Primul băiat	Al doilea băiat
1	1
1	2
1	3
1	4
1	5
2	1
2	2
2	3
2	4
2	5
3	1
3	2
3	3

Primul băiat	Al doilea băiat
3	4
3	5
4	1
4	2
4	3
4	4
4	5
5	1
5	2
5	3
5	4
5	5

Primul băiat	Al doilea băiat	Greutatea pentru primul băiat	Greutatea pentru al doilea băiat	Media
1	1	10	10	10
1	2	11	10	10,5
1	3	12	10	11
1	4	13	10	11,5
1	5	14	10	12
2	1	10	11	10,5
2	2	11	11	11
2	3	12	11	11,5
2	4	13	11	12
2	5	14	11	12,5
3	1	10	12	11
3	2	11	12	11,5
3	3	12	12	12
3	4	13	12	12,5
3	5	14	12	13

Continuă pe slide-ul următor

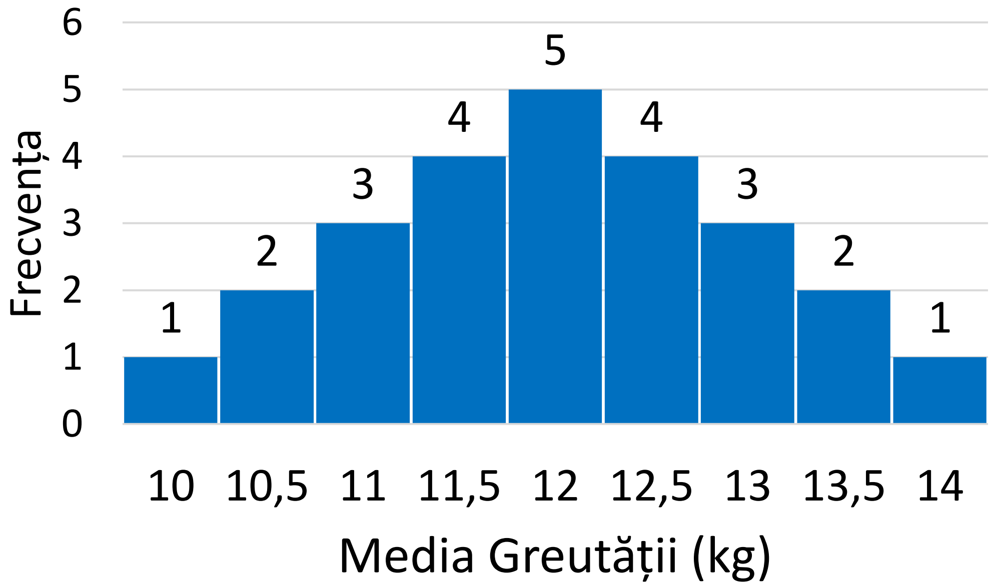
Primul băiat	Al doilea băiat	Greutatea pentru primul băiat	Greutatea pentru al doilea băiat	Media
4	1	10	13	11,5
4	2	11	13	12
4	3	12	13	12,5
4	4	13	13	13
4	5	14	13	13,5
5	1	10	14	12
5	2	11	14	12,5
5	3	12	14	13
5	4	13	14	13.5
5	5	14	14	14



Distribuția populației

Media populației = μ = 12 kg

Deviația standard = σ = 1,58



Distribuția de eșantionare

Media de eșantionare = $\bar{X}$ = 12

Deviația standard de eșantionare = s = 1,02

Urmează distribuția normală

Teorema limitei centrale

Fie media populației μ și deviația standard σ, o distribuție de eșantionare bazată pe *repetarea studiului* pe un eșantion de mărime n are proprietățile:

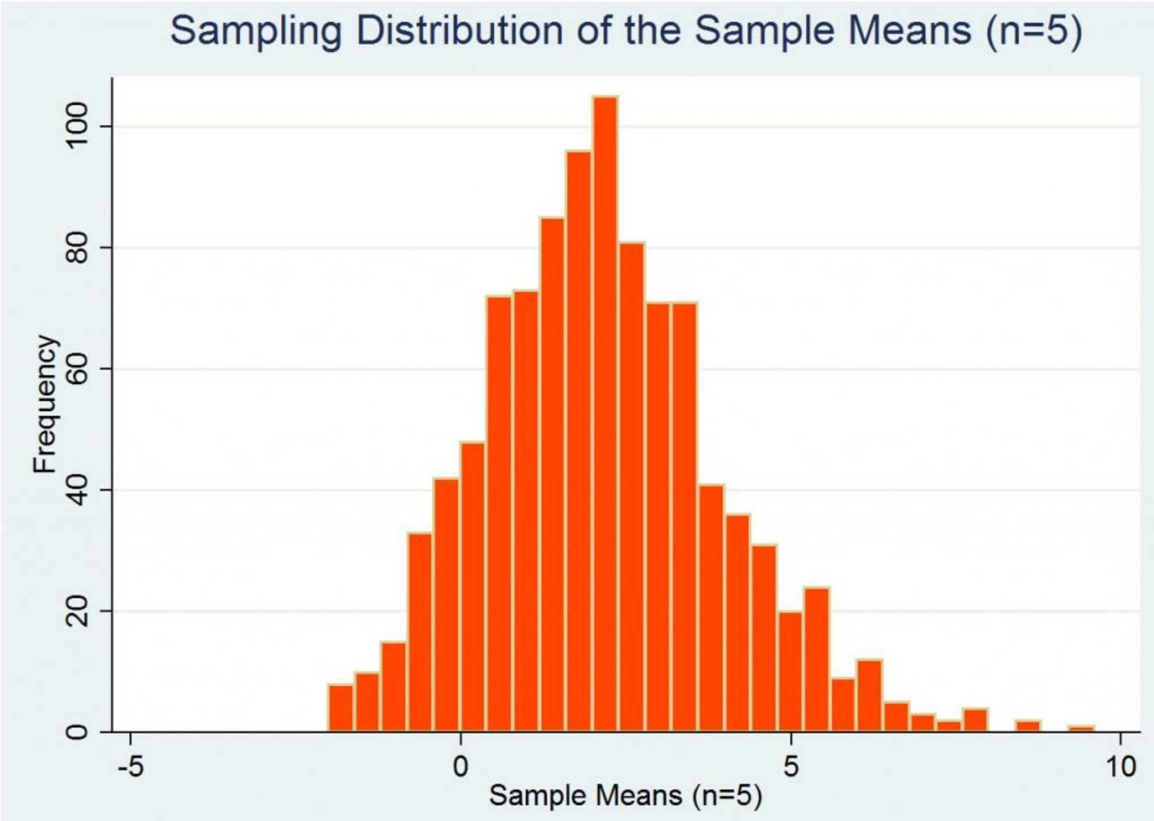
Media distribuției de eșantionare $\overline{X}$= μ media populației

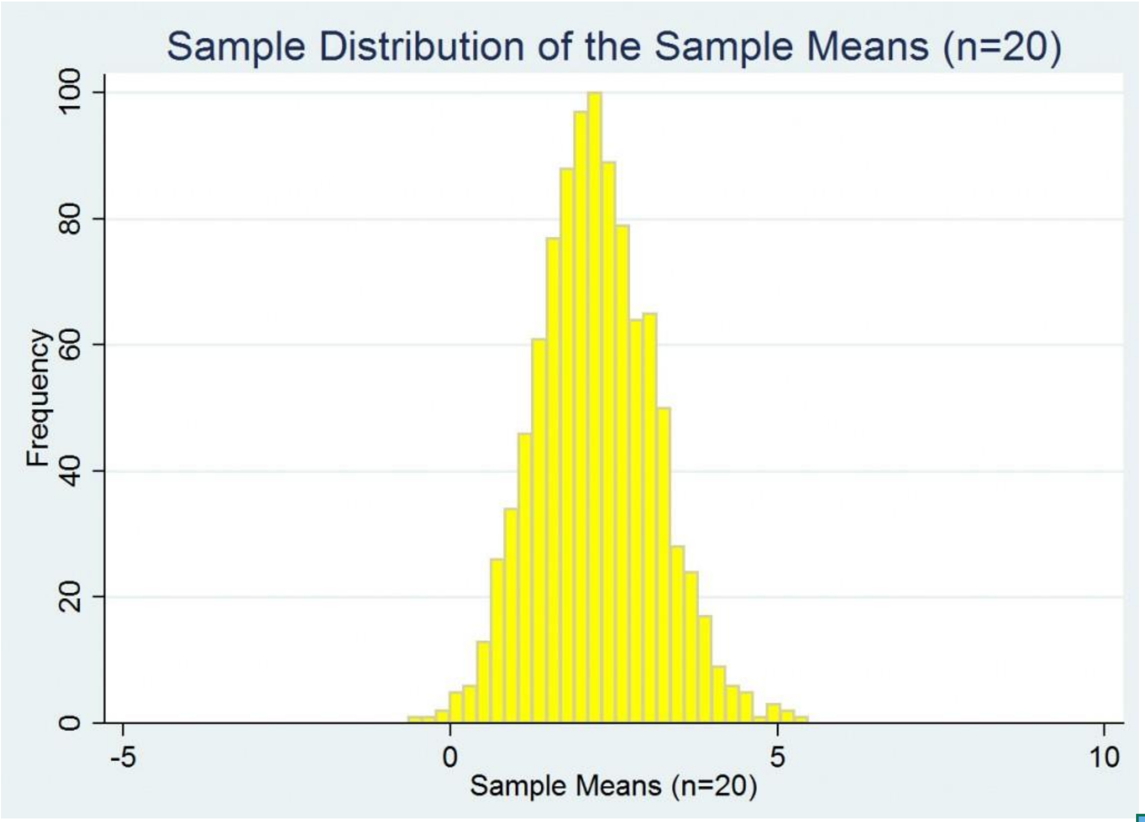
Deviația standard a distribuției de eșantionare este **eroarea standard** = σ / $\sqrt{n}$,

- Dacă distribuția populației este normală, atunci distribuția de eșantionare este normală.
- Dacă eșantionul este suficient de mare, atunci distribuția de eșantionare se apropie de distribuția normală indiferent de distribuția populației.

Legea numerelor mari

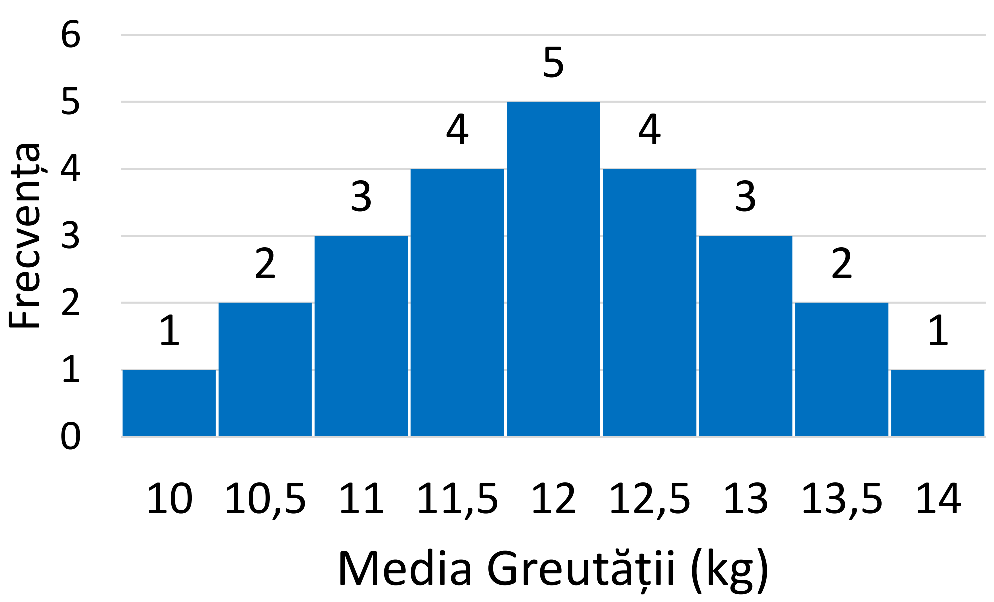
- un eșantion mai mare = rezultat mai aproape de cel din populație



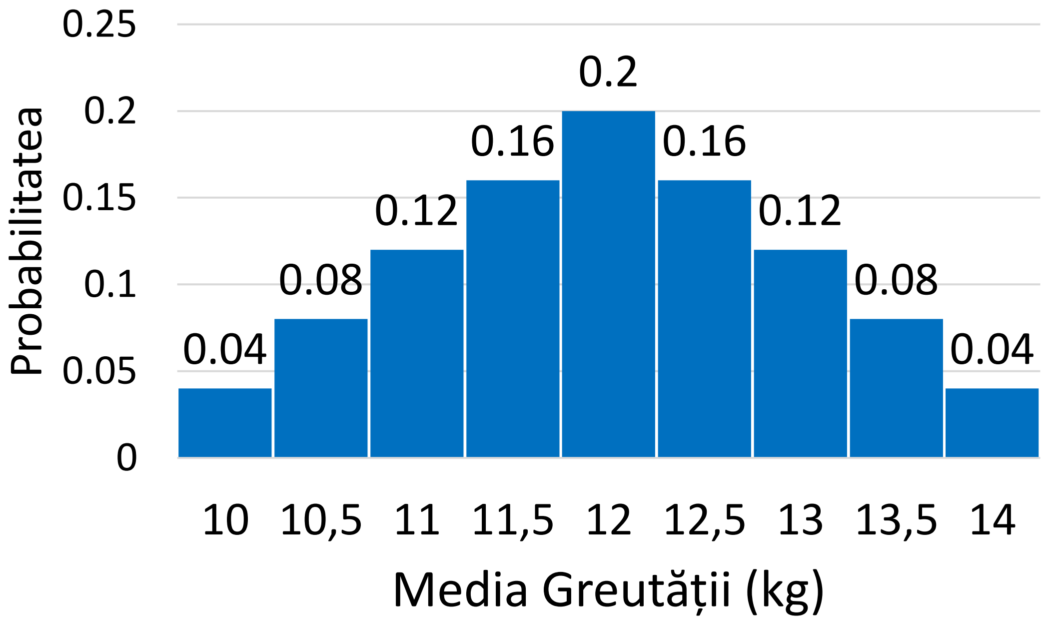


Albright EA. Sampling and the Central Limit Theorem. Nicholas School of the Environment, Duke University

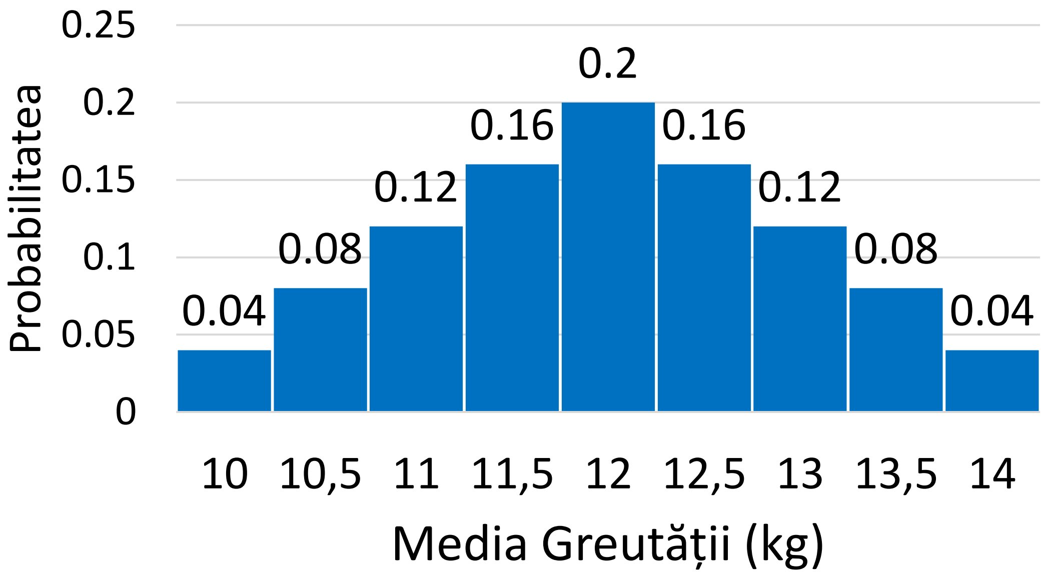
Distribuția de eșantionare (a mediilor)



- frecvențe



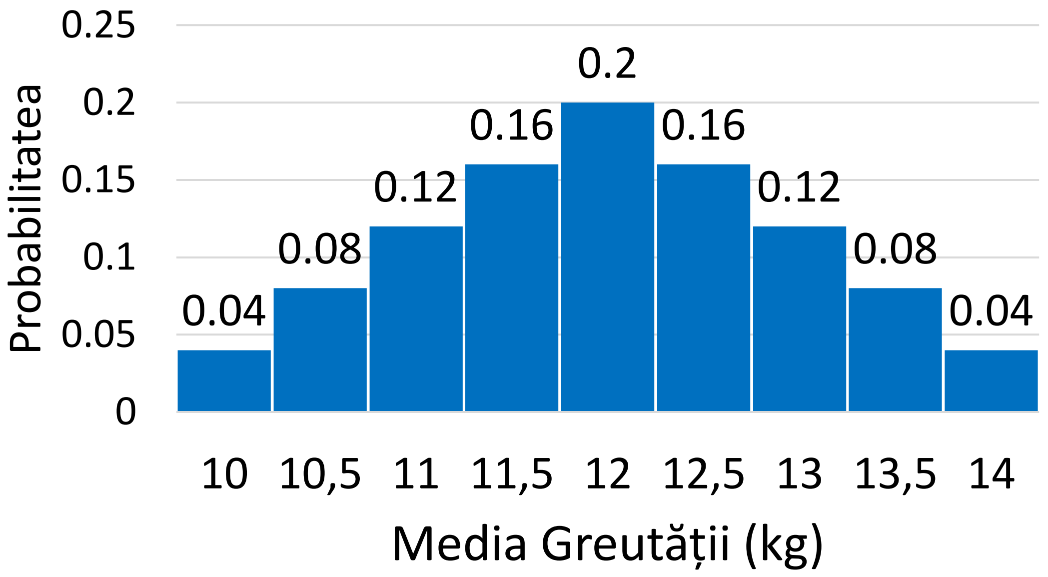
- probabilități



Am realizat o selecție cu media 11

Cât de probabil este dacă repetăm studiul să găsim o medie egală cu 11?

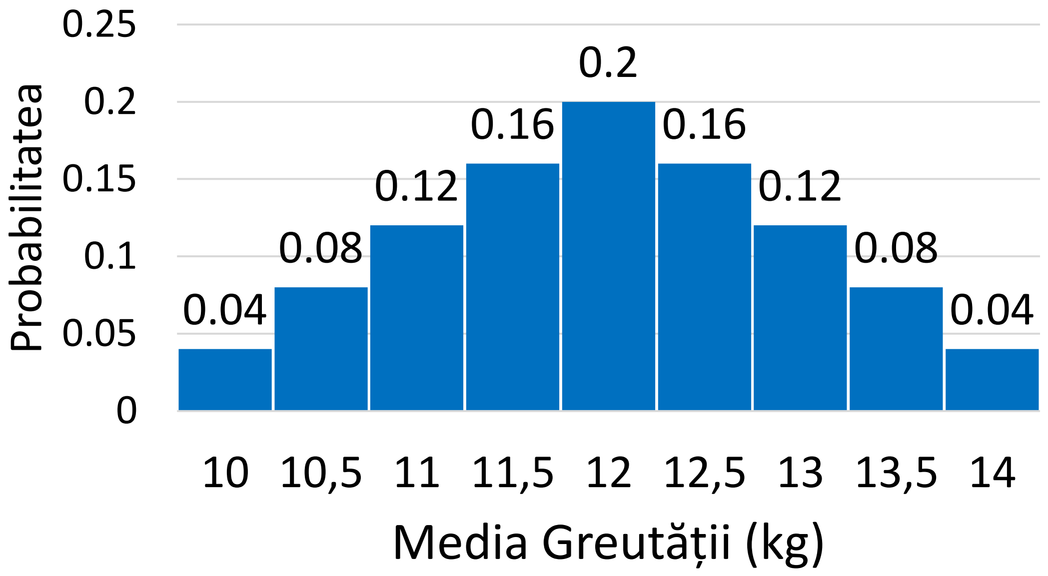
Probabilitate 3/25 = 0,12



Am realizat o selecție cu media 11

Cât de probabil este dacă repetăm studiul să găsim o medie mai mică decât 11?

Probabilitate 3/25 = 0,12



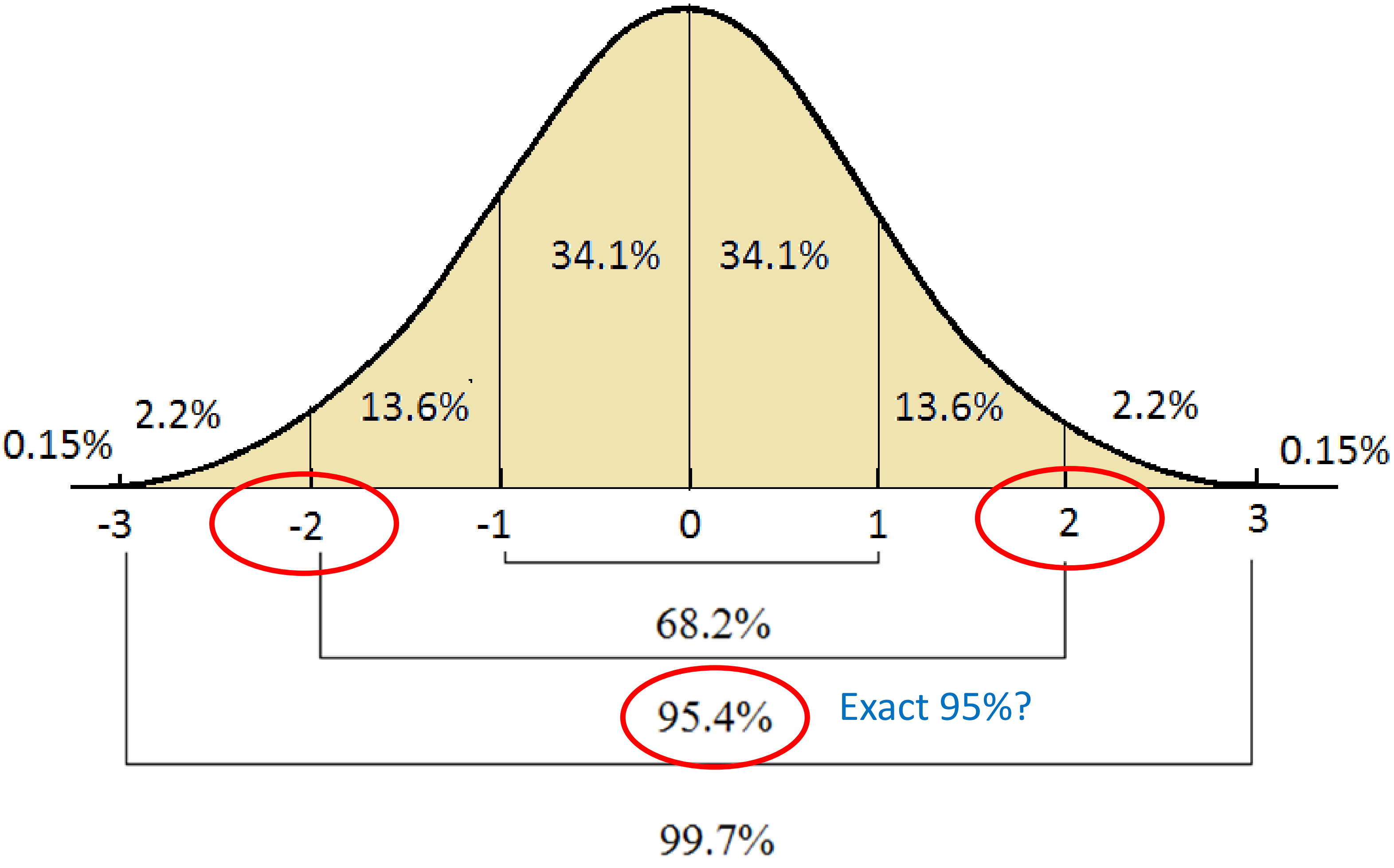
Am realizat o selecție cu media 11

Cât de probabil este dacă repetăm studiul să găsim o medie mai mare decât 11?

Probabilitate 19/25 = 0,16+0,2+…+0,04=0,76

sau 1-0.04-0.08-0.12=0.76

Proprietățile distribuției normale standard

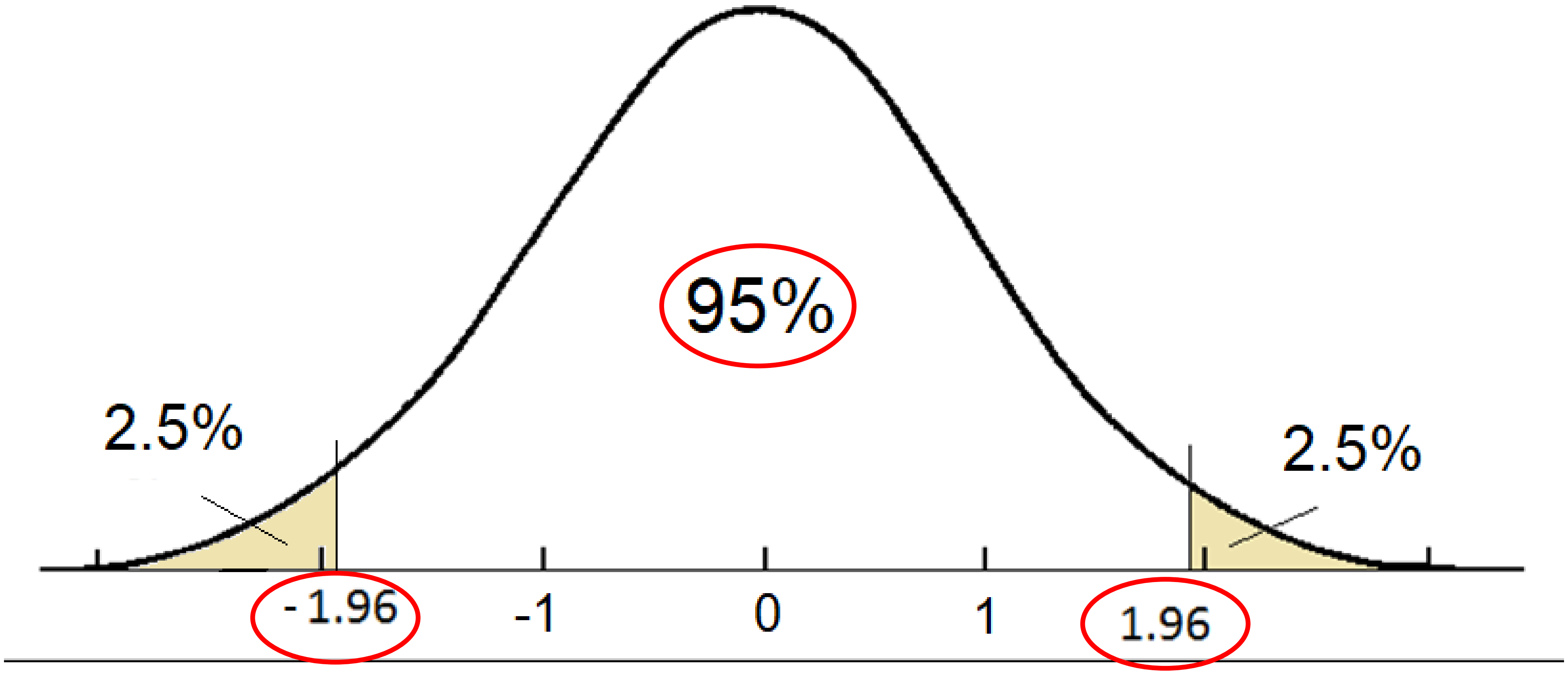


Exact 95%?

Mean=0

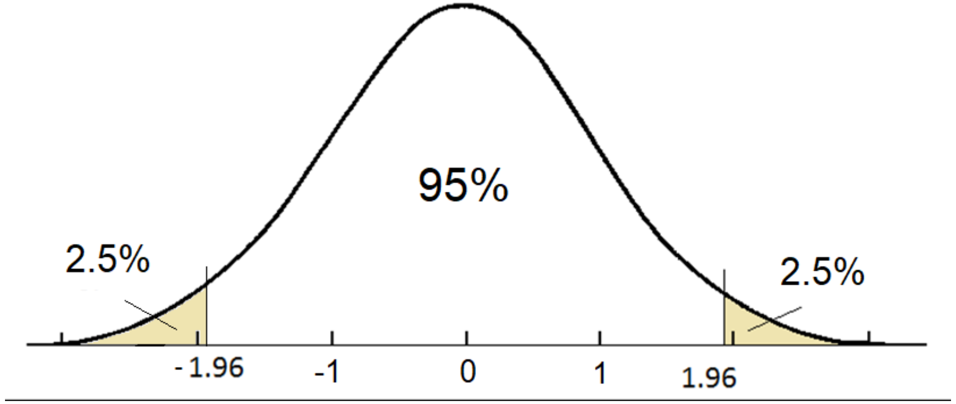
!

- Exact 95% din aria de sub curbă este între -1.96 și 1.96



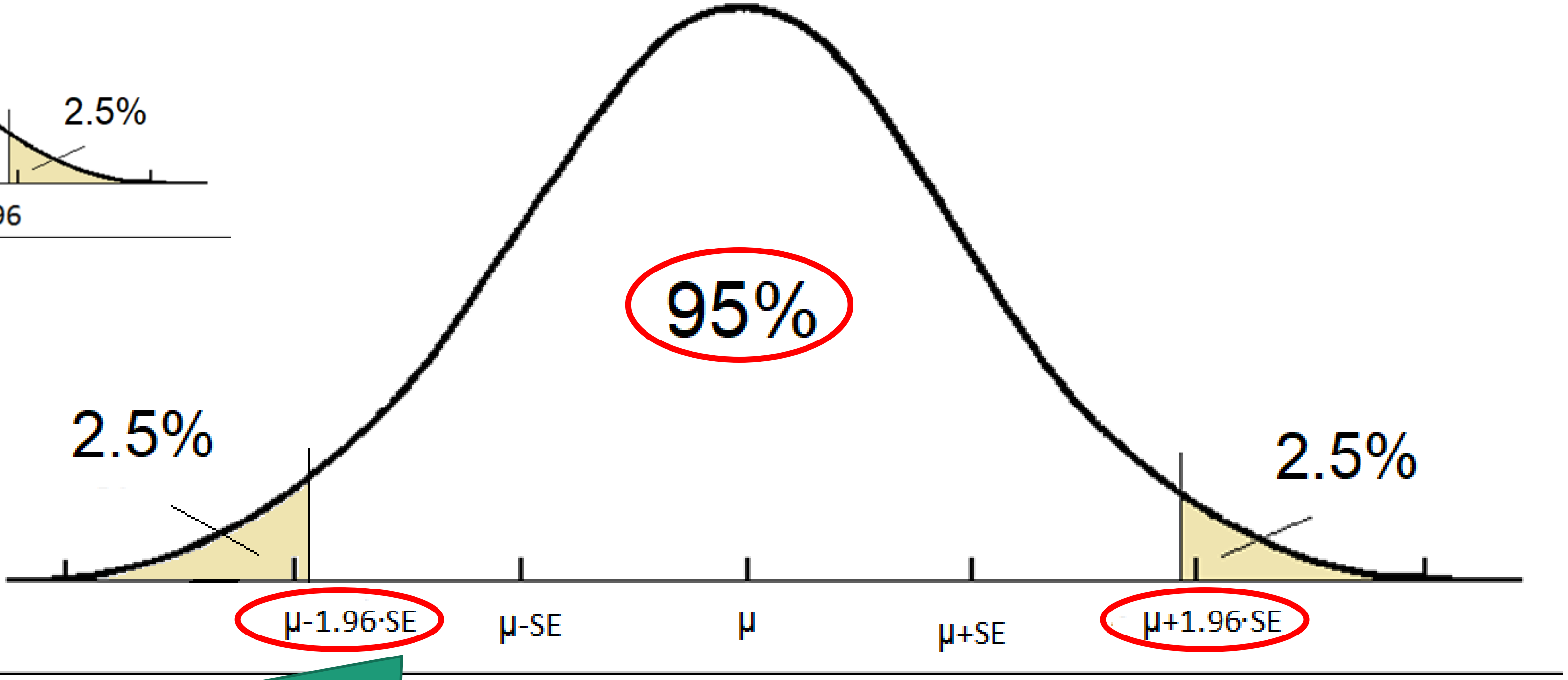
Deviația standard a distribuției de eșantionare este eroarea standard SE = σ / √n,

distribuția normală standard



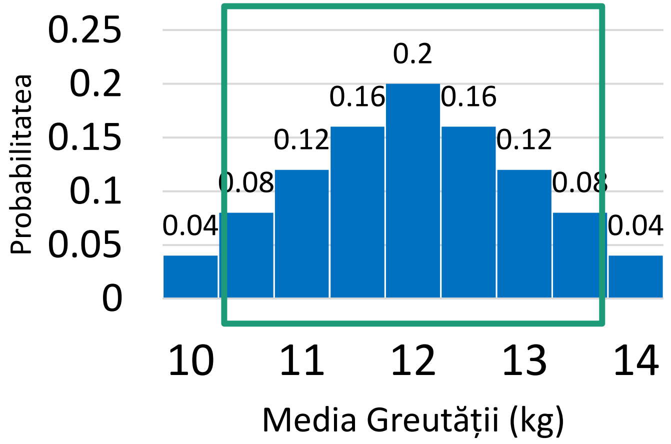
distribuția mediilor dacă repetăm studiul

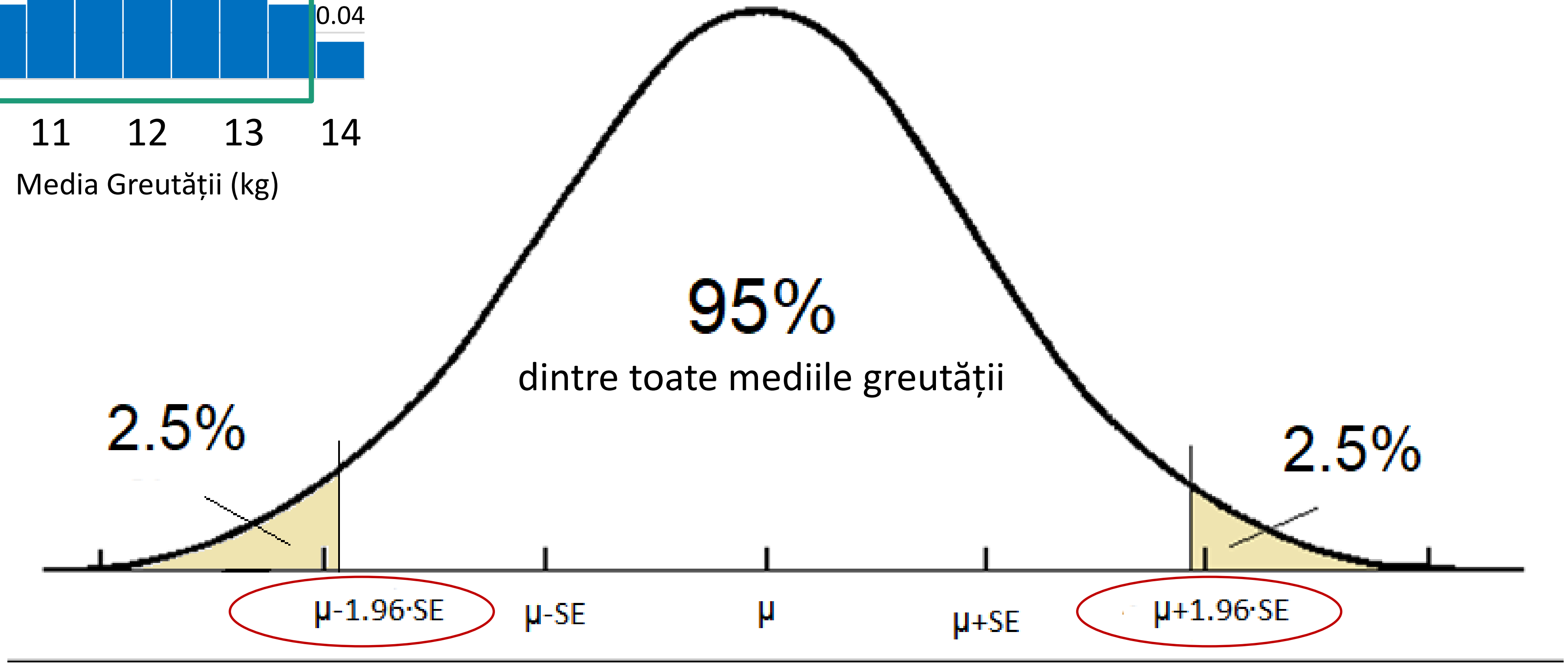
distribuția de eșantionare



s=deviatia standard pentru distribuția de eșantionare este SE-eroarea standard

Exact 95% dintre mediile greutății pe toate eșantioanele de 2 băieți vor fi între μ-1.96SE și μ+1.96SE, unde μ este media greutății în populație și SE este eroarea standard

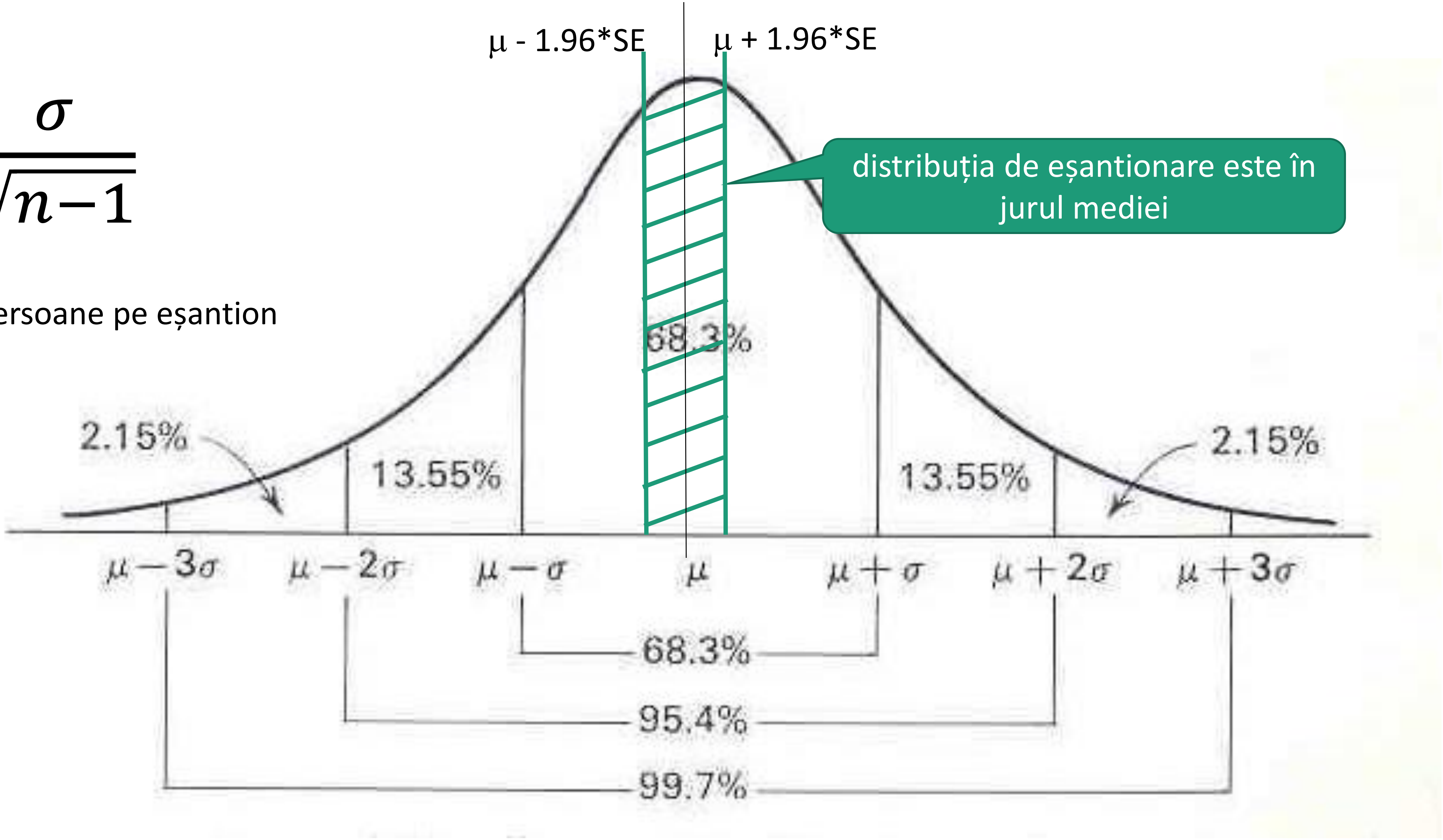




σ și SE **!!! SE < σ !!!**

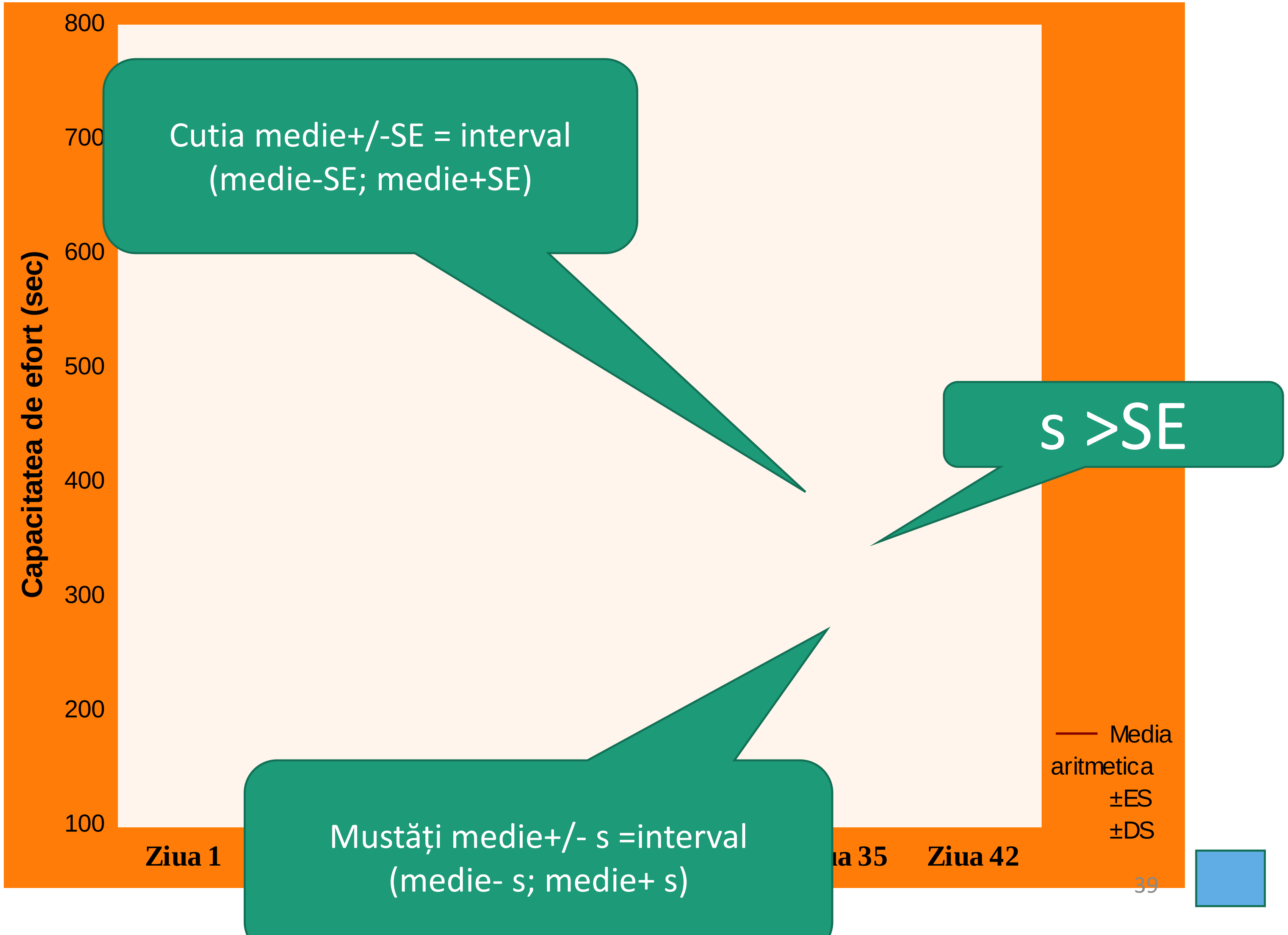
$$SE = \frac{\sigma}{\sqrt{n-1}}$$

n nr. de persoane pe eșantion



Deviația standard versus eroarea standard

- σ = deviația standard dintre subiecți (poate fi estimată cu s)
- SE = σ / $\sqrt{n}$, deviația standard dintre medii dacă repetăm studiul (poate fi estimată cu s/$\sqrt{n-1}$)



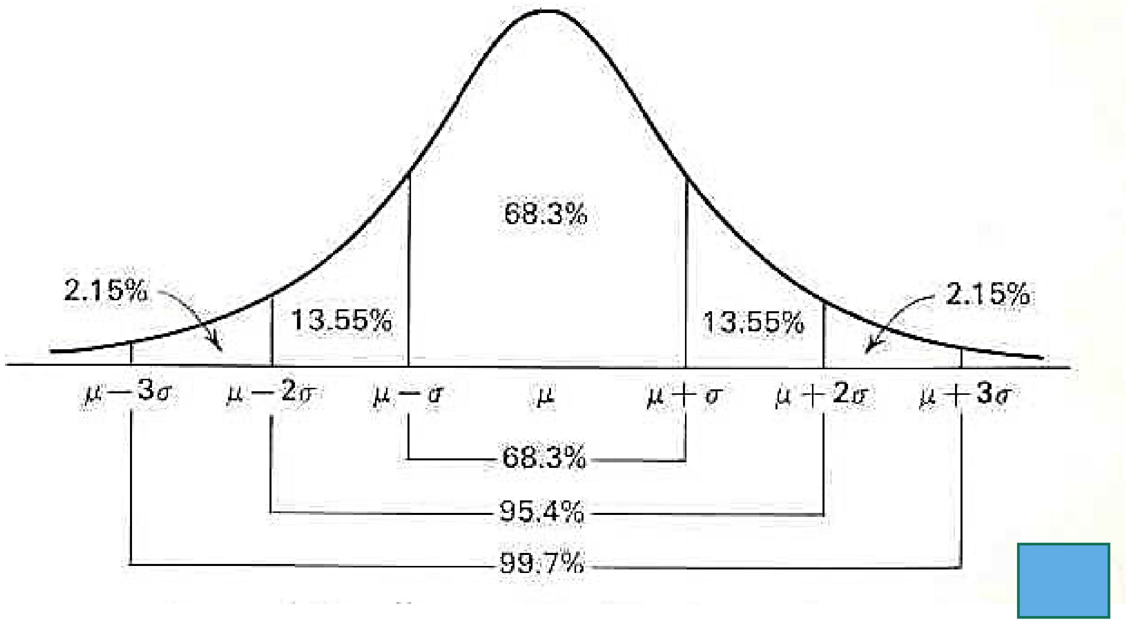
Deviația standard vs. Eroarea standard

- σ = variația medie dintre indivizii din populație

  între μ ± 2*σ - cel puțin 95,4% dintre valorile individuale

- SE = variația medie dintre medii dacă **repetăm studiul**

  între μ ± 2*SE - cel puțin 95,4% dintre valorile mediilor



Distribuții de eșantionare

- Există și alte distribuții de eșantionare
  - urmărim statistica la repetarea studiului pe eșantioane de aceeași talie
    - proporție
    - deviație standard
    - mediană
    - etc.
- Unele nu urmează legea de distribuție normală
  - ex. Distribuția de eșantionare a rației a două variații urmează distribuția F
- calcule pe baza
  - erorii standard
    - are diverse formule în funcție de distribuție

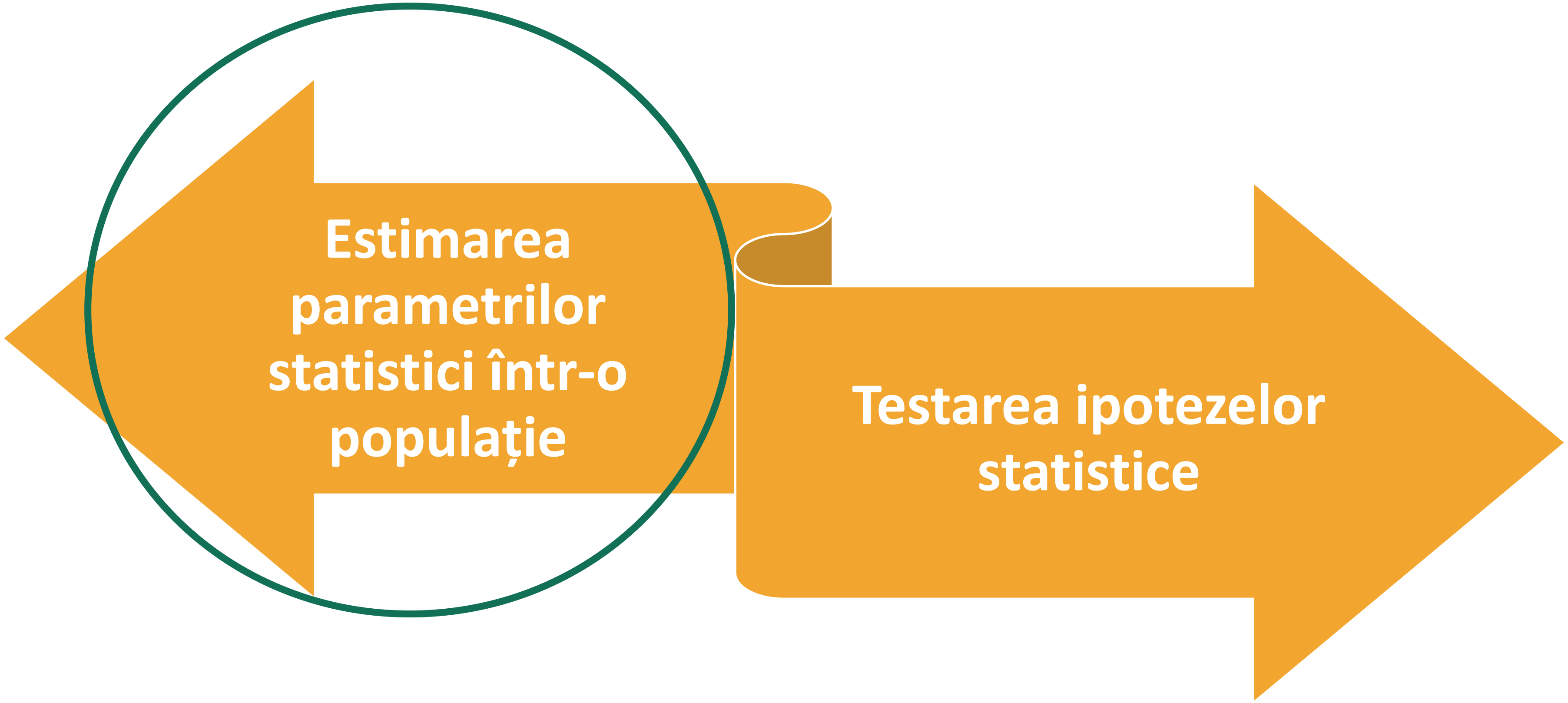
Aplicații ale distribuției de eșantionare

- transformarea $Z = \frac{\bar{X}-\mu}{\sigma}$ în cazul unei distribuții normale pe eșantion,
- devine $Z = \frac{\bar{X}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}}$ în cazul unei distribuții de eșantionare a mediei

Distribuția de eșantionare

- Cel mai important concept din Statistica Inferențială
- Distribuția de eșantionare este diferită de distribuția de probabilitate a variabilei
- Distribuția de eșantionare este distribuția mediilor dacă repetăm studiul

Distribuția de eșantionare



Estimări

De ce estimăm? estimare = aproximare = predicție

Obiectiv: Dorim să cunoaștem efectul unui tratament antihipertensiv nou la pacientii cu hipertensiune

- Efectul tratamentului nou este necunoscut

Selectăm un eșantion de 200 pacienți. Pacienți sunt tratati cu tratamentul nou

Tensiunea scade cu 20mmHg

Cum am putea să generalizăm la populație?

Cum am putea să generalizăm la populație?

Estimăm direct:

20mmHg va fi scaderea in medie și în populație

în populație (dacă am trata întreaga populație) găsim o valoare apropiată, posibil nu egală

Se numește estimare punctuală

Cât de probabil este să vedem aceeași diferență 20 sau chiar mai mare dacă repetăm studiul?

- cunoaștem distribuția de eșantionare
  - putem să aflăm probabilitatea
  - Dacă probabilitatea este mare → în populație vom vedea această diferență sau chiar mai mare

Dar o diferență mai mică sau chiar inversă în favoarea tratamentului standard?

- cunoaștem distribuția de eșantionare
  - putem să aflăm probabilitatea
- Dacă este mică → este improbabil să vedem o diferență mai mică în populație

Estimare

Media $\overline{X}$ observată

Media µ necunoscută

cunoaștem deviația standard σ

Frecvența f observată

Frecvența π necunoscută

mai sunt și alți parametrii ce pot fi estimați

Estimare în cazul unei variabile cantitative

Media teoretică μ a unei variabile în populație sunt necunoscute.

- Din populație se extrage la întâmplare un eșantion
- Pe eșantion pentru variabilă se observă o medie $\bar{X}$
- Se încearcă să se estimeze valorile necunoscute ale lui μ cu ajutorul lui $\bar{X}$ observat
- $\bar{X}$ este estimatorul
- μ este parametrul estimat

Cazul unei variabile calitative

Frecvența π a unei variabilei în populaţie este necunoscută

- Din populație se extrage la întâmplare un eşantion
- Pe eşantion pentru variabilă se observă o frecvență f
- Se încearcă să se estimeze valoarea necunoscută a lui π cu ajutorul lui f observat
- f este estimatorul
- π este parametrul estimat

Estimare

- culegem strugurii de pe un ar, cantitatea culeasă ne ajută să estimăm întreaga producție din acel an
- vânzările din ultimii 5 ani ne ajută să estimăm cât vor fi vănzările anul viitor

Tipuri de estimare a unui parametru

1. **Punctuală** – o valoare care este estimarea parametrului în populație

2. **Interval de încredere** – un interval de valori în care parametrul populației aparține cu o probabilitate anume (ex. 95%)

Estimare

Media $\overline{X}$ observată

Estimăm media μ cu

o valoare punctuală - media $\overline{X}$ observată

sau cu un interval de încredere: $\overline{X}$ ± o cantitate

Frecvența f observată

Estimăm frecvența π cu

o valoare punctuală - frecvența f observată

sau cu un interval de încredere: f ± un număr

mai sunt și alți parametrii ce pot fi estimați

Media scaderii tensiunii in populatie - 23mmHg esantion – un singur experiment – 20mmHg

- ex. Estimare punctuală
  - Estimăm că media scaderii tensiunii 20mmHg → eroare 5mmHg

- ex. Estimare cu ajutorul unui interval
  - Estimăm că media scaderii tensiunii este între 20±4
    adică 16-24 mmHg → eroare 0 mmHg

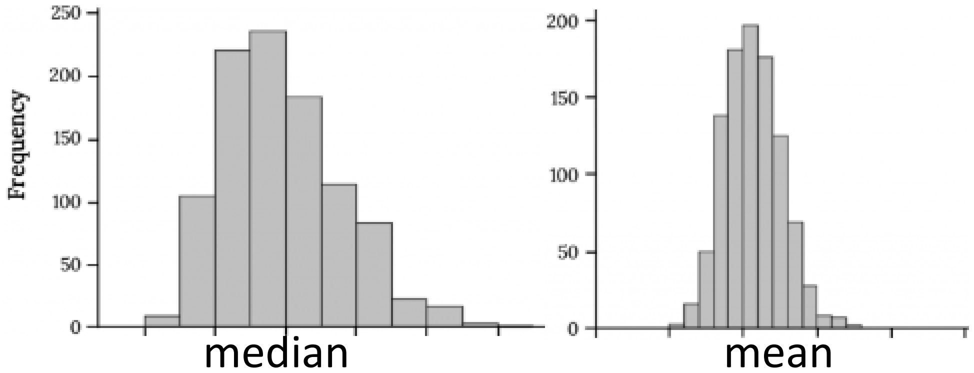
- vrem ca scaderea reală
  - să se găsească în intervalul estimat (20±4) cu o probabilitate ridicată

Cum alegem 4mmHg?

- să avem încredere “ridicată” ex. 0,95
  - să fim 95% siguri că scaderea reală a peretelui e în intervalul 20±4

Calitățile unui estimator

- să fie fără erori
  - uneori sunt necesare corecții pentru o estimare mai bună
    - ex. dacă folosim deviația standard s ca estimator al σ este nevoie să împărțim cu n-1 în loc de n altfel estimarea produce un interval prea mic
- să aibă o stabilitate mare (variația distribuției de eșantionare să nu fie mare)
  - mediana nu este un estimator stabil în comparație cu media
    - dacă se poate vom folosi media ca estimator, nu mediana



Kindred Grey via Virginia Tech (2021). “Sampling Distributions of the Sample Mean from a Non-Normal Population.” CC BY-SA 4.0. Retrieved from https://commons.wikimedia.org/wiki/File:Sampling_Distributions_of_the_Sample_Mean_from_a_Non-Normal_Population.png

Definiţia unui estimator

- Estimatorul unui parametru - o funcție care furnizează o valoare:

estimarea punctuală a parametrului

- Ex: pe eșantion variabila X are valorile $x_1,...,x_n$,

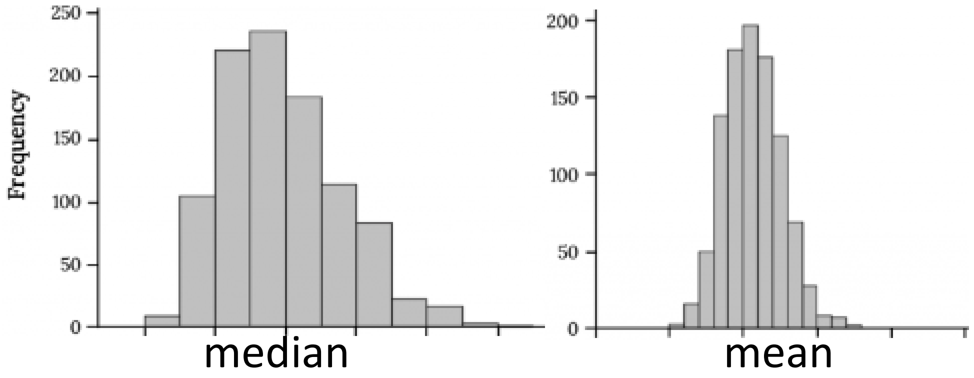
estimatorul punctual al mediei aritmetice μ a variabilei X pe populaţia din care a fost extras eșantionul

$\bar{X} = (x_1+x_2+...+x_n)/n$

media aritmetică a valorilor variabilei X pe eșantion

Estimarea punctuală a unui parametru

- o valoare unică pentru parametrul estimat
  - fluctuează în funcție de fluctuaţiile de eşantionare
    - poate fi la o distanţă mai mare sau mai mică de valoarea reală a parametrului
- Un estimator este cu atât mai precis
  - cu cât variaţia este mai mică



Kindred Grey via Virginia Tech (2021). "Sampling Distributions of the Sample Mean from a Non-Normal Population." CC BY-SA 4.0. Retrieved from https://commons.wikimedia.org/wiki/File:Sampling_Distributions_of_the_Sample_Mean_from_a_Non-Normal_Population.png

Estimarea parametrului cu ajutorul intervalului de încredere

- un interval
    - în care parametrul populației se găseşte cu o probabilitate ridicată
- probabilitatea ca parametrul să se găsească în acest interval

    = încrederea

    = corectitudinea

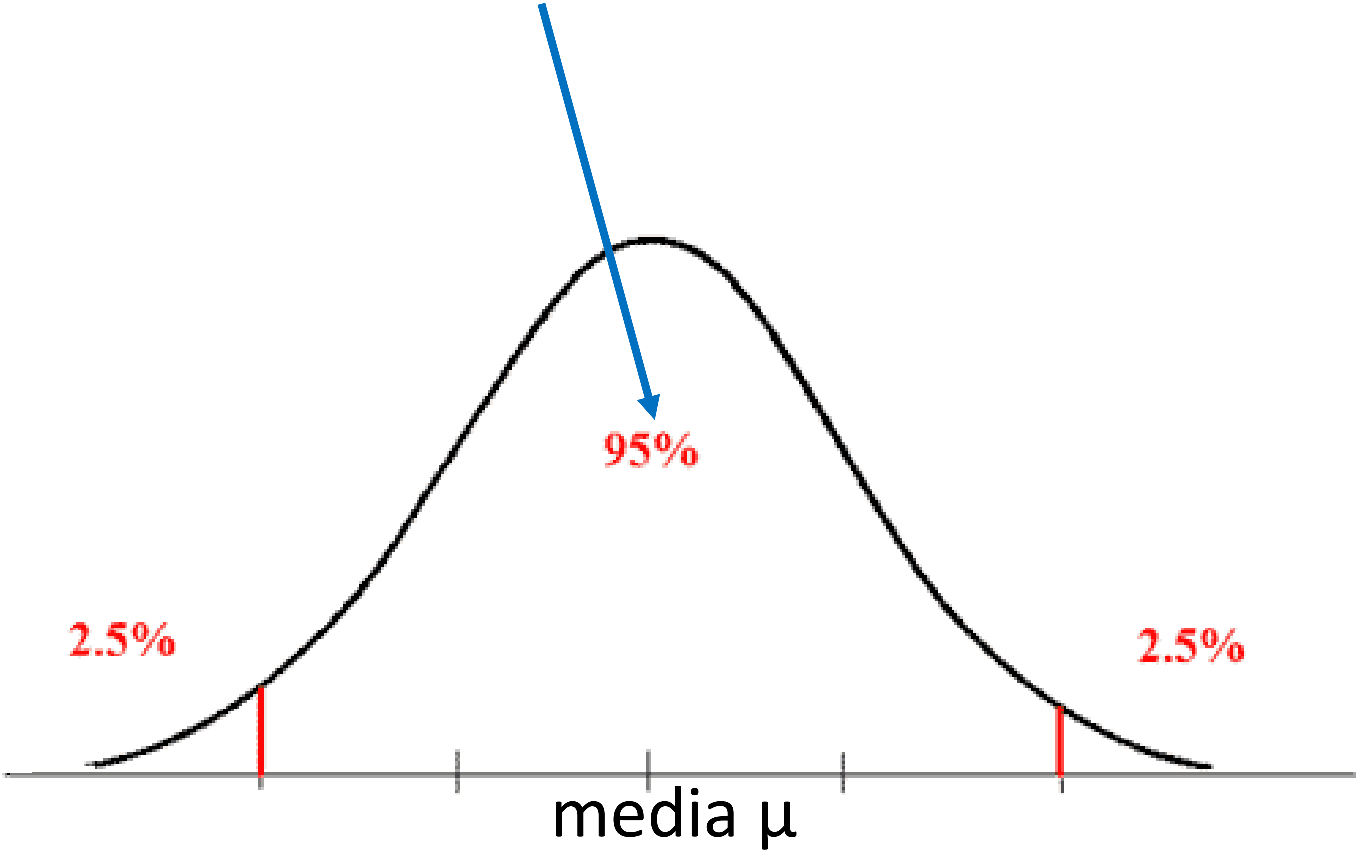
    = precizia
- interval de încredere pentru orice parametru
    - proporție
    - medie
    - mediană
    - coeficient de corelație
    - riscul relativ
    - etc.

Estimarea parametrului cu ajutorul intervalului de încredere

- Pentru aceeași variație
  - cu cât intervalul estimat este mai larg
    - cu atât suntem mai siguri că parametrul se va găsi în acest interval
- Recomandabil
  - estimarea unui parametru
    - printr-un interval

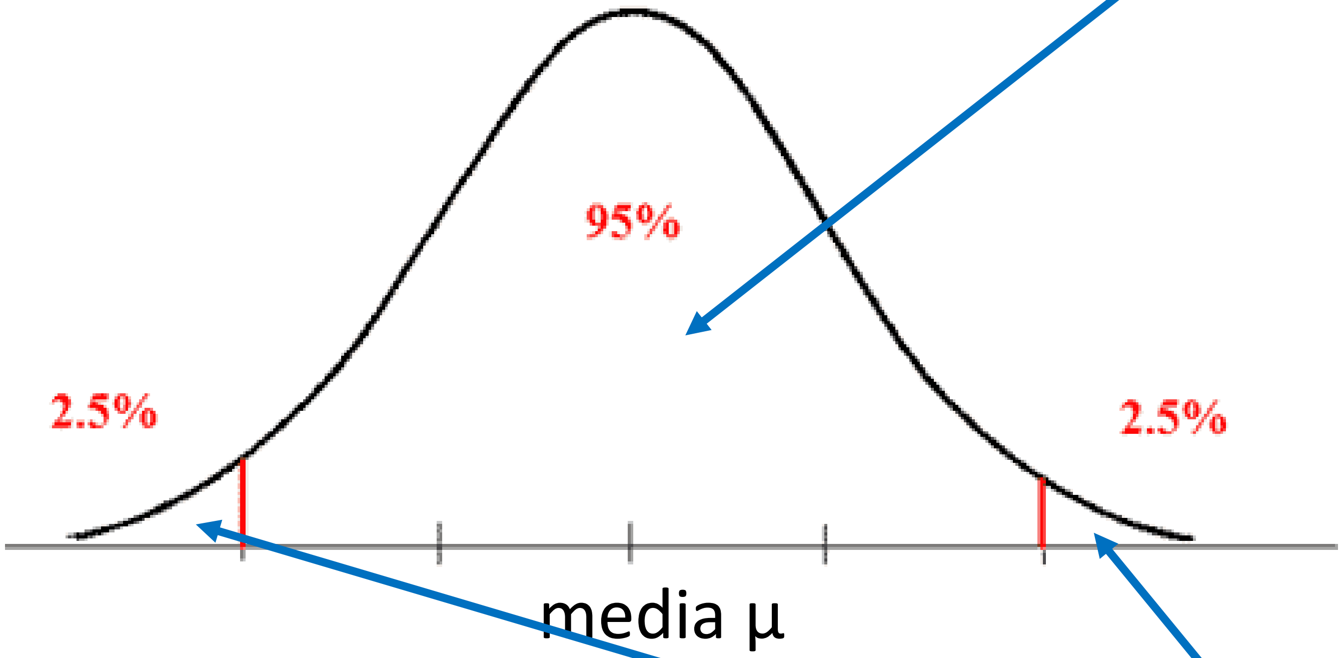
Ex. Pentru 95% incredere
să fim 95% siguri că media greutății reală e în interval
(probabilitatea 0,95)

!



!Probabilitatea (încrederea) =
aria de sub curba normală
(dacă repetăm măsurătorile)

Eroarea α=0,05 ↔ încredere 0,95



Dacă prezicem/estimăm intervalul de 95% în jurul mediei μ vom avea o eroare de 5%

!Probabilitatea (încrederea) = aria de sub curbă

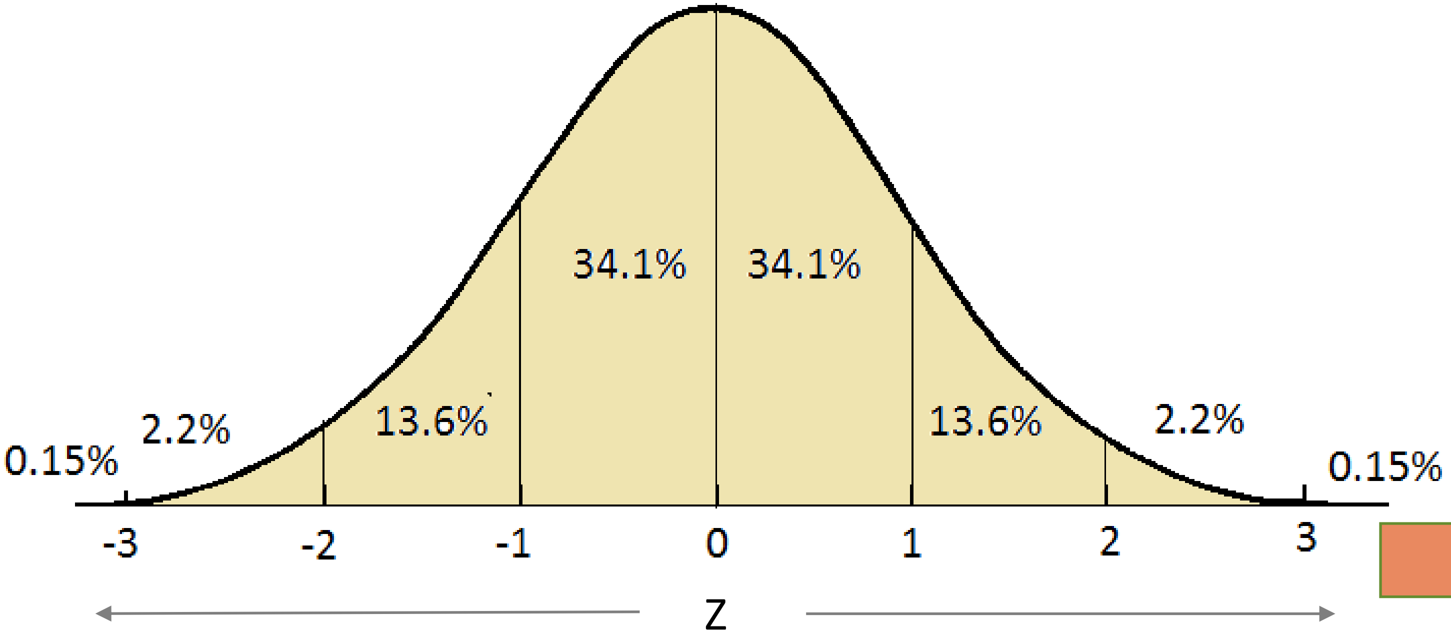
!vorbim despre distribuția de eșantionare (a mediilor studiilor repetate)

Eroarea α = 0,05 adică 5% = 2,5%+2,5%

Distribuția normală standardizată

O distribuție normală cu media μ=0 și deviația σ=1.

$$Z = \frac{X - \mu}{\sigma}$$



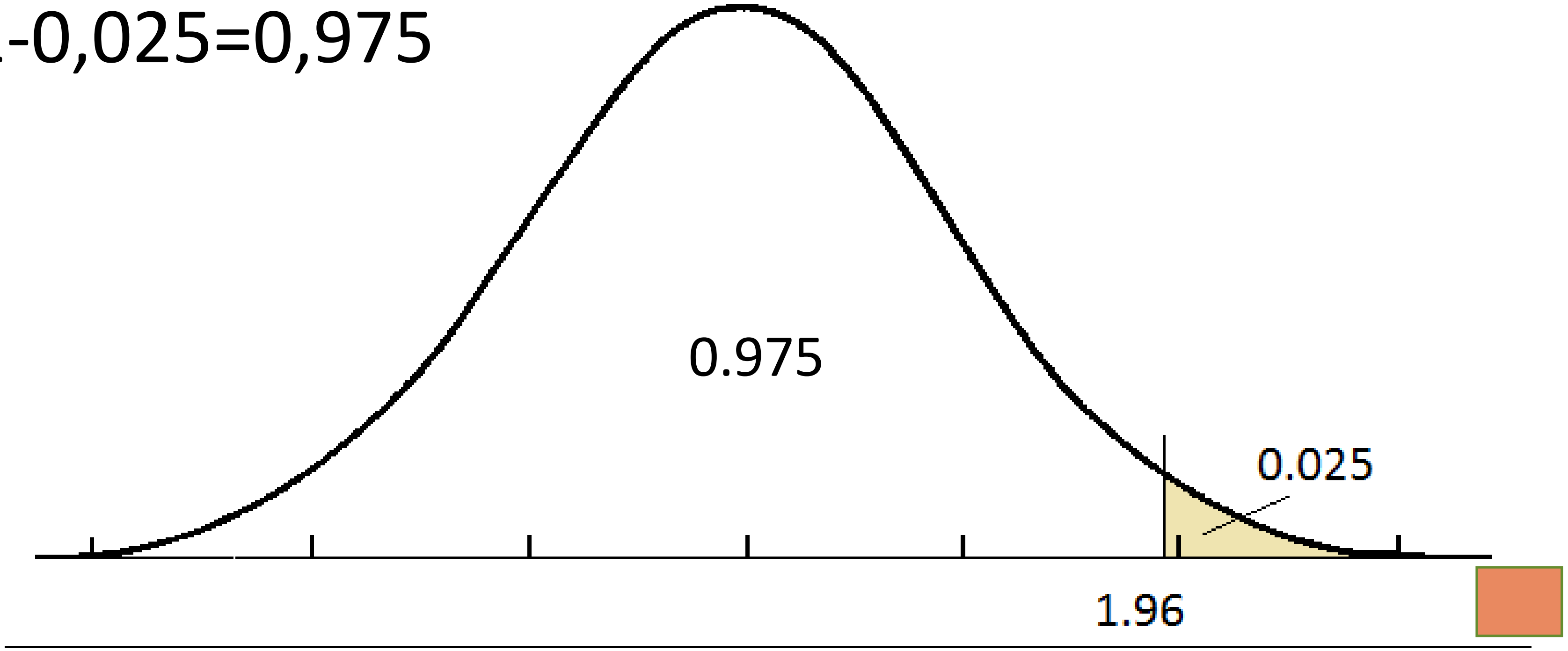
Intervalul de **încredere** de 1- α pentru media μ

Distribuția normală standardizată (μ=0, σ=1)

$$-Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \leq z \leq Z_{1-\frac{\alpha}{2}}$$

$ex.\, 1-\frac{\alpha}{2}$=$1-\frac{0,05}{2}$=1-0,025=0,975

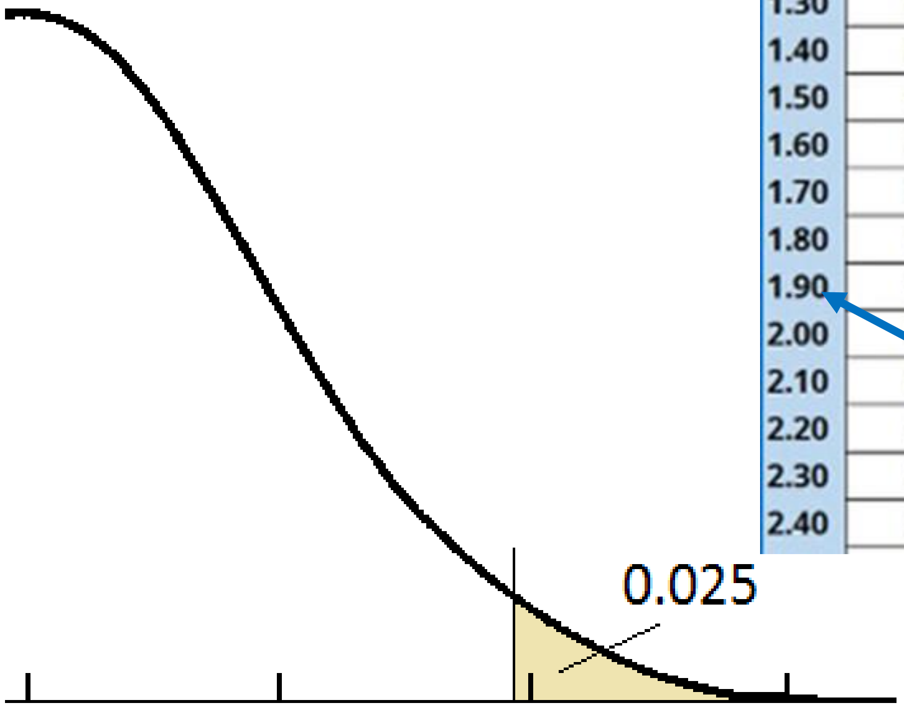
trebuie găsit $Z_{0,975}$



Care valoare a lui Z divide aria în 97,5% și 2,5%?

z	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.09
1.00	0.8413	0.8438	0.8461	0.8485	0.8508	0.8531	0.8554	0.8577	0.8599	0.8621
1.10	0.8643	0.8665	0.8686	0.8708	0.8729	0.8749	0.8770	0.8790	0.8810	0.8830
1.20	0.8849	0.8869	0.8888	0.8907	0.8925	0.8944	0.8962	0.8980	0.8997	0.9015
1.30	0.9032	0.9049	0.9066	0.9082	0.9099	0.9115	0.9131	0.9147	0.9162	0.9177
1.40	0.9192	0.9207	0.9222	0.9236	0.9251	0.9265	0.9279	0.9292	0.9306	0.9319
1.50	0.9332	0.9345	0.9357	0.9370	[illegible]	[illegible]	0.9406	0.9418	0.9429	0.9441
1.60	0.9452	0.9463	0.9474	0.9484	[illegible]	[illegible]	0.9515	0.9525	0.9535	0.9545
1.70	0.9554	0.9564	0.9573	0.9582	[illegible]	[illegible]	0.9608	0.9616	0.9625	0.9633
1.80	0.9641	0.9649	0.9656	0.9664	0.9671	0.9678	0.9686	0.9693	0.9699	0.9706
1.90	0.9713	0.9719	0.9726	0.9732	0.9738	0.9744	0.9750	0.9756	0.9761	0.9767
2.00	0.9772	0.9778	0.9783	0.9788	0.9793	0.9798	0.9803	0.9808	0.9812	0.9817
2.10	0.9821	0.9826	0.9830	0.9834	0.9838	0.9842	0.9846	0.9850	0.9854	0.9857
2.20	0.9861	0.9864	0.9868	0.9871	0.9875	0.9878	0.9881	0.9884	0.9887	0.9890
2.30	0.9893	0.9896	0.9898	0.9901	0.9904	0.9906	0.9909	0.9911	0.9913	0.9916
2.40	0.9918	0.9920	0.9922	0.9925	0.9927	0.9929	0.9931	0.9932	0.9934	0.9936

0,9750



Prima zecimală

A doua zecimală

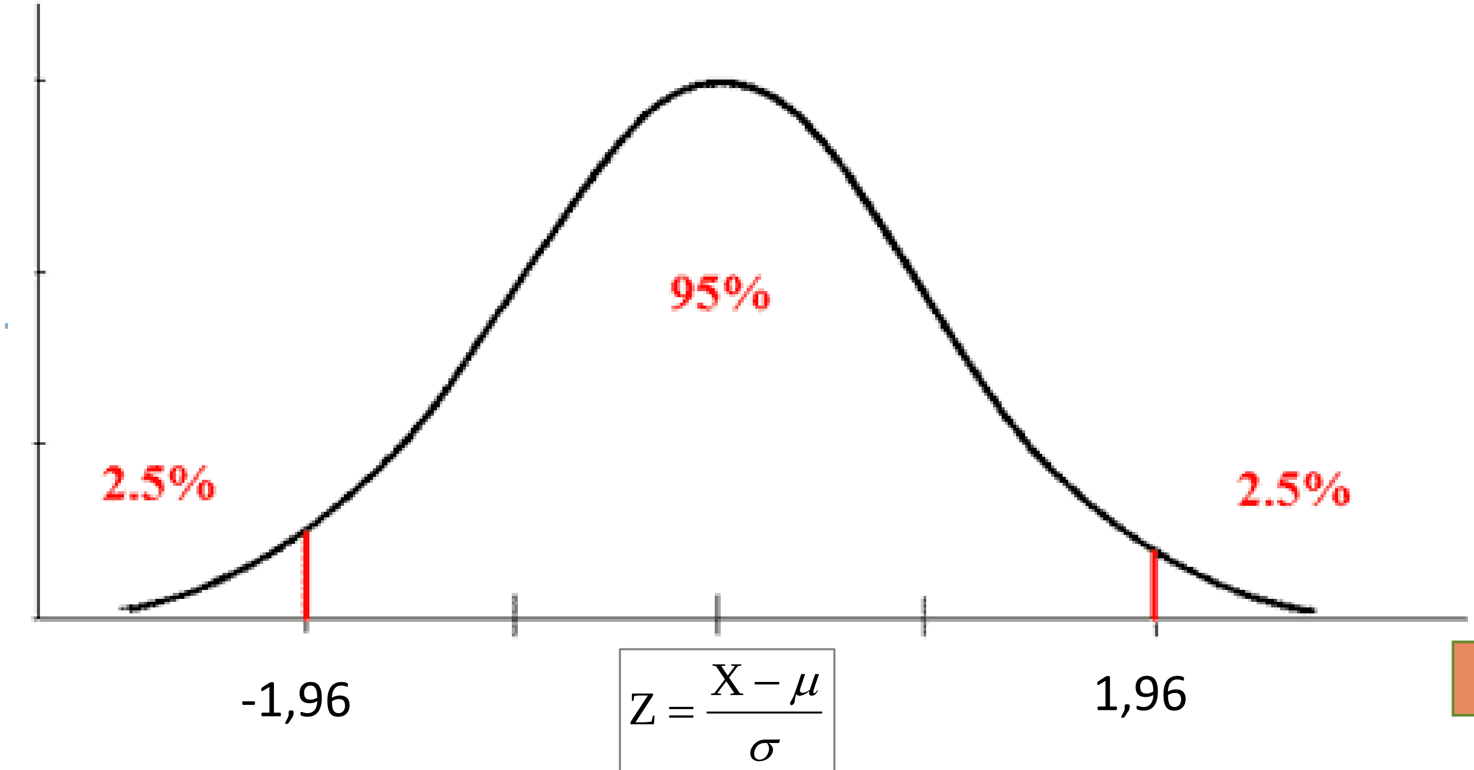
$$Z_{1-\frac{\alpha}{2}} = 1,96$$

Tabelul valorilor lui Z critic conform distribuției normale standardizate

Intervalul de **încredere de 95%** pentru medie

Vom determina intervalul de încredere de 95%

Intervalul [-1,96, +1,96] conține 95% dintre valorile z ale distribuției normale



Intervalul de **încredere** de 95% pentru media μ

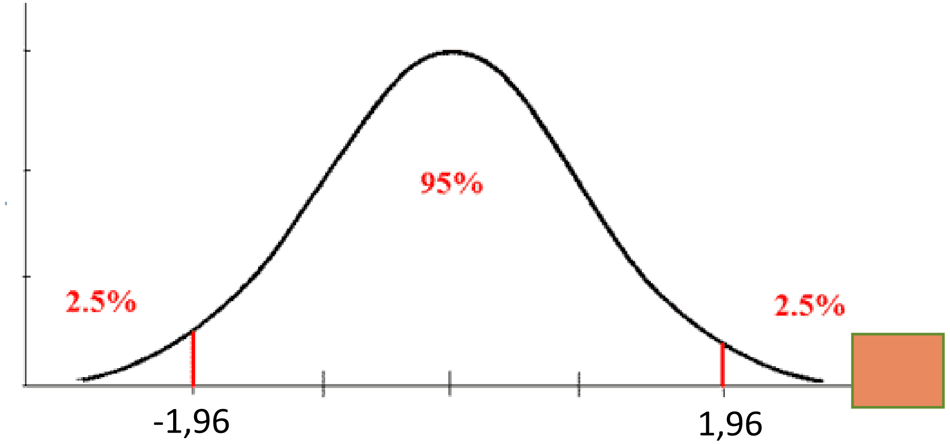
$$P(-1{,}96 \le z \le 1{,}96) = P\left(-1{,}96 \le \frac{\bar{X}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}} \le 1{,}96\right) = 0{,}95$$

$$Z = \frac{X-\mu}{\sigma}$$

$$P\left(\bar{X} - 1{,}96\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \le \mu \le \bar{X} + 1{,}96\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 0{,}95$$

$\left[\bar{X} - 1{,}96\frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{X} + 1{,}96\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right]$ intervalul de încredere de 95% al mediei μ

Eroarea standard SE = $\frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ = Deviația standard a distribuției de eșantionare

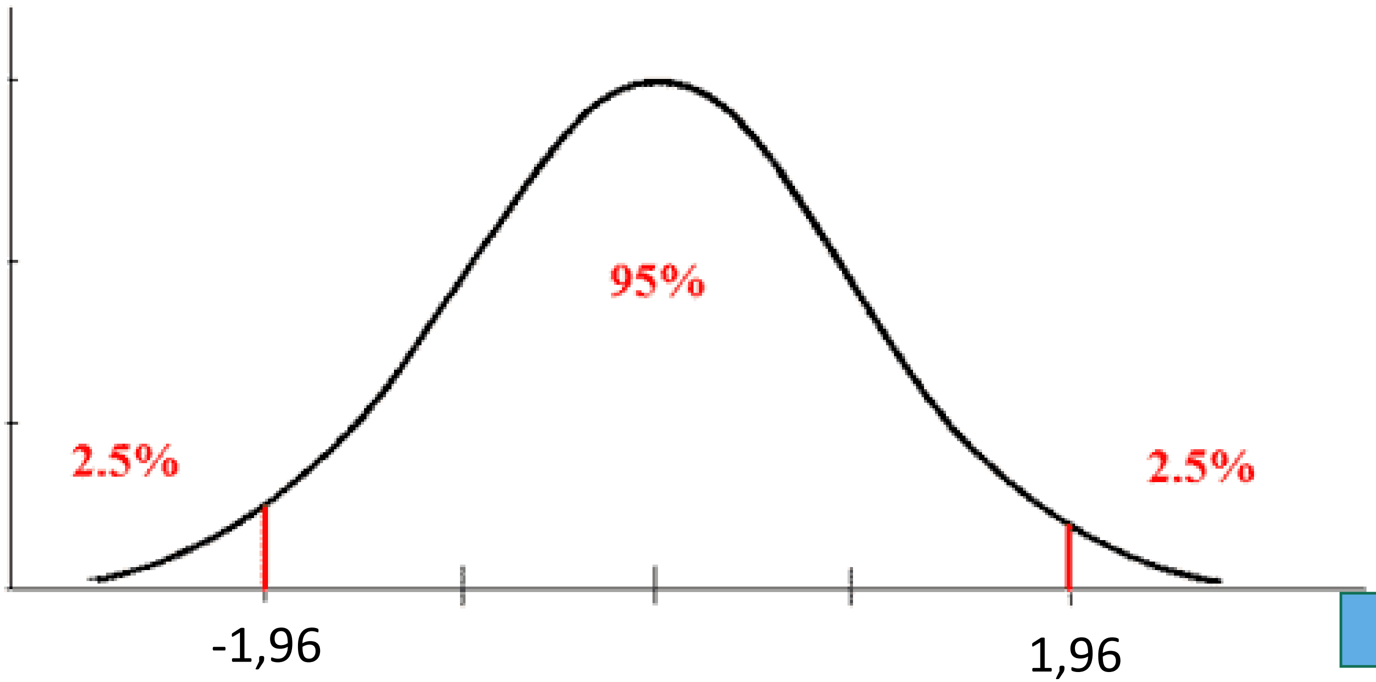


Intervalul de **încredere** de 1-α pentru media μ în cazul σ cunoscută

!

$$[\bar{X} - Z_{1-\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{X} + Z_{1-\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}]$$

$Z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ = Z critic



Intervalul de **încredere** de 95% pentru media μ în cazul eșantioanelor mari n≥30 și cu **σ necunoscută** !

Dacă σ necunoscută o aproximăm cu s

$$\left[\bar{X} - 1{,}96\,\frac{s}{\sqrt{n-1}}, \bar{X} + 1{,}96\,\frac{s}{\sqrt{n-1}}\right]$$

Corecția aplicată variației ca să fie un bun estimator

unde

$\bar{X}$ – media aritmetică a variabilei pe eșantion

s – deviația standard a variabilei pe eșantion

n – numărul total de subiecți din eșantion

Exemplu

Obiectiv: să estimăm media µ a colesterolului în populație

- un eșantion de **n=101**
- media **colesterolului**

$\bar{X}$ = 120 mg/dl

- deviația standard

s=16

Să se calculeze intervalul de încredere de 95% pentru media colesterolului în populație

$$[\bar{X} - 1{,}96\,\frac{s}{\sqrt{n-1}}, \bar{X} + 1{,}96\,\frac{s}{\sqrt{n-1}}]$$

$$[120 - 1{,}96\,\frac{16}{\sqrt{101-1}}; 120 - 1{,}96\,\frac{16}{\sqrt{101-1}}]$$

$$[120 - 3{,}14; 120 + 3{,}14]$$

[116,86; 123,14] – intervalul de încredere de 95%

Răspuns: media µ a colesterolului în populație se situează între 116,86 și 123,14 mg/dl cu o probabilitate de 95%

Intervalul de **încredere** de 1-α pentru proporție π pentru eșantioane mari (nf>10 și n(1-f)>10)

!

- Formula:

$$[f - Z_{1-\frac{\alpha}{2}}\sqrt{\frac{f(1-f)}{n}} ; f + Z_{1-\frac{\alpha}{2}}\sqrt{\frac{f(1-f)}{n}}]$$

unde

f – frecvența relativă (!f<1)

n – nr. total de subiecți

$Z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ se mai noteaza si Z_{α} pentru usurinta scrierii si intelegerii rapide, este Z critic

Exemplu

Obiectiv:

estimăm frecvența **cancerului de esofag**

populația cu vârsta >60 de ani

- eșantion **n=10.000** de participanți
  - observați timp de 10 ani
- 300 au făcut cancer de esofag

- ? intervalul de încredere de 95% pentru frecvența cancerului de esofag la populația cu vârsta > 60 de ani

$$f = \frac{300}{10000} = 0{,}03$$

$$[f - Z_\alpha\sqrt{\frac{f(1-f)}{n}}; f + Z_\alpha\sqrt{\frac{f(1-f)}{n}}]$$

$$[0{,}03 - 1{,}96\sqrt{\frac{0{,}03(1-0{,}03)}{10000}}; 0{,}03 + 1{,}96\sqrt{\frac{0{,}03(1-0{,}03)}{10000}}]$$

$$[0{,}03 - 0{,}003; 0{,}03 + 0{,}003]$$

[0,027; 0,033] – intervalul de încredere de 95%

Răspuns: frecvența cancerului la populația peste 60 de ani este între 2,7% și 3,3% cu o probabilitate de 95%

Ce se întâmplă dacă eșantionul este mai mic?

Obiectiv:

estimăm frecvența **cancerului de esofag**

populația cu vârsta >60 de ani

- eșantion **n=1.000** de participanți
  - observați timp de 10 ani
- 300 au făcut cancer de esofag
- ? intervalul de încredere de 95% pentru frecvența cancerului de esofag la populația cu vârsta > 60 de ani

$$f = \frac{30}{1000} = 0{,}03$$

$$\left[0{,}03 - 1{,}96\sqrt{\frac{0{,}03(1-0{,}03)}{1000}}; 0{,}03 + 1{,}96\sqrt{\frac{0{,}03(1-0{,}03)}{1000}}\right]$$

$$[0{,}03 - 0{,}011; 0{,}03 + 0{,}011]$$

[0,019; 0,041] – intervalul pentru n=1.000

frecvența cancerului între 1,9% și 4,1% cu o probabilitate de 95%

[0,027; 0,033] – intervalul pentru n=10.000

frecvența cancerului între 2,7% și 3,3% cu o probabilitate de 95%

Răspuns: eșantion mai mic → interval mai mare

n la numitor are efect invers

Crește eșantionul → creste precizia de măsurare prin scăderea intervalului necesar estimării

Ce se întâmplă dacă scădem probabilitatea 95% → 80%

Obiectiv:

estimăm frecvența **cancerului de esofag**

populația cu vârsta >60 de ani

- eșantion **n=1.000** de participanți
  - observați timp de 10 ani
- 300 au făcut cancer de esofag
- ? intervalul de încredere de 95% pentru frecvența cancerului de esofag la populația cu vârsta > 60 de ani

Pentru intervalul de 80% încredere,

Z critic =1,29

$$f = \frac{30}{1000} = 0{,}03$$

$$\left[0{,}03 - 1{,}29\sqrt{\frac{0{,}03(1-0{,}03)}{1000}};\ 0{,}03 + 1{,}29\sqrt{\frac{0{,}03(1-0{,}03)}{1000}}\right]$$

$$[0{,}03 - 0{,}007; 0{,}03 + 0{,}007]$$

[0,023; 0,037] – intervalul pentru 80%

frecvența cancerului între 2,3% și 3,7% cu o probabilitate de 95%

[0,019; 0,041] – intervalul pentru 95%

frecvența cancerului între 1,9% și 4,1% cu o probabilitate de 95%

Răspuns: probabilitate mai mică - interval mai mic

Z la numărător

Crește precizia → se mărește intervalul necesar estimării

COROLAR

- Dacă un eșantion este **reprezentativ** pentru o populație atunci:
  - intervalul estimat este corect
  - în intervalul de încredere estimat se găsește valoarea reală a parametrului caracteristicii studiate din populația din care a fost extras eșantionul cu o încredere 1-α
  - ! e valabil și invers
- Dacă nivelul de eroare este 0,05
  - atunci există o probabilitate de 95% ca parametrul populației să se găsească în intervalul de încredere

Exemplu

Într-o populaţie de nou-născuți

- cunoaștem media greutăţii la naștere μ = 3400g

Eşantion de n = 50 nou-născuţi

  - media $\bar{X}$= 3200g
  - abaterea standard s = 300

- Eşantionul este sau nu reprezentativ pentru populaţie?

$$[\bar{X} - 1{,}96\frac{s}{\sqrt{n-1}}, \bar{X} + 1{,}96\frac{s}{\sqrt{n-1}}]$$

$$[3200 - 1{,}96\frac{300}{\sqrt{50-1}}; 3200 - 1{,}96\frac{300}{\sqrt{50-1}}]$$

$$[3200 - 84; 3200 + 84]$$

[3116; 3284]

Răspuns: Eșantionul nu este reprezentativ pentru populație

3400g = media populației nu este în interval

Intervalul de **încredere** de 95% pentru media μ în cazul eșantioanelor mari n≥30 și cu σ necunoscută

!

$$[\bar{X} \text{ - } 1{,}96 s_X, \bar{X} + 1{,}96 s_X]$$

$$s_{\bar{X}} = \frac{s}{\sqrt{n-1}}$$

unde

$\bar{X}$ – media aritmetică a variabilei X pe eșantion

$s_{\bar{X}}$ – **eroarea standard de eșantionare**

n – numărul total de subiecți din eșantion

Eroarea standard a distribuţiei de eşantionare a mediei

deviaţia standard a distribuției de eșantionare (a mediei)

= eroarea standard

estimată de pe eșantion

deviația (abaterea) standard de eșantionare:

$$s_{\overline{X}} = \frac{s}{\sqrt{n-1}}$$

Exemplu – se dă eroarea standard de eșantionare

Studiul Fitzgerald al mobilității prin extensie a coloanei lombare la indivizi de vârste cuprinse între 30 şi 39 de ani

n=42, media=40° şi s_X=1,36°

Să se calculeze intervalul de încredere de 95% pentru medie.

$[\bar{X}$ - 1,96s_X, $\bar{X}$ + 1,96s_X]

$$[40 - 1{,}96 * 1{,}36; 40 - 1{,}96 * 1{,}36]$$

$$[40 - 2{,}67; 40 + 2{,}67]$$

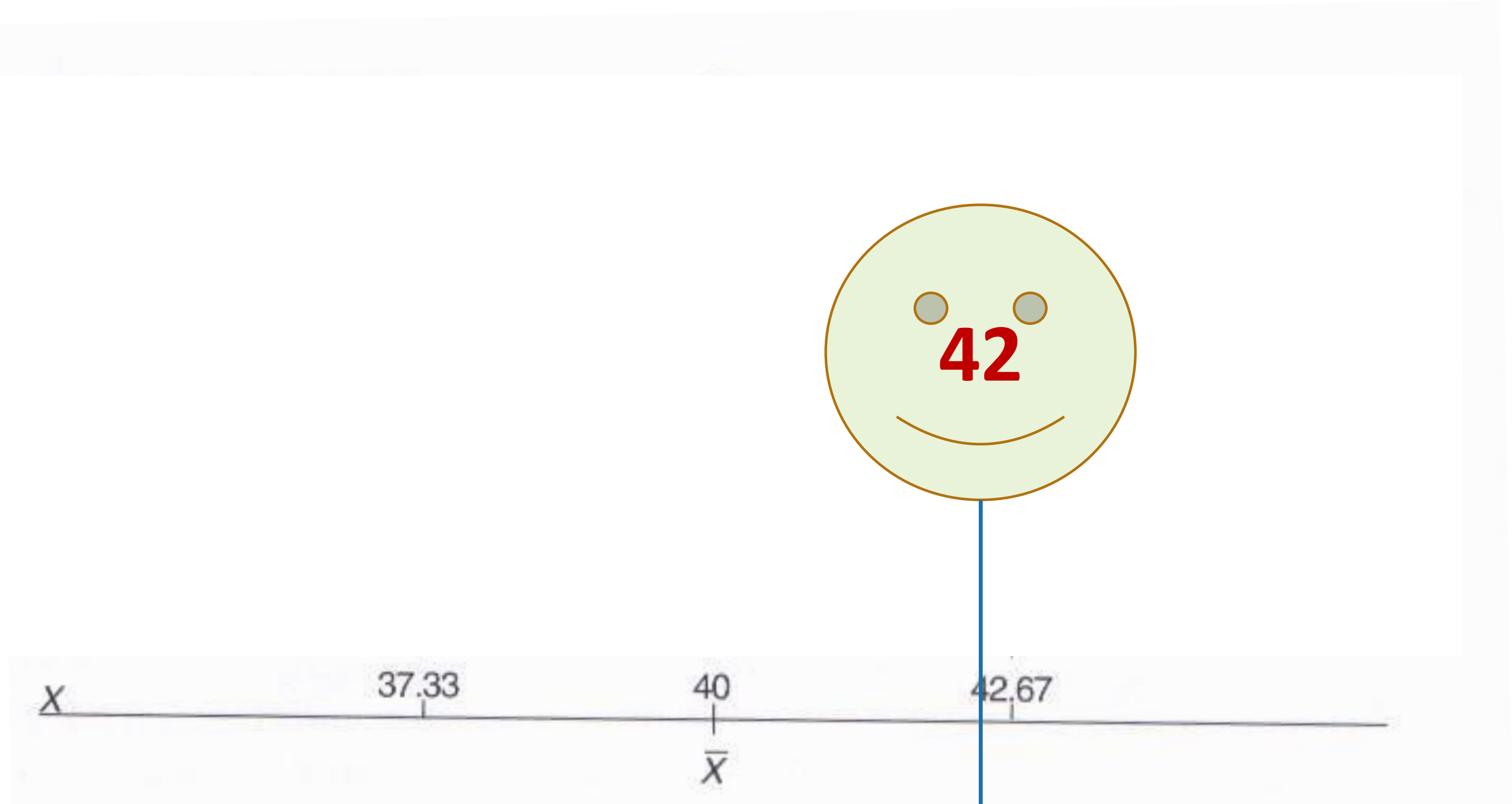
[37,33°; 42,67°]

Răspuns: mobilitatea coloanei lombare la indivizi tineri este între 37,33° și 42,67° cu o eroare de 5%

Exemplu: Media populației este 42°

- n=42, media=40°, s=8,8° → Sx=1,36

- 95% interval de încredere = 37,33 până la 42,67



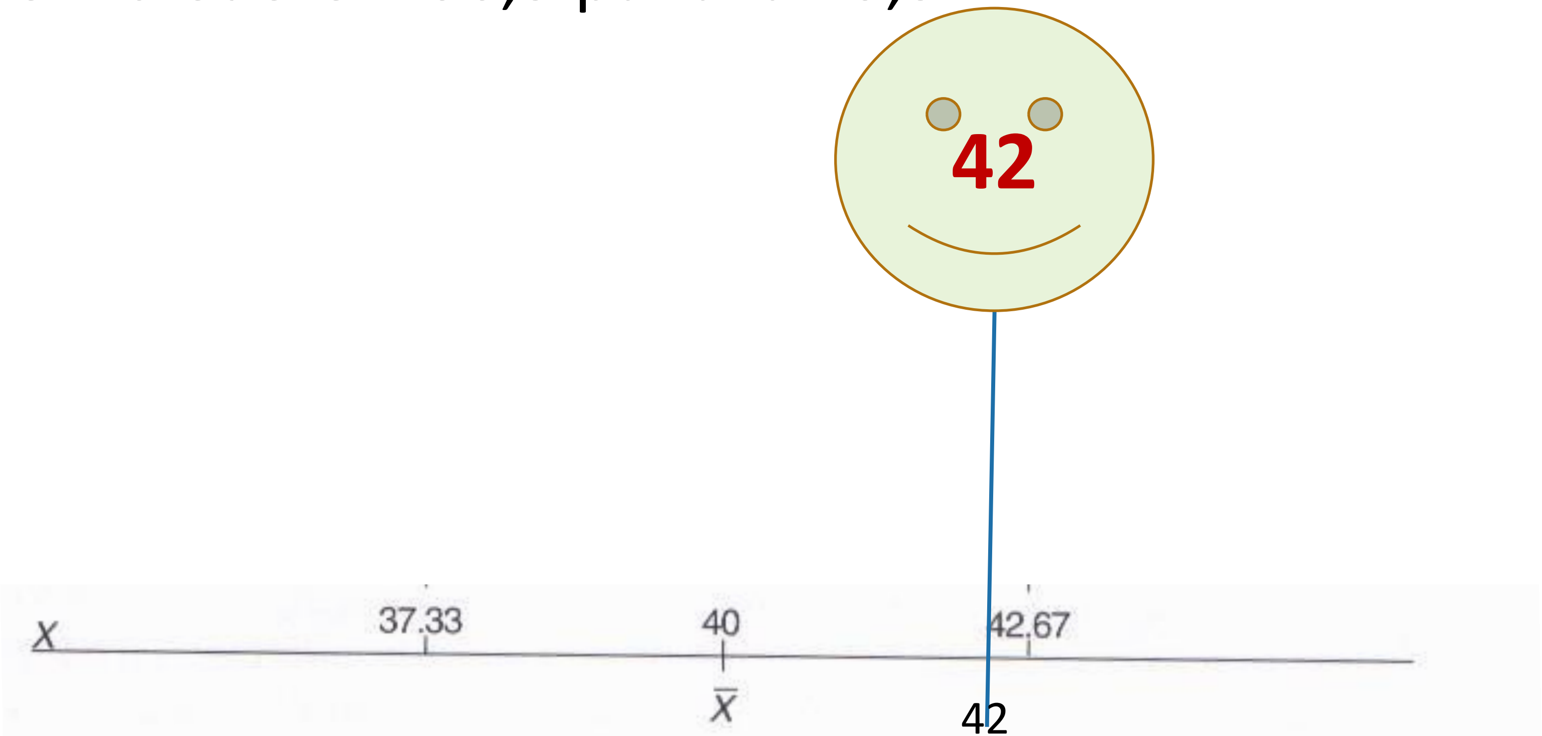
Exemplu 99% - interval mai mare

Z = ± 2,576

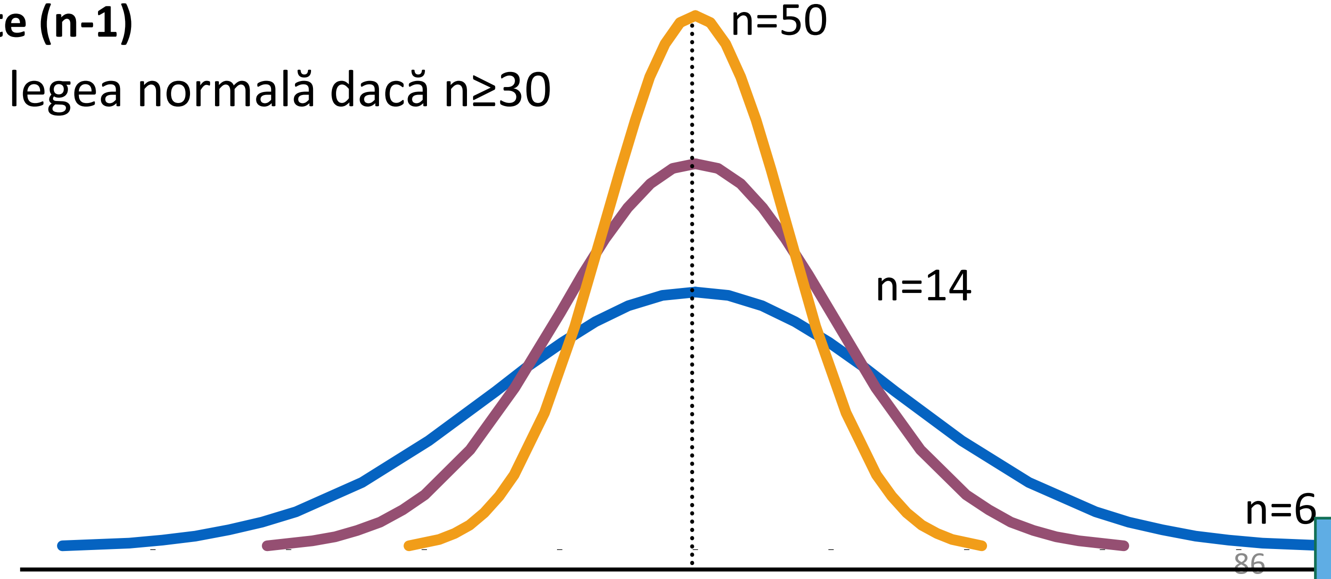
99% intervalul de încredere = 40,0± (2,576*1,36)

99% intervalul de încredere = 40,0±3,50

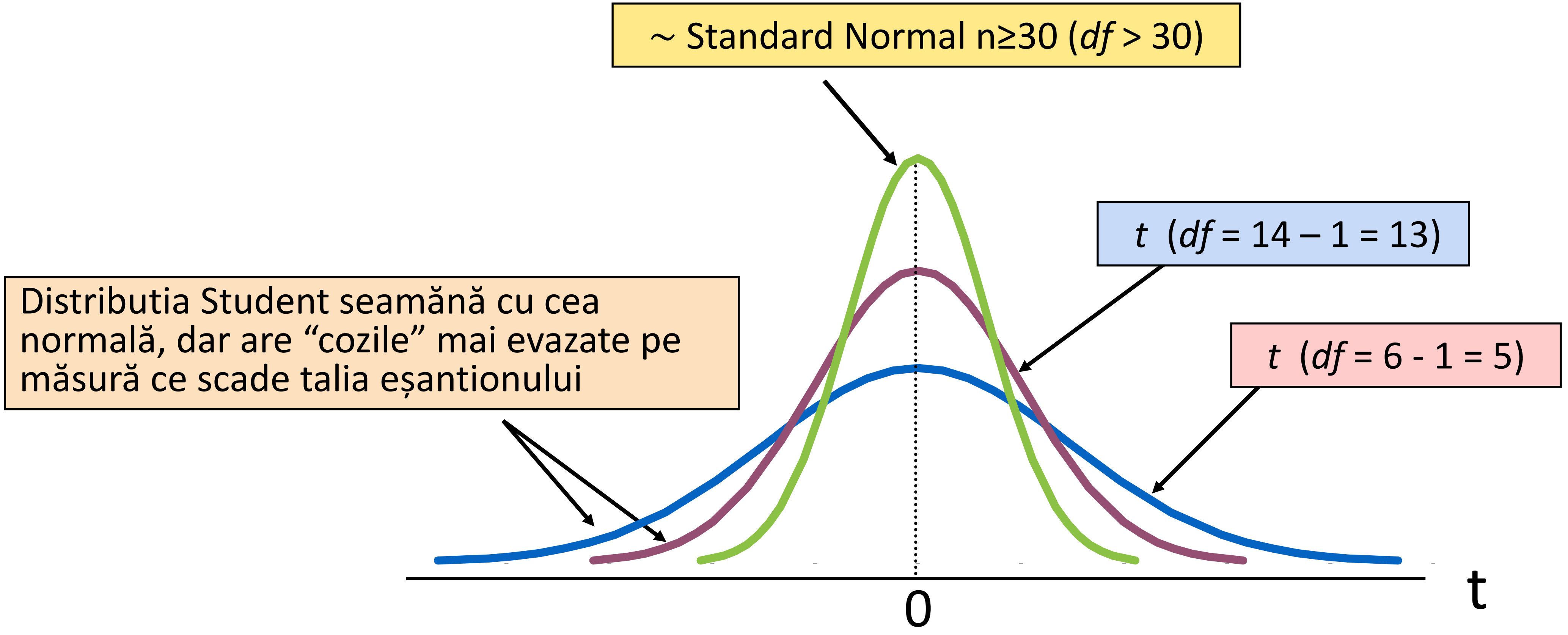
99% intervalul de încredere = 36,5 până la 43,5



- distribuția de eșantionare a mediei este normal distribuită atunci când este cunoscută deviația standard a populației σ
- Deseori σ necunoscută
  - se face estimarea acesteia cu deviația standard obținută pe eșantion s
    - în acest caz distribuția de eșantionare nu mai urmează legea normală
    - distribuția de eșantionare urmează legea Student – foarte asemănătoare
    - legea Student variază în funcție de talia eșantionului
      - **depinde de gradele de libertate (n-1)**
    - legea Student este apropiată de legea normală dacă n≥30



Student vs Normal: diferențele între distribuții



Grade de libertate = df

- Numărul de componente care “sunt libere” să varieze într-un set de date
- df = n - 1
- De exemplu:
  - 5 măsurători, avem o sumă de 30 şi o medie de 6
  - Dacă știm media și primele patru valori: 8,9,10,11 a cincea poate fi calculată şi setul de date are numai 4 grade de libertate

Intervalul de **încredere** de 1-α% pentru media μ în cazul eșantioanelor mici n<30 și cu σ necunoscută

!

- în cazul eșantioanelor mici se foloseşte distribuţia t sau Student

Intervalul de încredere de 1-α%:

$$\left(\bar{X} - t_{n-1,1-\frac{\alpha}{2}}\frac{s}{\sqrt{n-1}}, \bar{X} + t_{n-1,1-\frac{\alpha}{2}}\frac{s}{\sqrt{n-1}}\right)$$

unde

$\bar{X}$ - media aritmetică a variabilei X pe eșantion,

s – deviația standard a lui X pe eșantion,

n-numărul total de subiecți din eșantion,

$t_{n-1,1-\frac{\alpha}{2}}$ valoarea critică a lui t pentru n-1 grade de libertate (se mai noteaza si cu t_{α})

$1-\alpha$ nivelul de încredere

Calculul intervalului de încredere

- df = n-1
- df = grade de libertate

VALUES OF *t* FOR 90%, 95%, AND 99% CONFIDENCE INTERVALS

df	90%	95%	99%
5	2.015	2.571	4.032
6	1.943	2.447	3.707
7	1.895	2.365	3.499
8	1.860	2.306	3.355
9	1.833	2.262	3.250
10	1.812	2.228	3.169
11	1.796	2.201	3.106
12	1.782	2.179	3.055
13	1.771	2.160	3.012
14	1.761	2.145	2.977
15	1.753	2.131	2.947
16	1.746	2.120	2.921
17	1.740	2.110	2.898
18	1.734	2.101	2.878
19	1.729	2.093	2.861
20	1.725	2.086	2.845
30	1.697	2.042	2.750
40	1.684	2.021	2.704
60	1.671	2.000	2.660
120	1.658	1.980	2.617
∞	1.645	1.960	2.576

Calculul intervalului de încredere

- n=6 → df =n-1= 5
  - interval de încredere 95% → t= ±2,571
- n=10 → df = 9
  - interval de încredere 95% → t= ±2,262
- n=30
  - interval de încredere 95% → t= ±2,042
- creşterea lui n determină ca valoarea lui t să se apropie de 1,96 → curba tinde spre distribuţia normală
- diferențele de calcule pot fi considerate neglijabile pe eșantione cu talia n ≥ 30

VALUES OF *t* FOR 90%, 95%, AND 99% CONFIDENCE INTERVALS

df	90%	95%	99%
5	2.015	2.571	4.032
6	1.943	2.447	3.707
7	1.895	2.365	3.499
8	1.860	2.306	3.355
9	1.833	2.262	3.250
10	1.812	2.228	3.169
11	1.796	2.201	3.106
12	1.782	2.179	3.055
13	1.771	2.160	3.012
14	1.761	2.145	2.977
15	1.753	2.131	2.947
16	1.746	2.120	2.921
17	1.740	2.110	2.898
18	1.734	2.101	2.878
19	1.729	2.093	2.861
20	1.725	2.086	2.845
30	1.697	2.042	2.750
40	1.684	2.021	2.704
60	1.671	2.000	2.660
120	1.658	1.980	2.617
∞	1.645	1.960	2.576

Exemplu – se dă abaterea standard de eșantionare

Studiul mobilității prin extensie a coloanei lombare la indivizi de vârste cuprinse între 30 şi 39 de ani

n=17, media=40° şi t_α=2,11, s_x=1,36°

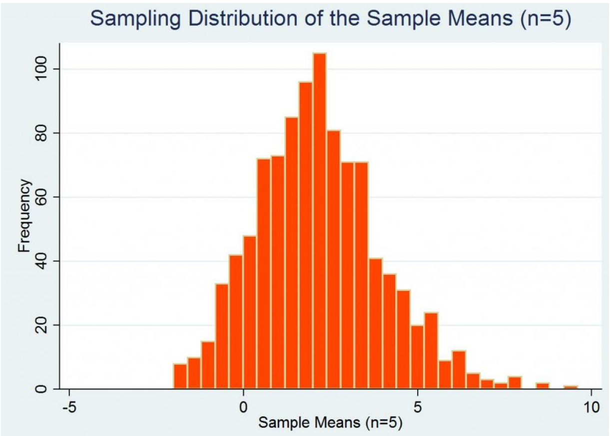
$$[40 - 2{,}11 * 1{,}36; 40 - 2{,}11 * 1{,}36]$$

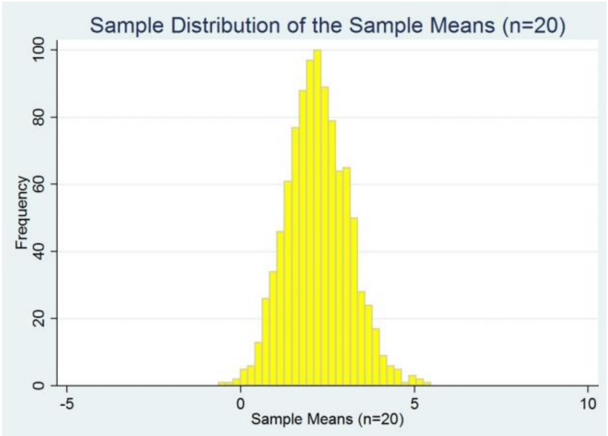
$$[40 - 2{,}87; 40 + 2{,}87]$$

[37,13°; 42,87°]

Răspuns: mobilitatea coloanei lombare la indivizi tineri este între 37,13° și 42,87° cu o eroare de 5%

- Dacă selectăm toate eșantioanele posibile de 20 de persoane.
- Estimăm intervalele de încredere pentru fiecare dintre eșantioane
- 95% dintre intervalele de încredere calculate conțin media populației
- Concluzie: la eșantionarea aleatoare avem șanse de 5% să selectăm un eșantion de pe care să facem o estimare incorectă





Albright EA. Sampling and the Central Limit Theorem. Nicholas School of the Environment, Duke University

DETERMINAREA TALIEI EŞANTIOANELOR

- Dacă pentru o eroare dată α se doreşte obţinerea unei precizii date k pentru intervalul de încredere, adică acesta să aibă forma:
  - [f - k , f + k]
- atunci ținând seama de faptul că intervalul de încredere se exprimă prin:

$$\left[f - Z_\alpha \cdot \sqrt{\frac{f(1-f)}{n}},\ f + Z_\alpha \cdot \sqrt{\frac{f(1-f)}{n}}\right]$$

$$k = Z_\alpha \cdot \sqrt{\frac{f(1-f)}{n}}$$

$$n = \frac{Z_\alpha^2 \cdot f(1-f)}{k^2}$$

EXEMPLU

- Se doreşte evaluarea frecvenței diabetului de tip 2 în populația peste 50 de ani.
- Se ştie din studii că f este de ordinul a 30%.
- Dacă se doreşte o **precizie a estimării** de k=5% (adică lungimea intervalului să fie de 10%) cu o eroare α = 0,05 (căreia îi corespunde Z_α = 1,96)
- Talia eșantionului trebuie să fie superioară sau egală cu

$$\frac{(1{,}96)^2 \times \ 0{,}3 \ \times \ 0{,}7}{(0{,}05)^2}$$

- se găsește n = 323.

EXEMPLU

- Se doreşte evaluarea frecvenței diabetului de tip 2 în populația peste 50 de ani.
- Se ştie din studii că f este de ordinul a 30%.
- Dacă se doreşte o **precizie a estimării** de k=1% (adică lungimea intervalului să fie de 2%) cu o eroare α = 0,05 (căreia îi corespunde Z_{α} = 1,96)
- Talia eșantionului trebuie să fie superioară sau egală cu

$$\frac{(1{,}96)^2 \times 0{,}3 \times 0{,}7}{(0{,}01)^2}$$

- se găsește n = 8067.

EXEMPLU

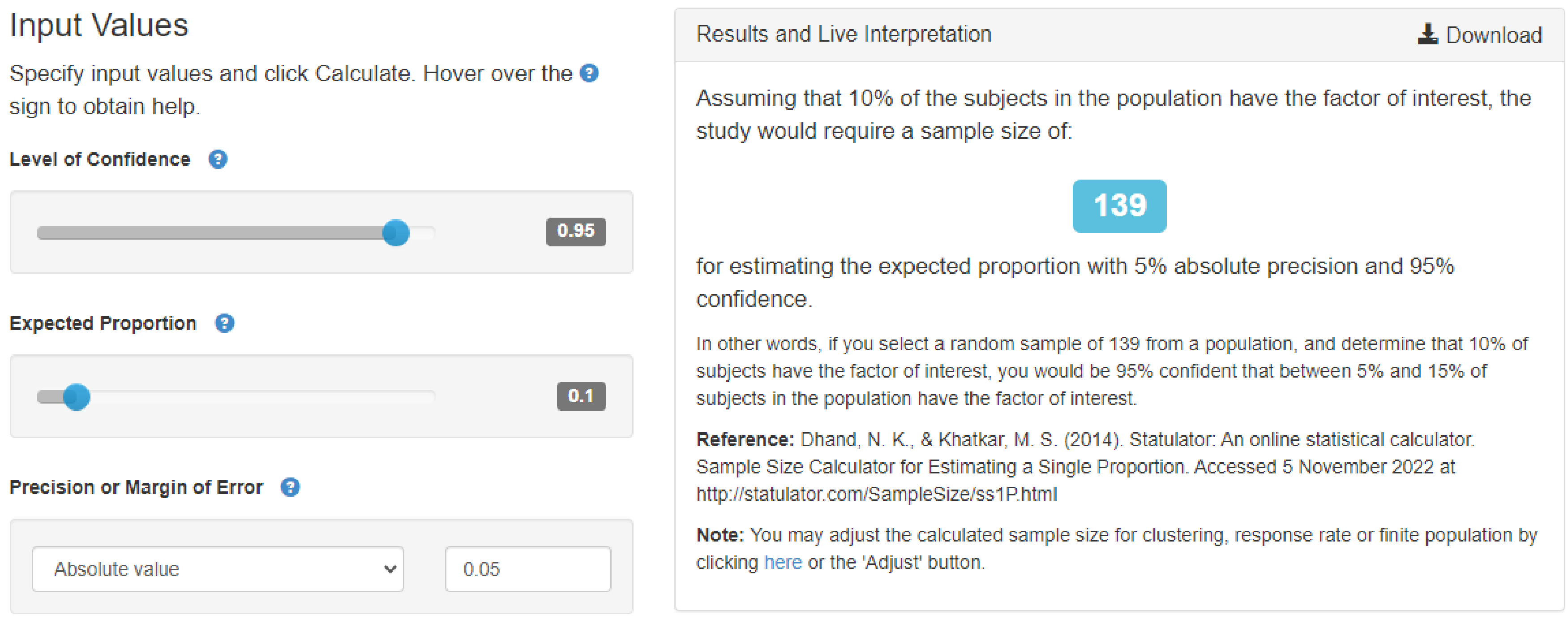
- Se doreşte evaluarea frecvenței diabetului de tip 2 în populația peste 50 de ani.
- Se ştie din studii că f este de ordinul a 50%.
- Dacă se doreşte o **precizie a estimării** de k=5% (adică lungimea intervalului să fie de 10%) cu o eroare α = 0,05 (căreia îi corespunde Z_α = 1,96)
- Talia eșantionului trebuie să fie superioară sau egală cu

$$\frac{(1{,}96)^2 \times\ 0{,}5\ \times\ 0{,}5}{(0{,}05)^2}$$

- se găsește n = 384> 323 (f=0,3).

Exemplu de calcul a dimensiunii eșantionului

- Se doreşte evaluarea frecvenței diabetului de tip 2 în populația generală.
- Se ştie din studii că f este de ordinul a 10%.
- Dacă se doreşte o **precizie a estimării** de k=5% (adică lungimea intervalului să fie de 10%) cu o eroare α = 0,05



Stabilirea taliei eșantionului

pentru compararea a două proporții http://statpages.org/proppowr.html

Eroarea 5%

Puterea studiului 80

Significance Level (alpha):	0.05	(Usually 0.05)
Power (% chance of detecting):	80	(Usually 80)
Group 1 Population Proportion:	.30	(Between 0.0 and 1.0)
Group 2 Population Proportion:	.50	(Between 0.0 and 1.0)
Relative Sample Sizes Required (Group 2 / Group 1):	1.0	(For equal samples, use 1.0)

diferența așteptată între proporții =20%

Compute

Sample Size Required

	Group 1	Group 2	Total
"Classical" Calculation:	93	93	186
With Continuity Correction:	103	103	206

Stabilirea taliei eșantionului pentru compararea a două proporții

Significance Level (alpha):	0.05	(Usually 0.05)
Power (% chance of detecting):	80	(Usually 80)
Group 1 Population Proportion:	.40	(Between 0.0 and 1.0)
Group 2 Population Proportion:	.50	(Between 0.0 and 1.0)
Relative Sample Sizes Required (Group 2 / Group 1):	1.0	(For equal samples, use 1.0)

diferența=10%

Compute

Sample Size Required

	Group 1	Group 2	Total
"Classical" Calculation:	387	387	775
With Continuity Correction:	407	407	814

Stabilirea taliei eșantionului pentru compararea a două proporții

Significance Level (alpha):	0.05	(Usually 0.05)
Power (% chance of detecting):	80	(Usually 80)
Group 1 Population Proportion:	.47	(Between 0.0 and 1.0)
Group 2 Population Proportion:	.50	(Between 0.0 and 1.0)
Relative Sample Sizes Required (Group 2 / Group 1):	1.0	(For equal samples, use 1.0)

diferența=3%

Compute

Sample Size Required

	Group 1	Group 2	Total
"Classical" Calculation:	4355	4355	8711
With Continuity Correction:	4422	4422	8844

Stabilirea taliei eșantionului
- pentru compararea a două proporții

Significance Level (alpha):	0.05	(Usually 0.05)
Power (% chance of detecting):	80	(Usually 80)
Group 1 Population Proportion:	.40	(Between 0.0 and 1.0)
Group 2 Population Proportion:	.60	(Between 0.0 and 1.0)
Relative Sample Sizes Required (Group 2 / Group 1):	1.0	(For equal samples, use 1.0)

Puterea = 80%

Compute

Sample Size Required

	Group 1	Group 2	Total
"Classical" Calculation:	97	97	194
With Continuity Correction:	107	107	213

Stabilirea taliei eșantionului
- pentru compararea a două proporții

Significance Level (alpha):	0.05	(Usually 0.05)
Power (% chance of detecting):	85	(Usually 80)
Group 1 Population Proportion:	.40	(Between 0.0 and 1.0)
Group 2 Population Proportion:	.60	(Between 0.0 and 1.0)
Relative Sample Sizes Required (Group 2 / Group 1):	1.0	(For equal samples, use 1.0)

Puterea = 85%

Compute

Sample Size Required

	Group 1	Group 2	Total
"Classical" Calculation:	111	111	221
With Continuity Correction:	120	120	241

Stabilirea taliei eșantionului

- pentru compararea a două medii (distributie normală)

http://sampsize.sourceforge.net/iface/s2.html#nm

diferența asteptată între medii = 230-210=20

```
Assumptions:

      alpha =          5  (two-sided)
      power =         90
         m1 =        230
         m2 =        210
        sd1 =         26
        sd2 =         33
      n2/n1 =          1

Estimated sample size:

         n1 =         47
         n2 =         47
```

Stabilirea taliei eșantionului
- pentru compararea a două medii (distributie normală)

diferența = 230-220=10

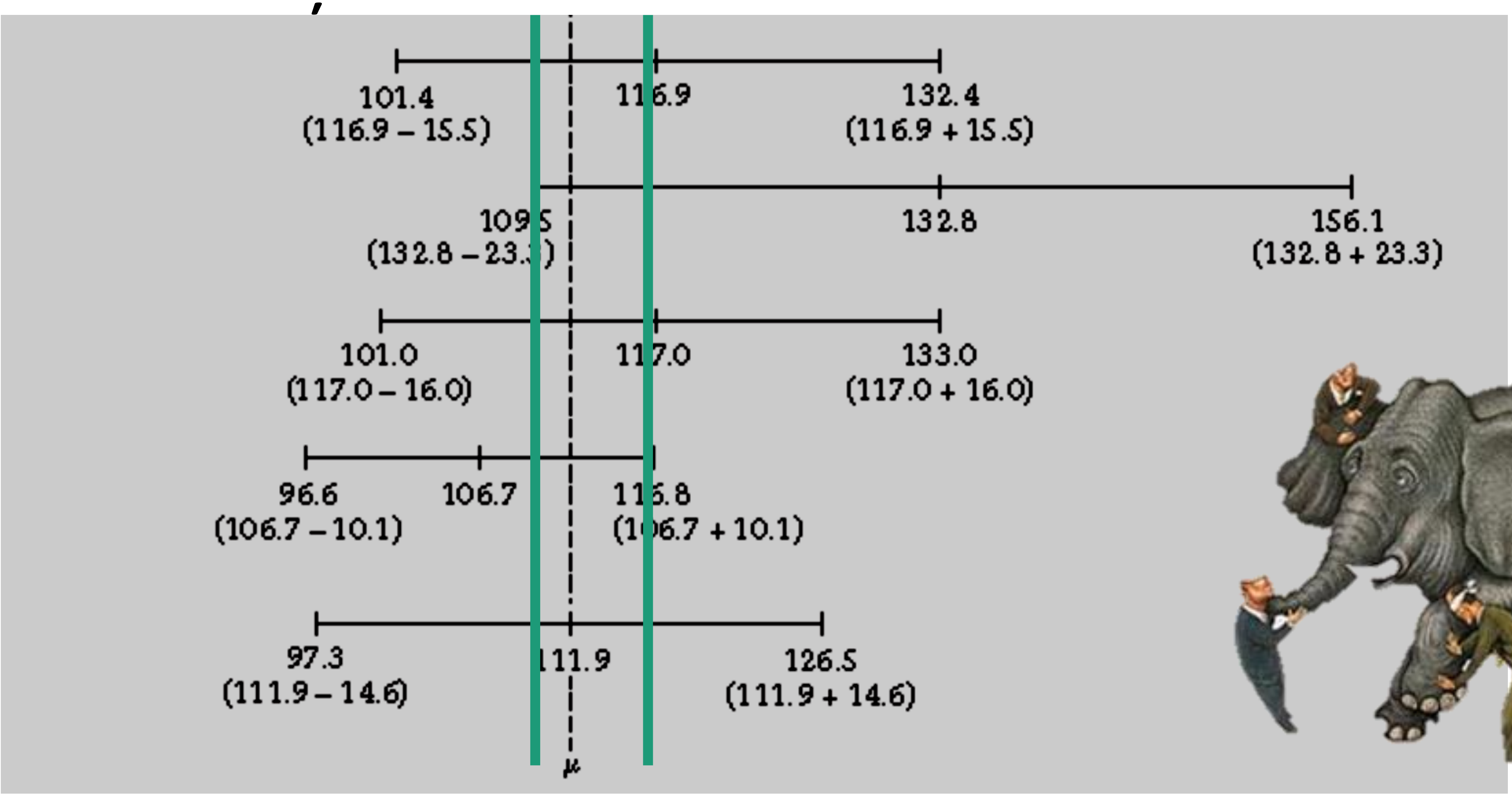
```
Assumptions:

        alpha =          5  (two-sided)
        power =         90
           m1 =        230
           m2 =        220
          sd1 =         26
          sd2 =         33
        n2/n1 =          1

Estimated sample size:

           n1 =        186
           n2 =        186
```

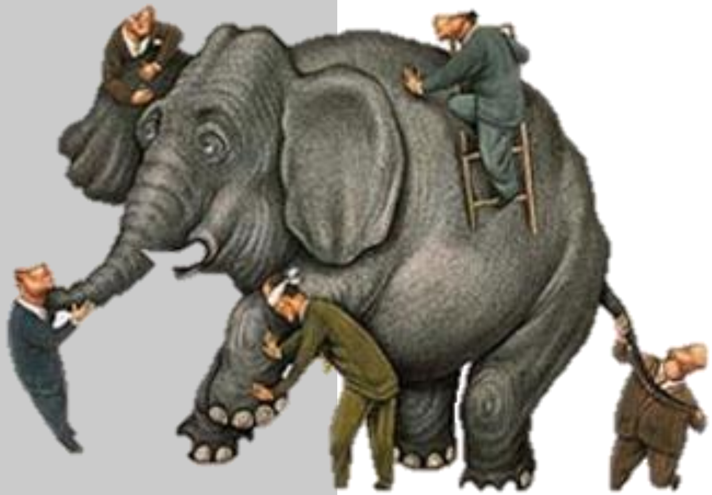
Stabilirea taliei eșantionului
- pentru compararea a două medii (distributie normală)

diferența = 230-225=5

```
Assumptions:

         alpha =          5  (two-sided)
         power =         90
            m1 =        230
            m2 =        225
           sd1 =         26
           sd2 =         33
         n2/n1 =          1

Estimated sample size:

            n1 =        742
            n2 =        742
```

Literatura de specialitate: mai multe studii care măsoară același lucru





Obținem un interval comun unde se găsește media populației μ

Systematic Review and Meta-Analysis

Medicine®

OPEN

The prognostic values of estrogen receptor alpha and beta in patients with gastroesophageal cancer

A meta-analysis

Dongyun Zhang, MD[a,*], Jianwei Ku, MD[b], Yingjie Yi, MM[c], Junhui Zhang, MM[d], Rongzhi Liu, MM[a], Nianya Tang, MM[a]

Abstract

Background: Published studies have investigated the prognostic roles of estrogen receptor alpha (ERα) and estrogen receptor beta (ERβ) in gastroesophageal cancer patients with the controversial results. The aim of the study was to systematically evaluate the impacts of ERα and ERβ on the overall survival (OS) in patients.

Method: Relevant eligible studies were extracted from PubMed, Embase, Web of Science, CNKI and Wanfa start date to November 2018) following the Preferred Reporting Items for Systematic Reviews and Meta-Analyse HR (hazard ratio) with 95% confidence intervals (CIs) were used to assess the prognostic values of ERα and

Results: High ERα expression was associated with poor OS (HR=1.58, 95% CI=1.29–1.94, $P<.001$) and ERβ with better OS (HR=0.56, 95% CI=0.37–0.83, $P=.004$) in gastroesophageal cancer. Furthermore, unfavorable OS was found in Chinese gastroesophageal patients with higher ERα expression (HR=1.57, 95% CI=1.25–1.96, $P<.001$) and better OS with higher ERβ expression (HR=0.51, 95% CI=0.31–0.83, $P<.01$) in our subgroup analysis. Meanwhile, worse OS was found in esophageal squamous cell carcinoma (ESCC) patients with high ERα expression (HR=1.74, 95% CI=1.33–2.26, $P<.001$), and favorable OS in ESCC with ERβ overexpression (HR=0.40, 95% CI=0.31–0.52, $P<.001$). Besides, high ERα expression was associated with lower tumor differentiation in ESCC (OR=1.64; 95% CI=1.02–2.64, $P=.04$) and ERβ was linked with better tumor differentiation in gastric adenocarcinoma (GCA) (OR=0.49; 95% CI=0.26–0.94, $P=.03$).

HR=1.57, 95% CI =1.25 – 1.96
CI – confidence interval

Medicine (Baltimore). 2019 Nov;98(46):e17403. doi: 10.1097/MD.0000000000017403.

The association of endocannabinoid receptor genes (CNR1 and CNR2) polymorphisms with depression: A meta-analysis.

Kong X[1], Miao Q[1], Lu X[2], Zhang Z[1], Chen M[3], Zhang J[1], Zhai J[3].

Author information

1 Department of Clinical Psychology, Jining Psychiatric Hospital.

2 Department of Clinical Psychology, Qindao Mental Health Center.

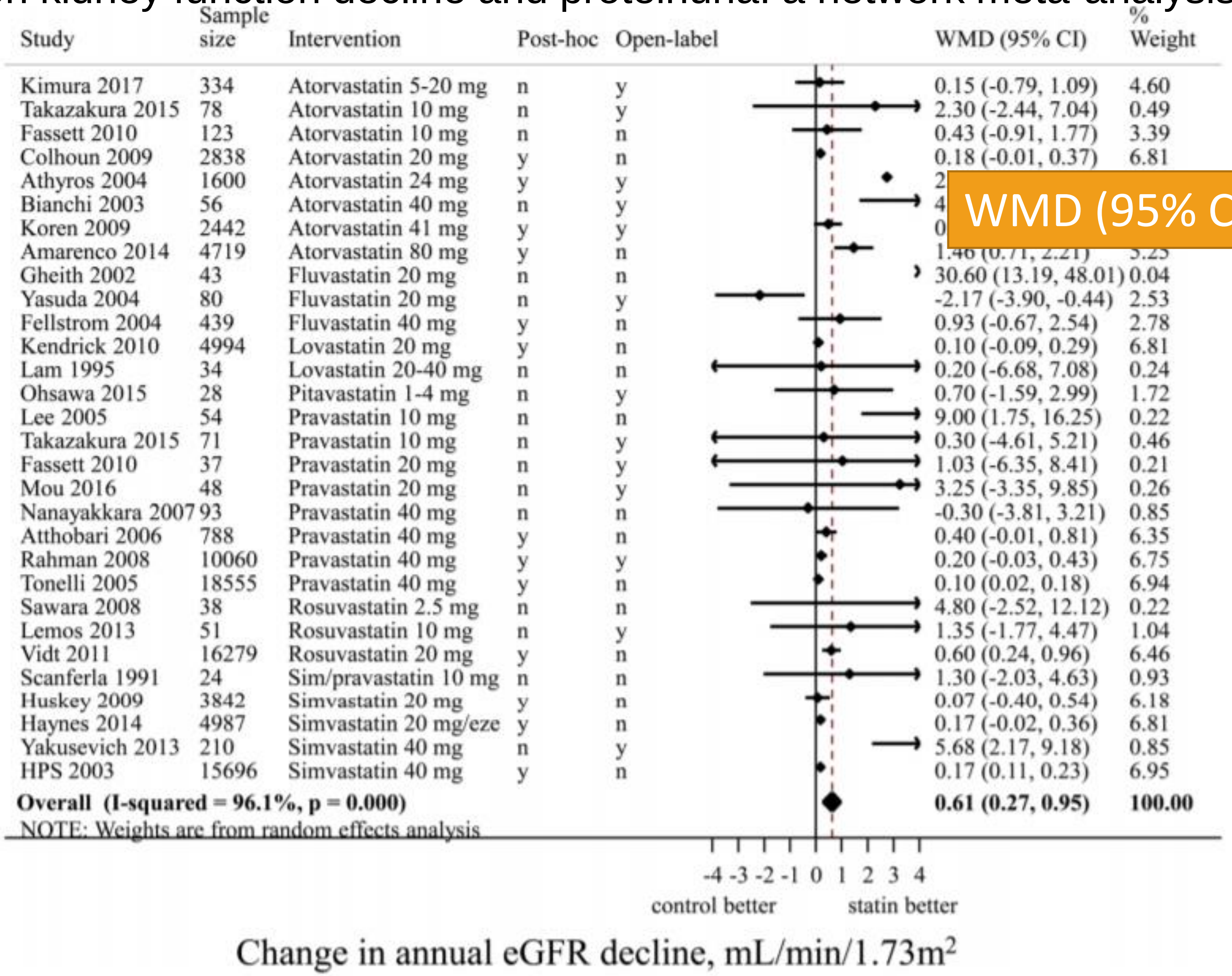
3 School of Mental Health, Jining Medical University, Shandong, China.

Abstract

Studies investigating the association between gene variants and depression susceptibility found inconsistent data. The present study aimed to clarify whether CNR1rs1049353, CNR1 AAT triplet repeat, and CNR2rs2501432 polymorphisms confer higher risk for depressive disorder.Literature from PubMed, Medline, Embase, Scopus, Cochrance Library, and Wanfang databases was searched (up to August 20, 2018). Seven case-control studies with various comorbidities were eligible. We targeted CNR single-nucleotide polymorphisms (SNPs) that have been reported by 2 or more studies to be involved in the current meta-analysis, resulting in a final list of 3 SNPs: CNR1rs1049353, CNR1 AAT triplet repeat polymorphism, and CNR2rs2501432. Odds ratios (ORs) and 95% confidence intervals (CIs) for allele and homozygote comparisons, dominant and recessive models, and triplet repeat polymorphism assessed using a random effect model as measures of association. Heterogeneity among in test. Publication bias was also explored by Egger and rank correlation test.overall, no significant association was found between depression and CNR1rs1049353 (G vs A: OR [95% CI]=1.09 [0.61-1.95]; GG vs AA: 1.29 [0.73-2.26]; GG vs GA+AA: 1.10 [0.57-2.10]; GG+GA vs AA: 1.25 [0.72-2.18]; and AAT triplet repeat polymorphism ((AAT)n≥5, ≥5 vs (AAT)n<5, <5 or <5, ≥5): 1.92 [0.59-6.27]. In contrast, a significant association between CNR2rs2501432 and depression was detected, and the ORs and 95% CIs are as follows: allele contrast (OR=1.39, 95% CI=[1.12-1.72], P=.003); homozygous (OR=2.19, 95% CI=[1.34-3.59], P=.002); dominant (OR=1.93,95% CI=[1.23-3.04], P=.005); and recessive (OR=1.41, 95% CI=[1.04-1.92], P=.03).This meta-analysis revealed that CNR1rs1049353 or AAT triplet repeat polymorphism had no association with susceptibility to depression, while CNR2rs2501432 polymorphism was a remarkable mark for depression patients.

GG vs AA: OR [95% CI] =1.29 [0.73-2.26]

Esmeijer K, Dekkers OM, de Fijter JW, Dekker FW, Hoogeveen EK. Effect of different types of statins on kidney function decline and proteinuria: a network meta-analysis. Sci Rep. 2019 Nov 12;9(1):16632.



WMD (95% CI)

Pe un eșantion de 65 de persoane, s-a măsurat greutatea (kg) și s-a observat greutatea medie 75 cu o abatere standard 16. Pentru un grad de încredere de 95%, intervalul de încredere este (aproximativ):

A. [59; 91]

B. [43; 107]

C. [71; 79]

D. [50; 100]

E. [74; 76]

Raspuns: C

Într-un eșantion de 81 persoane s-a observat frecvența unei boli, aceasta având valoare de 35%. Cu un risc de eroare de 5%, în populația din care a fost extras eșantionul, frecvența este cuprinsă în intervalul:

A. [0,30; 0,40]
B. [0,246; 0,454]
C. [0,324; 0,376]
D. [0,274; 0,426]
E. [0,10; 0,60]

Raspuns: B

Suntem interesați să găsim intervalul de încredere asociat cu media colesterolului pe diferite probe de subiecți cu diferite boli. Dacă nivelul de încredere este mai mic cum este intervalul de încredere?

A. Mai mare
B. Îngust
C. De aceeași lungime
D. Eroare de calcul
E. Nu se poate calcula, precizia e tot timpul de 95%

Răspuns: B

Suntem interesați să găsim intervalul de încredere asociat cu media colesterolului pe diferite probe de subiecți cu diferite boli. Dacă dimensiunea eșantionului este mai mare cum este intervalul de încredere?

A. Mai mare
B. Îngust
C. De aceeași lungime
D. Eroare de calcul
E. Nu se poate calcula

Răspuns: B

Suntem interesați să găsim intervalul de încredere asociat cu media colesterolului pe diferite probe de subiecți cu diferite boli. Dacă abaterea standard este mai mare cum este intervalul de încredere?

A. Mai mare
B. Îngust
C. De aceeași lungime
D. Eroare de calcul
E. Nu se poate calcula

Răspuns: A

Suntem interesați să găsim intervalul de încredere asociat cu media colesterolului pe diferite probe de subiecți cu diferite boli. Dacă nivelul de încredere este mai mare cum este intervalul de încredere?

A. Mai mare
B. Îngust
C. De aceeași lungime
D. Eroare de calcul
E. Nu se poate calcula, precizia e tot timpul de 95%

Răspuns: A

Suntem interesați să găsim intervalul de încredere asociat cu media colesterolului pe diferite probe de subiecți cu diferite boli. Dacă media pentru care este calculat este mai mică cum este intervalul de încredere?

A. Mai mare
B. Îngust
C. De aceeași lungime
D. Eroare de calcul
E. Nu are sens întrebarea

Răspuns: C

Mulțumesc!