

# **Matematici speciale**

## **Seminar 12**

Mai 2017



*"Statistica este arta de a minti prin intermediul cifrelor."*

Wilhelm Stekel

# 12

## Notiuni de statistica



Datele din dreapta arata temperaturile de racire ale unei cesti de cafea, care tocmai a fost preparata. Temperatura la care ajunge aparatul de cafea este 180 de grade Fahrenheit (aproximativ  $82^{\circ}C$ ).



Time (mins)	Temp (° F)
0	179.5
5	168.7
8	158.1
11	149.2
15	141.7
18	134.6
22	125.4
25	123.5
30	116.3
34	113.2
38	109.1
42	105.7
45	102.2
50	100.5

In anul 1992 o femeie a dat in judecata McDonald's pentru ca au servit cafeaua la temperatura  $180^{\circ}F$  si aceasta i-a cauzata arsuri serioase in momentul in care a incercat sa o bea (vezi [Liebeck vs. McDonald's](#) ). Un expert adus din partea acuzarii a sustinut la proces ca lichidele care se afla la aceasta temperatura pot cauza distrugerea totala a pielii umane in doua pana la sapte secunde. S-a stabilit si ca daca ar fi fost servita la  $155^{\circ}F$  ( $68^{\circ}C$ ) s-ar fi racit la timp si ar fi fost evitat tot incidentul. Femeia a primit in prima instanta o

despagubire de 2.7 milioane de dolari. Ca urmare a acestui caz faimos multe restaurante servesc acum cafeaua la o temperatura de aproximativ  $155^{\circ}F$ . Cat de mult ar trebui sa astepte restaurantele din momentul in care cafeaua este turnata in ceasca din aparat si pana cand ea poate fi servita, pentru a se asigura ca nu este mai fierbinte de  $155^{\circ}F$  ?

- Determinati ecuatia unui model de regresie exponentiala pentru a reprezenta datele
- Reprezentati grafic curba obtinuta
- Decideti daca ecuatia obtinuta este buna pentru a reprezenta datele existente in tabel
- Interpolare: Cand ajunge temperatura cafelei la  $106^{\circ}F$  ?
- Extrapolare: Care este temperatura prezisa, de modelul gasit, peste o ora?



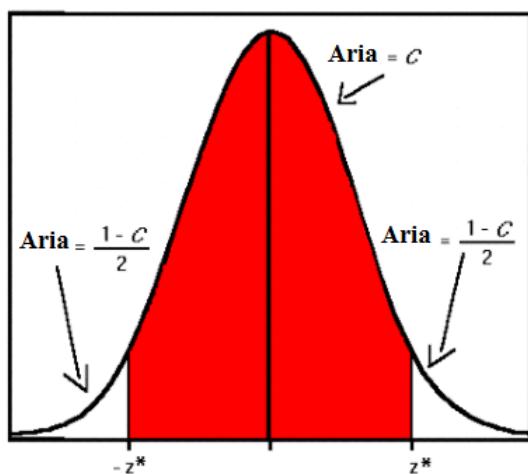
## Notiuni teoretice:

- **Statistica descriptiva:** populatie statistica, esantion statistic, serie statistica, frecventa absoluta, frecventa relativa, histograma, media  $\bar{x}$ , mediana  $m_3$ , amplitudinea  $A$ , dispersia  $\sigma^2$ , deviatia standard  $\sigma$ , moda (modulul)  $m_o$ , dispersia de selectie  $s^2$ , deviatia standard de selectie  $s$ , quartilele  $Q_1, Q_2, Q_3$ , indicatorul de asimetrie  $sk$  (skewness), indicatorul de aplatizare  $k$  (kurtosis)

### Intervale de incredere

- confidence intervals are used when we want to **estimate a population parameter** from a sample. The parameter may be estimated by a single value (a point estimate) but it is usually preferable to estimate it by an interval which will give some indication of the amount of uncertainty attached to the estimate.
  - the common notation for the parameter in question is  $\theta$ . Often, this parameter is the population mean  $\mu$ , which is estimated through the sample mean  $\bar{x}$ .
  - the level  $C$  of a confidence interval gives the probability that the interval produced by the method employed includes the true value of the parameter.

The **selection of a confidence level** for an interval determines the probability that the confidence interval produced will contain the true parameter value. Common choices for the **confidence level**  $C$  are **0.90, 0.95, and 0.99**. These levels correspond to percentages of the area of the normal density curve. For example, a 95% confidence interval covers 95% of the normal curve. The probability of observing a value outside of this area is less than 0.05. Because the normal curve is symmetric, half of the area is in the left tail of the curve, and the other half of the area is in the right tail of the curve. As shown in the diagram, for a confidence interval with level  $C$ , the area in each tail of the curve is equal to  $(1 - C)/2$ . For a 95% confidence interval, the area in each tail is equal to  $0.05/2 = 0.025$ .



The value  $z^*$  representing the point on the standard normal density curve such that the probability of observing a value greater than  $z^*$  is equal to  $p$

is known as the upper  $p$  critical value of the standard normal distribution. For example, if  $p = 0.025$ , the value  $z^*$  such that  $P(Z > z^*) = 0.025$ , or  $P(Z < z^*) = 0.975$ , is equal to 1.96. For a confidence interval with level  $C$ , the value  $p$  is equal to  $(1 - C)/2$ . A 95% confidence interval for the standard normal distribution is then the interval  $(-1.96, 1.96)$ , since 95% of the area under the curve falls within this interval.

### Medie necunoscută și deviație standard cunoscută

#### **Teorema:**

Pentru o populatie cu media  $\mu$  necunoscută și deviație standard  $\sigma$  cunoscută, un interval de incredere pentru media populatiei, construit pe baza unei eșantii de volum  $n$ , este:

$$(\bar{x} - z^* \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{x} + z^* \frac{\sigma}{\sqrt{n}})$$

unde  $z^*$  este valoarea critica corespunzatoare lui  $\frac{1-C}{2}$  pentru distributia normală standard, adică  $z^* = \Phi(\frac{1-C}{2})$ .

### Medie necunoscută și deviație standard necunoscută

- cand deviația standard  $\sigma$  este necunoscută este estimată de obicei prin  $s$  numita eroarea standard /deviația standard de selectie , unde:

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1}$$

și  $n$  este volumul selectiei.

#### **Teorema:**

Pentru o populatie cu media necunoscută  $\mu$  și deviație standard  $\sigma$  necunoscută, un interval de incredere pentru media populatiei, construit pe baza unei eșantii de volum  $n$ , este:

$$(\bar{x} - t^* \frac{s}{\sqrt{n}}, \bar{x} + t^* \frac{s}{\sqrt{n}})$$

unde  $t^*$  este valoarea critica corespunzatoare lui  $\frac{1-C}{2}$  pentru distributia  $t$ -Student cu  $n-1$  grade de libertate.

- Pasul final constă în interpretarea rezultatului: pe baza datelor avute suntem  $C\%$  siguri că adevarata medie a populatiei se află între valorile date de intervalul gasit



### De retinut

- valorile critice  $z^*$  și  $t^*$  se pot găsi în tabelul următor **z-t-table**
- distributia  $t$  sau distributia Student este data de către urmatoarea densitate de probabilitate:

$$f(t) = \frac{\Gamma(\frac{n+1}{2})}{\sqrt{n}\pi\Gamma(\frac{n}{2})} \left(1 + \frac{t^2}{n}\right)^{-\frac{n+1}{2}}$$

unde  $n$  este numarul de grade de libertate si  $\Gamma$  este functia lui Euler.

 **Exemplu:**

Suppose a student measuring the boiling temperature of a certain liquid observes the readings (in degrees Celsius) 102.5, 101.7, 103.1, 100.9, 100.5, and 102.2 on 6 different samples of the liquid. He calculates the sample mean to be 101.82. If he knows that the standard deviation for this procedure is 1.2 degrees, what is the confidence interval for the population mean at a 95% confidence level?

In other words, the student wishes to estimate the true mean boiling temperature of the liquid using the results of his measurements. If the measurements follow a normal distribution, then the sample mean will have the distribution  $N(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$ . Since the sample size is 6, the standard deviation of the sample mean is equal to  $\frac{1.2}{\sqrt{6}} = 0.49$ .

The critical value for a 95% confidence interval is 1.96, where  $(1 - C)/2 = (1 - 0.95)/2 = 0.025$ . A 95% confidence interval for the unknown mean is:

$$(101.82 - 1.96 \cdot 0.49, 101.82 + 1.96 \cdot 0.49) = (100.86, 102.78)$$

As the level of confidence decreases, the size of the corresponding interval will decrease. Suppose the student was interested in a 90% confidence interval for the boiling temperature. In this case,  $C = 0.90$ , and  $(1 - C)/2 = 0.05$ . The critical value  $z^*$  for this level is equal to 1.645, so the 90% confidence interval is:

$$(101.82 - 1.645 \cdot 0.49, 101.82 + 1.645 \cdot 0.49) = (101.01, 102.63)$$

An increase in sample size will decrease the length of the confidence interval without reducing the level of confidence. This is because the standard deviation decreases as  $n$  increases. The margin of error  $e$  of a confidence interval is defined to be the value added or subtracted from the sample mean which determines the length of the interval:  $e = z^* \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ .

Suppose in the example above, the student wishes to have a margin of error equal to 0.5 with 95% confidence. Substituting the appropriate values into the expression for  $m$  and solving for  $n$  gives the calculation  $n = (1.96 \cdot 1.2 / 0.5)^2 = 22.09$ . To achieve a 95% confidence interval for the mean boiling point with total length less than 1 degree, the student will have to take 23 measurements. □

## Testarea ipotezelor statistice

In a decision-making process managers make hypotheses which afterwards can be tested using the tools of statistics. A hypothesis test examines two opposing hypotheses about a population: **the null hypothesis** and **the alternative hypothesis**. How you set up these hypotheses depends on what you are trying to show.

### Null hypothesis $H_0$

- the null hypothesis states that a population parameter is equal to a value. The null hypothesis is often an initial claim that managers specify using previous research or knowledge.

### Alternative Hypothesis $H_a$

- the alternative hypothesis states that the population parameter is different than the value of the population parameter in the null hypothesis. The alternative hypothesis is what you might believe to be true or hope to prove true.

### What are some common hypotheses?

E.g.: Hypothesis to determine whether a population mean  $\mu$ , is equal to some target value  $\mu_0$  include the following:

- $\Rightarrow$  for a big sample size  $n$  **or**  $\sigma$  known  $\Rightarrow$  for a sample size  $n < 30$  and  $\sigma$  unknown  
 · we use the z test and compute: · we use the t test and compute:

$$z_{calc} = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \quad t_{calc} = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\frac{s}{\sqrt{n}}}$$

### Two-tailed test:

$$H_0 : \mu = \mu_0$$

$$H_a : \mu \neq \mu_0$$

$\Rightarrow$  the **critical region/ region of rejection**, when we reject  $H_0$  is given by:

$$z_{calc} < -z_{\frac{\alpha}{2}}^* \text{ or } z_{calc} > z_{\frac{\alpha}{2}}^* \quad t_{calc} < -t_{\frac{\alpha}{2}, n-1}^* \text{ or } t_{calc} > t_{\frac{\alpha}{2}, n-1}^*$$

### Upper-tailed test:

$$H_0 : \mu = \mu_0$$

$$H_a : \mu > \mu_0$$

$\Rightarrow$  the **critical region/ region of rejection**, when we reject  $H_0$  is given by:

$$z_{calc} > z_{\alpha}^*$$

$$t_{calc} > t_{\alpha,n-1}^*$$

Lower-tailed test:

$$H_0 : \mu = \mu_0$$

$$H_a : \mu < \mu_0$$

⇒ the critical region/ region of rejection, when we reject  $H_0$  is given by:

$$z_{calc} < -z_{\alpha}^*$$

$$t_{calc} < -t_{\alpha,n-1}^*$$

⇒ in all these examples  $\alpha$  is the significance level corresponding to a confidence level  $C = 1 - \alpha$

⇒ the critical values  $z^*$  and  $t^*$  for different confidence intervals are shown in the z-t-table

### Estimarea parametrilor prin metoda momentelor

The method of moments is a method of estimation of population parameters. The method is based on the assumption that the sample moments are good estimates of the corresponding population moments.

- for a population  $X$  the moments  $\mu_k$  (or  $M_k$ ) of order  $k$  are defined as:

$$\mu_k = M(X^k) = \begin{cases} \int_{-\infty}^{\infty} x^k f(x) dx, & \text{if } X \text{ is continuous} \\ \sum_{i \in I} x_i^k p_i, & \text{if } X \text{ is discrete} \end{cases}$$

- the sample moment  $m_k$  of order  $k$  of a sample of size  $n$  is defined as:

$$m_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k$$

The method of moments estimation simply equates the moments of the distribution with the sample moments  $\mu_k = m_k$  and solves for the unknown parameters. (the distribution must have finite moments)

#### Method of moments:

1. we want to estimate a parameter  $\theta$
2. calculate low-order moments  $\mu_k$  as functions of  $\theta$
3. set up a system of equations setting the population moments  $\mu_k$  equal to the sample moments  $m_k$ , and derive expressions for the parameter as functions of the sample moments  $m_k$ .



### **Exemplu:**

Let  $X_1, X_2, \dots, X_n$  a sample from a binomial distributed population  $X \sim Bi(n_0, p)$  with parameters  $n_0$  and  $p$ . Estimate these parameters using the method of moments.

*Solutie:* Since

$$M(X) = n_0 p$$

and:

$$M_2(X) = M(X^2) = D^2(X) + M(X)^2 = n_0 p(1 - p) + n_0^2 p^2,$$

we can write  $n_0 p(1 - p) = M_2(X) - M(X)^2$ .

Equating:

$$M(X) = m_1 \left( = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n}{n} \right)$$

and

$$M_2(X) = m_2 \left( = \frac{X_1^2 + X_2^2 + \dots + X_n^2}{n} \right)$$

one can observe:

$$1 - p = \frac{m_2 - m_1^2}{m_1}$$

thus:

$$p = \frac{m_1 + m_1^2 - m_2}{m_1}$$

can be used as an estimator for the parameter  $p$ .

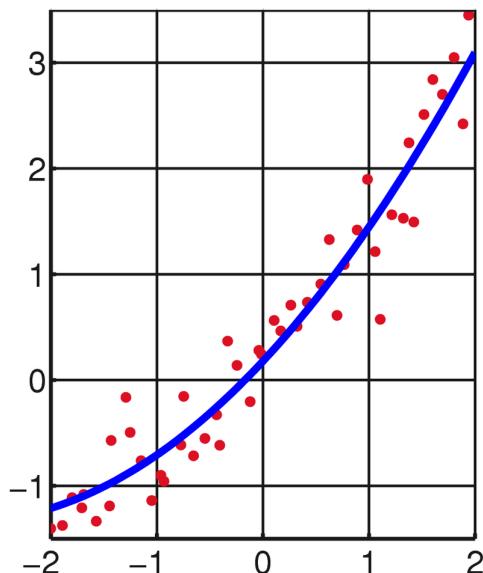
In the same context:

$$n_0 = \frac{m_1}{p} = \frac{m_1^2}{m_1 + m_1^2 - m_2}.$$

□

## Analiza regresiva prin metoda celor mai mici patrate

- în secțiunile anterioare am considerat experimente pentru care am observat o singura cantitate (variabila) aleatoare, iar esantioanele respective au constat din date reprezentate de numere reale  $x_1, x_2, \dots, x_n$ 
  - în aceasta secțiune vom considera experimente în care suntem interesati de două cantități (variabile) aleatoare, deci esantioanele respective vor fi reprezentate de perechi de numere reale  $(x_1, y_1), (x_2, y_2), \dots, (x_n, y_n)$
  - în analiza regresiva una din cele două variabile (spre exemplu  $X$ ) este privita ca o variabilă ce poate fi măsurată (determinată) cu precizie, numita variabilă independentă și suntem interesati de modul cum cealaltă variabilă  $Y$  (numita variabilă dependenta) depinde de aceasta: spre exemplu suntem interesati de modul de aportul de creștere  $Y$  al animalelor în funcție de cantitatea zilnică de hrana  $X$ .
  - în general, într-un anumit experiment alegem valorile  $x_1, x_2, \dots, x_n$  apoi observam valorile  $y_1, y_2, \dots, y_n$  ale unei variabile aleatoare  $Y$ , obținând astfel un esantion  $(x_1, y_1), (x_2, y_2), \dots, (x_n, y_n)$



Se pune problema gasirii unei curbe care să aproximeze cat mai bine datele obținute experimental (norul de puncte)

- aceasta aproximare se face de obicei impunând condiția ca suma patratelor distanțelor de la puncte la curba să fie minimă (metoda celor mai mici patrate)

### Regresia liniara

- estimăm norul de puncte printr-o dreaptă  $y = f(x) = a + bx$
- impunând condiția data de metoda celor mai mici patrate se obține sistemul:

$$\begin{cases} \textcolor{red}{a} + \textcolor{red}{b} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} = \frac{\sum_{i=1}^n y_i}{n} \\ \textcolor{red}{a} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} + \textcolor{red}{b} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{n} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i y_i}{n} \end{cases}$$

care are solutia:

$$\textcolor{red}{b} = \frac{n \sum xy - \sum x \cdot \sum y}{n \sum x^2 - (\sum x)^2}$$

si:

$$\textcolor{red}{a} = \frac{\sum_{i=1}^n y_i}{n} - \textcolor{red}{b} \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} = \bar{Y} - \textcolor{red}{b} \bar{X}.$$

### Regresia parabolica

- estimam norul de puncte printr-o parabola  $y = f(x) = \textcolor{blue}{a} + \textcolor{blue}{b}x + \textcolor{blue}{c}x^2$
- impunand conditia data de metoda celor mai mici patrate se obtine sistemul:

$$\begin{cases} \textcolor{red}{a} \cdot n + \textcolor{red}{b} \cdot \sum x + \textcolor{red}{c} \cdot \sum x^2 = \sum y \\ \textcolor{red}{a} \cdot \sum x + \textcolor{red}{b} \cdot \sum x^2 + \textcolor{red}{c} \cdot \sum x^3 = \sum xy \\ \textcolor{red}{a} \cdot \sum x^2 + \textcolor{red}{b} \cdot \sum x^3 + \textcolor{red}{c} \cdot \sum x^4 = \sum x^2 y \end{cases}$$

### Regresia hiperabolica

- estimam norul de puncte printr-o hiperbola  $y = f(x) = \textcolor{blue}{a} + \frac{\textcolor{blue}{b}}{x}$
- impunand conditia data de metoda celor mai mici patrate se obtine sistemul:

$$\begin{cases} \textcolor{red}{a} \cdot n + \textcolor{red}{b} \cdot \sum \frac{1}{x} = \sum y \\ \textcolor{red}{a} \cdot \sum \frac{1}{x} + \textcolor{red}{b} \cdot \sum \frac{1}{x^2} = \sum \frac{y}{x} \end{cases}$$

### Regresia exponentiala

- estimam norul de puncte printr curba  $y = f(x) = \textcolor{red}{a} \cdot \textcolor{blue}{b}^x$
- se logaritmeaza relatia si obtinem:

$$\ln y = \ln \textcolor{red}{a} + \ln \textcolor{blue}{b} \cdot x$$

care are forma unui model de regresie liniara pentru datele  $(x_i, \ln y_i)$ ,  $i = \overline{1, n}$   
deci  $a$  si  $b$  se determina din:

$$\ln \textcolor{red}{b} = \frac{n \sum x \ln y - \sum x \cdot \sum \ln y}{n \sum x^2 - (\sum x)^2}$$

si:

$$\ln \textcolor{red}{a} = \frac{\sum_{i=1}^n \ln y_i}{n} - \ln \textcolor{red}{b} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n}.$$

prin intermediul formulelor  $a = e^{\ln \textcolor{red}{a}}$  si  $b = e^{\ln \textcolor{red}{b}}$



## Probleme rezolvate

**Problema 1.** Calculați cuartilele  $Q_1$ ,  $Q_2$ ,  $Q_3$  pentru următoarea serie statistică simplă

$$X : 1, 2, 5, 7, 11, 21, 22, 23, 29$$

și abaterea cuartilică.

*Solutie:* Facem mai întâi observația că mediana  $m_e$  coincide cu cuartila  $Q_2$ .

Deoarece seria statistică dată are un număr impar de termeni (9 mai exact), vom folosi formula corespunzătoare pentru a determina cuartila  $Q_2$  și avem

$$x_{\frac{9+1}{2}} = x_5 = 11 \Rightarrow m_e = Q_2 = 11.$$

Mai departe pentru a determina prima cuartilă ținem cont de seria statistică simplă

$$1, 2, 5, 7, 11$$

care are tot un număr impar de termeni și obținem

$$x_{\frac{5+1}{2}} = x_3 = 5 \Rightarrow Q_1 = 5.$$

Analog procedăm pentru a treia cuartilă ținând cont de seria statistică simplă

$$11, 21, 22, 23, 29$$

care are tot un număr impar de termeni și rezultă

$$x_{\frac{5+1}{2}} = x_3 = 22 \Rightarrow Q_3 = 22.$$

Atunci rezultă că abaterea cuartilică este

$$Q = Q_3 - Q_1 = 22 - 5 = 17.$$

**Problema 2.** Fie seria statistică

$$X : 1, 5, 4, 20, 3, 16.$$

Determinați:

- a) amplitudinea absolută A.
- b) abaterea medie pătratică  $\bar{a}(X)$ .
- c) dispersia  $\sigma^2(X)$ .
- d) deviația standard  $\sigma(X)$ .
- e) coeficientul de variație  $cv(X)$ .

*Solutie:* a) Amplitudinea absolută A este

$$A = X_{\max} - X_{\min} = 20 - 1 = 19.$$

b) Abaterea medie pătratică  $\bar{a}(X)$  se obține astfel

$$\bar{a}(X) = \frac{|1 - \bar{x}| + |5 - \bar{x}| + |4 - \bar{x}| + |20 - \bar{x}| + |3 - \bar{x}| + |16 - \bar{x}|}{6},$$

unde media  $\bar{x}$  este

$$\bar{x} = \frac{1 + 5 + 4 + 20 + 3 + 16}{6} = 8,16.$$

Atunci rezultă

$$\bar{a}(X) \simeq 6,55.$$

c) Dispersia este

$$\begin{aligned}\sigma^2(X) &= \frac{1}{6} \sum_{i=1}^6 (x_i - \bar{x})^2 = \\ &= \frac{1}{6} (7,16^2 + 3,16^2 + 4,16^2 + 11,84^2 + 5,16^2 + 7,84^2) \\ &= 51,138 \simeq 51.\end{aligned}$$

d) deviația standard rezultă imediat de mai sus

$$\sigma(X) = \sqrt{\sigma^2(X)} = \sqrt{51} = 7,14 \simeq 7.$$

e) Din cele de mai sus, rezultă coeficientul de variație

$$cv(X) = \frac{\sigma(X)}{\bar{x}} \cdot 100 = 85,78.$$

**Problema 3.** Pe o perioadă de mai mulți ani, un profesor a înregistrat rezultatele elevilor și a obținut ca media  $\mu$  a acestor rezultate este 72 și abaterea standard  $\sigma = 12$ . Clasa de 36 de elevi pe care-i învață în prezent are o medie  $\bar{x} = 75,2$ , iar profesorul afirma că ea este superioară celor de până acum. Întrebarea care se pune este dacă media clasei  $\bar{x}$  este un argument suficient pentru a susține afirmația profesorului la un nivelul de semnificație dat  $\alpha = 0,05$  (95% sigur).

Solutie: Etapa 1: Formularea ipotezei nule  $H_0$

$$H_0 : \bar{x} = \mu = 72 \Leftrightarrow \text{clasa nu este superioară.}$$

Etapa 2: Formularea ipotezei alternative  $H_a$

$$H_a : \bar{x} = \mu > 72 \Leftrightarrow \text{clasa este superioară.}$$

Etapa 3: Metodologia de verificare a ipotezelor

- a) Când în ipoteza nulă media populației și deviația standard sunt cunoscute, atunci folosim scorul standard  $z$  ca și test statistic.
- b) Nivelul de semnificație este dat și este  $\alpha = 0,05$ .
- c) În baza teoremei limită centrală distribuția mediilor eșantioanelor este aproape normală, deci prin urmare distribuția normală va fi folosită pentru

determinarea regiunii critice. Regiunea critică este egală cu multimea valorilor scorului standard  $z$  care determină respingerea ipotezei nule și este situată la extremitatea dreaptă a distribuției normale. Regiunea critică este la dreapta deoarece valori mari ale mediei eșantionului susțin ipoteza alternativă în timp ce valori apropiate valorii 72 susțin ipoteza nulă.

Valoarea critică ce desparte zona valorilor "nu este superior" de zona valorilor "este superior" este determinată de probabilitatea  $\alpha = 0,05$  de a comite o eroare de tip I (eroarea de tip I apare când ipoteza nulă este adevărată și tot ea este respinsă).

*Etapa 4: Determinarea valorii testului statistic*

Valoarea testului statistic este dată de formula

$$z_{\text{calc}} = \frac{\bar{x} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} = \frac{75,2 - 72}{\frac{12}{\sqrt{36}}} = 1,6.$$

*Etapa 5: Luarea unei decizii și interpretarea ei*

Dacă comparăm valoarea găsită cu valoarea critică observăm că:

$$1,6 < 1,65$$

Conform celor stabilite în secțiunea ipotezelor statistice respingem ipoteza  $H_0$  dacă:

$$z_{\text{calc}} > z_{\alpha}^*$$

Decizia: nu putem respinge ipoteza nulă !

În final, tragem concluzia că probele nu sunt suficiente pentru a susține că actuala clasă este superioară celor anterioare.

**Problema 4.** Noua dintre studenții unei facultăți cu profil sportiv au fost selectați pentru a da un test de alergare pe distanță mare. Masurătorile pentru acest grup au condus la un **temp mediu** de 12,87 minute cu o abatere standard  $s = 1,3$ . Să se aproximeze, cu o probabilitate de 90%, **tempul mediu** pe care studentii întregii facultăți îl vor înregistra pe acea distanță .

*Solutie:* Deoarece nu se cunoaște dispersia populației iar eșantionul are volumul mai mic dacă 30, intervalul de încredere este dat de formula

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

unde  $\bar{x} = 12,87$ ;  $s = 1,3$ ;  $n = 9$ ;  $\alpha = 0,10$ ; iar  $t_{n-1, \frac{\alpha}{2}}$  este valoarea critică a repartiției Student (statisticianul William Sealy Gosset folosea acest pseudonim în articolele sale) cu  $n-1$  grade de libertate corespunzătoare valorii  $\frac{\alpha}{2} = \frac{1-C}{2}$  care în cazul nostru este  $t_{9-1, 0,05} = t_{8, 0,05} = 1,860$  conform tabelului **z-t-table**

Obtinem intervalul

$$(12,064, 13,676)$$

In concluzie suntem 90% siguri ca **tempul mediu** înregistrat de un student pe acea distanță va fi în acest interval !



## Probleme propuse

**Problema 1.** Fiind date seriile statistice simple

$$X : 1, 5, 7, 8, 10,$$

$$Y : 1, 6, 100, 135$$

determinați mediana în ambele cazuri.

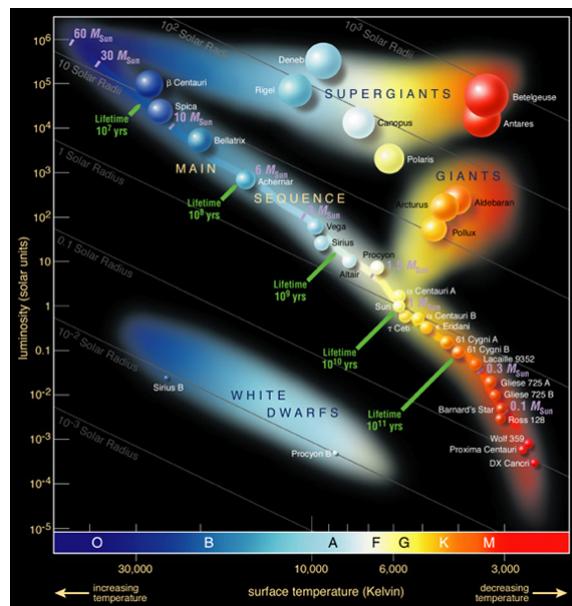
**Problema 2.** Într-o colectivitate s-au ales date statistice numerice obținându-se

$$X : 4, 1, 1, 5, 6, 3, 2, 1,$$

$$Y : 100, 90, 40, 80, 70, 50, 100, 70.$$

Aflați după care din variabilele de mai sus, colectivitatea este mai omogenă.

**Problema 3.** Diagrama Herzsprung-Russell arată dependența dintre magnitudinile absolute și temperaturile efective de la suprafața stelelor:



Pentru un grup de stele din sirul principal al diagramei astronomiei au înregistrat cu ajutorul telescopului Keck urmatoarele date:

$$( +5, 5000^\circ K), ( +10, 3000^\circ K), ( 0, 10000^\circ K), ( -5, 25000^\circ K), ( +6, 7500^\circ K)$$

Cautați un model de regresie adecvat pentru aceste date.

**Problema 4.** The operations manager of a large production plant would like to estimate the mean amount of time a worker takes to assemble a new electronic component. Assume that the standard deviation of this assembly time is 3.6 minutes.

- a) After observing 120 workers assembling similar devices, the manager noticed that their average time was 16.2 minutes. Construct a 95% confidence interval for the mean assembly time.
- b) How many workers should be involved in this study in order to have the mean assembly time estimated up to  $\pm 15$  seconds with 95% confidence?

**Problema 5.** In order to ensure efficient usage of a server, it is necessary to estimate the mean number of concurrent users. According to records, the sample mean and sample standard deviation of number of concurrent users at 100 randomly selected times is 37.7 and 9.2, respectively.

Construct a 90% confidence interval for the mean number of concurrent users.

**Problema 6.** Let  $X_1, X_2, \dots, X_n$  be normal random variables with mean  $m$  and variance  $\sigma^2$ . What are the method of moments estimators of the mean  $m$  and variance  $\sigma^2$ ?

**Problema 7.** A consumer group, concerned about the mean fat content of a certain steakburger submits to an independent laboratory a random sample of 12 steakburgers for analysis. The percentage of fat in each of the steakburgers is as follows:

21 18 19 16 18 24 22 19 24 14 18 15

The manufacturer claims that the mean fat content of this steakburger is around 20%. Assuming percentage fat content to be normally distributed with a standard deviation of 3, carry out a hypothesis test, with significance level  $\alpha = 0.05$ , in order to advise the consumer group as to the validity of manufacturer's claim.

**Problema 8.** During a particular week, 13 babies were born in a maternity unit. Part of the standard procedure is to measure the length of the baby. Given below is a list of the lengths, in centimetres, of the babies born in this particular week.

49 50 45 51 47 49 48 54 53 55 45 50 48

Assuming that this sample came from an underlying normal population, test, at the 5% significance level, the hypothesis that the population mean length is 50 cm.

**Problema 9.**  $X_1, X_2, \dots, X_n$  represents a selection from a population  $X$  with exponential distribution, i.e. the probability density function is:

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & \text{if } x \geq 0, \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

Estimate the parameter  $\lambda$  using the method of moments.

**Problema 10.**  $X_1, X_2, \dots, X_n$  represents a selection from a population  $X$  with Poisson distribution, i.e. the probability mass function is:

$$P(X = k) = \begin{cases} e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}, & \text{if } k = 0, 1, \dots \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

*Estimate the parameter  $\lambda$  using the method of moments.*