

## Statistică - Cursul 12

Olariu E. Florentin

Mai, 2016

# Cuprins

- 1 Inferențe asupra a două populații
- 2 Testul  $Z$  (inferențe asupra a două populații)
  - Testul  $Z$  - Inferențe asupra a două medii
  - Testul  $Z$  - Inferențe asupra a două medii - Exemplu
- 3 Inferențe asupra raportului dintre dispersii
  - Testul  $F$  - Inferențe asupra raportului dintre dispersii
  - Testul  $F$  - Inferență asupra raportului dintre dispersii - Exemplu
- 4 Testul  $T$  (inferențe asupra a două populații)
  - Testul  $T$  - inferențe asupra a două medii
  - Testul  $T$  - inferențe asupra a două medii - Exemplu
- 5 Bibliografie

## Inferențe asupra a două populații

- Bătălia sexelor poate lua diverse forme. Atunci când subiectul este cine e mai bun, mai rapid, mai sigur, lupta poate deveni acerbă!
- După ce lucrurile s-au liniștit cineva întreabă "Cine parcurge drumul cel mai lung până la universitate?". Lungimea drumului poate fi măsurată ca timp sau ca distanță; dar există mulți alți factori care influențează drumul către universitate. Trăiesc acasă (sau în chirie)? Au o slujbă part-time sau una întreagă? Au obligații de familie?
- În acest curs vom lua în discuție procedurile prin care se fac inferențe asupra a două populații.
- Atunci când se compară două populații avem nevoie de două eșantioane, câte unul din fiecare populație.

## Inferențe asupra a două populații

- Pot fi utilizate două tipuri de eșantioane: independente sau dependente. Dependența sau independența a două eșantioane is determinată de sursele datelor.
- O sursă poate fi o persoană, un obiect sau orice altceva care poate da naștere la date. Dacă același set de surse sau surse înrudite sunt folosite pentru a obține datele pentru amândouă populațiile, atunci avem de-a face cu eșantioane dependente.
- Dacă sunt folosite surse care nu au legătură între ele vom obține eșantioane independente. Un exemplu poate clarifica aceste idei.
- În cursul nostru vom utiliza populații/eșantioane independente.

## Inferențe asupra a două populații

- Se concepe un test pentru compararea a două noi tipuri de anvelope auto.
- Automobilele selectate vor fi echipate cu cele două tipuri de anvelope și apoi conduse în condiții "normale" timp de o lună. Apoi se vor face măsurători pentru a determina comportamentul lor. Au fost propuse două planuri:
  - Plan I: Un eșantion format din mașini alese aleator vor fi echipate cu tipul A de anvelope, apoi vor fi conduse timp de o lună. Un alt eșantion aleator de mașini va fi selectat și echipat cu anvelopele B, apoi vor fi conduse pentru o lună întreagă.
  - Plan II: Fiecare mașină dintr-un eșantion aleator va avea o anvelopă de tip A și o anvelopă de tip B (celelalte două anvelope nu participă la test) și apoi vor fi conduse pentru o lună.
- Planul I oferă date independente (sursele sunt neînrudite), iar planul II dă eșantioane dependente (sursele sunt comune).

## Testul $Z$ - Inferențe asupra mediilor a două populații ( $\sigma_1^2, \sigma_2^2$ cunoscute)

- Considerăm două populații statistice ale căror dispersii ( $\sigma_1^2$  și  $\sigma_2^2$ ) sunt cunoscute.
- Populațiile sunt normal distribuite și dorim să testăm o ipoteză asupra diferenței mediilor.
- Dorim să știm, de exemplu, dacă una dintre medii este mai mică decât cealaltă sau dacă sunt diferite.
- Alegem două eșantioane aleatoare simple independente cu mediile de selecție  $\bar{x}_{n_1}$  și  $\bar{x}_{n_2}$ . Considerăm (în condițiile ipotezei nule) că mediile celor două populații sunt  $\mu_1$  și  $\mu_2$ , respectiv.
- Următoare statistică este distribuită normal standard

$$z = \frac{(\bar{x}_{n_1} - \bar{x}_{n_2}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}}$$

## Testul $Z$ - Inferențe asupra mediilor a două populații ( $\sigma_1^2, \sigma_2^2$ cunoscute)

- Putem utiliza testul  $Z$  chiar dacă cele două populații sunt doar aproximativ normal distribuite, dacă cele două eșantioane sunt suficient de mari. eșantioane are large ( $n_1, n_2 \geq 30$ ).
- Testul se desfășoară astfel:
  1. Formulăm *ipoteza nulă*, care susține că diferența mediilor celor două populații ia o anumită valoare:

$$H_0 : \mu_1 - \mu_2 = m_0$$
  2. Formulăm *ipoteza alternativă* conform informațiilor obținute din eșantioane.

Testul  $Z$  - Inferențe asupra mediilor a două populații ( $\sigma_1^2, \sigma_2^2$  cunoscute)

Putem avea trei tipuri de ipoteză alternativă

$$H_a: \mu_1 - \mu_2 < m_0 \quad (\text{asimetrică la stânga}) \text{ sau}$$

$$H_a: \mu_1 - \mu_2 > m_0 \quad (\text{asimetrică la dreapta}) \text{ sau}$$

$$H_a: \mu_1 - \mu_2 \neq m_0 \quad (\text{simetrică}).$$

Ipotezele asimetrice se mai numesc *one-tailed*, iar cea simetrică *two-tailed*.

3. Alegem un nivel de semnificație  $\alpha \in \{1\%, 5\%\}$ .



Testul  $Z$  - Inferențe asupra mediilor a două populații ( $\sigma_1^2, \sigma_2^2$  cunoscute)4. Calculăm *scorul  $z$*  (*statistica* testului)

$$z = \frac{(\bar{x}_{n_1} - \bar{x}_{n_2}) - m_0}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}}$$

5. Determinăm valoarea critică corespunzătoare lui  $\alpha$ 

$z^* = qnorm(\alpha)$  pentru  $H_a$  asimetrică la stânga ( $z^* < 0$ ),

$z^* = qnorm(1 - \alpha)$  pentru  $H_a$  asimetrică la dreapta ( $z^* > 0$ ),

$z^* = -qnorm(\alpha/2) = qnorm(1 - \alpha/2)$  pentru  $H_a$  simetrică ( $z^* > 0$ )

Testul  $Z$  - Inferențe asupra mediilor a două populații ( $\sigma_1^2, \sigma_2^2$  cunoscute)

6. Comparăm valoarea critică cu scorul  $z$ ; dacă scorul  $z$  aparține *zonei de respingere*, atunci acceptăm  $H_a$  și respingem  $H_0$ . Zonele de respingere sunt:

$(-\infty, z^*]$  pentru  $H_a$  asimetrică la stânga,

$[z^*, +\infty)$  pentru  $H_a$  asimetrică la dreapta,

$(-\infty, -|z^*|] \cup [|z^*|, +\infty)$  pentru  $H_a$  simetrică.

Dacă scorul  $z$  nu aparține zonei de respingere spunem că *nu există suficiente dovezi cu nivelul de semnificație  $\alpha$*  pentru a respinge ipoteza nulă (*încercarea de a respinge  $H_0$  eșuează*).

## Testul $Z$ - Inferențe asupra mediilor a două populații ( $\sigma_1^2, \sigma_2^2$ cunoscute)

### Observații

- Atunci când întreprindem un test asupra mediilor a două populații, cel mai adesea vom presupune, în ipoteza nulă, că cele două medii sunt egale (i. e.,  $\mu_1 - \mu_2 = 0$ , sau  $m_0 = 0$ ).
- Sintagma "să se testeze mediile" are următorul înțeles: testăm  $H_0 : \mu_1 - \mu_2 = 0$  versus  $H_a : \mu_1 \neq \mu_2$ .
- O altă observație este aceea că pașii 3, 5 și 6 ai testului curent sunt identici cu cei ai testului  $Z$  asupra mediei unei populații (vezi cursul 11).

## Testul $Z$ - Inferențe asupra mediilor a două populații - Exemplu

### *Exemplu.*

- Un studiu arată că studenții din primul an lucrează în fiecare săptămână având o deviație standard de 8.7 ore (cei din universitățile publice) și cu o deviație standard de 8.9 (cei din universitățile private). Folosind eșantioane aleatoare independente (unul din universitățile publice de dimensiune 900 și unul din universitățile private de dimensiune 1000) se determină mediile de selecție 16.1 și 15.2 de ore pe săptămână, respectiv.
- Această diferență între medii este datorată șanseii? Dacă nu, ce altă explicație ar putea avea? Folosiți 5% și 1% nivel de semnificație.

### *Soluție.*

- Este posibil ca cele două medii ale populațiilor să fie diferite.
- Nu știm dacă cele două populații urmează distribuții normale, dar eșantioanele sunt suficient de mari pentru a folosi un test  $Z$ .

## Testul $Z$ - Inferențe asupra mediilor a două populații - Exemplu

- Datele privind cele două populații/eșantioane sunt:  $m_0 = 0$ ,  $\sigma_1 = 8.7$ ,  $n_1 = 1000$ ,  $\bar{x}_{n_1} = 16.1$ ,  $\sigma_2 = 8.9$ ,  $n_2 = 900$ , and  $\bar{x}_{n_2} = 15.2$ .

1-2. Formulăm ipoteza nulă și o ipoteză alternativă simetrică

$$H_0 : \mu_1 - \mu_2 = 0 \quad H_a : \mu_1 - \mu_2 \neq 0.$$

3.  $\alpha = 0.05$ .

4. Scorul  $z$

$$z = \frac{(\bar{x}_{n_1} - \bar{x}_{n_2}) - m_0}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} = 2.2244.$$

5. Valoarea critică este  $z^* = -qnorm(\alpha/2) = 1.9599$ , pentru  $\alpha = 5\%$ .

6. Deoarece  $|z| > |z^*|$ , putem respinge ipoteza nulă, și să acceptăm că mediile celor două populații diferă: the diferența dintre mediile eșantioanelor nu se datorează hazardului.

## Testul $Z$ - Inferențe asupra mediilor a două populații - Exemplu

- Pentru celălalt nivel de semnificație:

- 5'. Cu  $\alpha = 1\%$  valoarea critică este  $z^* = -qnorm(\alpha/2) = 2.5758$ .
- 6'. Cum  $|z| < |z^*|$ , încercarea de a respinge ipoteza nulă eșuează cu 1% nivel de semnificație (nu există suficiente dovezi pentru nivelul de 1% pentru a susține că mediile celor două populații diferă).

## Testul $Z$ - Inferențe asupra mediilor a două populații - Exemplu revăzut

- Privind din nou informațiile din eșantion putem observa că media de selecție a studenților din universitățile publice este mai mare decât aceea a celor din universitățile private.
- Am putea formula o ipoteză alternativă asimetrică la dreapta

1-2. Noile ipoteze sunt

$$H_0 : \mu_1 - \mu_2 = 0 \quad H_a : \mu_1 - \mu_2 > 0.$$

3.  $\alpha = 0.05$ .

4. Scorul  $z$

$$z = \frac{(\bar{x}_{n_1} - \bar{x}_{n_2}) - m_0}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} = 2.2244.$$

Testul  $Z$  - Inferențe asupra mediilor a două populații - Exemplu revăzut

5. Valoarea critică:  $z^* = qnorm(1 - \alpha) = 1.6448$ , pentru  $\alpha = 5\%$ .
6. Deoarece  $z > z^*$ , putem respinge ipoteza nulă, și să acceptăm că media primei populații este mai mare decât a celei de-a doua: în medie un student la o instituție publică muncește mai mult decât unul de la o instituție privată.
- Pentru 1% nivel de semnificație:
- 5'. Valoarea critică este  $z^* = qnorm(1 - \alpha) = 2.3263$ .
- 6'. Cum  $z < z^*$ , nu putem respinge ipoteza nulă cu 1% nivel de semnificație (nu există dovezi suficiente, cu 1% nivel de semnificație, pentru a susține că prima medie este mai mare decât cea de-a doua).



## Testul $Z$ - Exerciții

- I. Întreprindeți din nou testul  $Z$  anterior modificând  $n_1 = 1000$ .
- II. Se știe că un colegiu privat are costuri mai mari decât unul public. Este această diferență valabilăși pentru costurile manualelor universitare? Aceste costuri per curs urmează legi normale cu deviația standard de 18.55\$ (pentru colegiile publice) and 13.12\$ (pentru colegiile private). Se aleg două eșantioane aleatoare de dimensiune. Folosind  $\alpha = 5\%$  să se determine dacă costurile medii per curs ale manualelor școlare diferă în cele două tipuri de colegii

*Public :*

64.69 89.6 101.49 101.75 103.59 106.38 106.77 110.69 118.94 135.94

*Privat :*

71.00 96.19 97.14 96.47 98.56 98.94 107.79 112.58 114.00 116.55

## Inferențe asupra raportului dintre dispersii

- Când se compară două populații, în mod natural vom pune fa ctă în față parametrii fundamentali ai distribuției, "centrele" și "împrăștierea", adică mediile și deviațiile standard.
- Am descris deja o procedură pentru compararea mediilor a două populații folosind eșantioane independente, când se știu dispersiile.
- Există și o altă procedură pentru cazul când dispersiile nu se cunosc. Dar pentru acest caz trebuie mai întâi știut dacă dispersiile sunt egale.
- Următorul pas (logic) va fi compararea deviațiilor standard.

## Inferențe asupra raportului dintre dispersii

- Procedura de inferență prezentată aici va fi un test de semnificație pentru deviațiile standard (sau dispersiile) a două populații normale.
- Pentru acest test prezumția de normalitate este foarte importantă.
- Alegem două eșantioane aleatoare independente (de dimensiuni  $n_1$  și  $n_2$ , respectiv) cu deviațiile standard  $s_1$  și  $s_2$ .
- Considerăm că, în condițiile ipotezei nule, adevăratele deviații standard  $\sigma_1$  și  $\sigma_2$  sunt egale.
- Următoarea statistică este distribuită Fisher

$$F = \frac{s_1^2}{s_2^2}.$$

## Distribuția Fisher, $F(r_1, r_2)$

- Distribuția Fisher, face parte dintr-o familie de distribuții. Fiecare distribuție F se identifică prin două numere de grade de libertate (câte unul pentru fiecare eșantion).
- Proprietăți ale distribuției F:
  - F are valori nenegative;
  - F este asimetrică;
- Pentru inferențele din această secțiune numerele de grade de libertate sunt  $r_1 = n_1 - 1$ ,  $r_2 = n_2 - 1$ .

## Testul $F$ - Inferențe asupra raportului dintre dispersii

- Testul se desfășoară astfel:

### 1. Formulăm *ipoteza nulă*:

$$H_0 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = 1$$

### 2. Formulăm *ipoteza alternativă* conform informațiilor obținute din eșantion. Putem avea două<sup>1</sup> tipuri de ipoteză alternativă

$$H_a : \frac{\sigma_1}{\sigma_2} > 1$$

(*asimetrică la dreapta*) pentru un *un test one-tailed*

$$H_a : \frac{\sigma_1}{\sigma_2} \neq 1$$

(*simetrică*) pentru un *un test two-tailed*.

<sup>1</sup>Este recomandat ca dispersia mai mare sau care e de așteptat să fie mai mare să fie pusă la numărător.

## Testul $F$ - Inferențe asupra raportului dintre dispersii

3. Alegem nivelul de semnificație  $\alpha \in \{1\%, 5\%\}$ .

4. Calculăm *scorul*  $F$  (*statistica* testului)

$$F = \frac{s_1^2}{s_2^2}$$

5. Determinăm valoarea critică corespunzătoare pentru  $\alpha$

$$F^* = qf(\alpha, n_1 - 1, n_2 - 1) \text{ pentru } H_a \text{ asimetrică la dreapta ,}$$

$$F_s^* = qf(\alpha/2, n_1 - 1, n_2 - 1), F_d^* = qf(1 - \alpha/2, n_1 - 1, n_2 - 1)$$

pentru  $H_a$  simetrică.

## Testul $F$ - Inferențe asupra raportului dintre dispersii

6. Comparăm valoarea critică cu scorul  $F$ ; dacă scorul  $F$  aparține *zonei de respingere*, atunci acceptăm  $H_a$  și respingem  $H_0$ . Zonele de respingere sunt:

$[F^*, +\infty)$  pentru  $H_a$  asimetrică la stânga,

$(0, F_s^*] \cup [F_d^*, +\infty)$  pentru  $H_a$  simetrică.

Dacă scorul  $F$  nu aparține zonei de respingere spunem că *nu există suficiente dovezi cu nivelul de semnificație  $\alpha$*  pentru a respinge ipoteza nulă (*încercarea de a respinge  $H_0$  eșuează*).

## Testul $F$ - Inferență asupra raportului dintre dispersii - Exemplu

### *Exemplu.*

- O companie care îmbuteliază băuturi răcoritoare deține o mașină care umple sticle de 16 uncii. Compania trebuie să controleze deviația standard  $\sigma$  (sau dispersia  $\sigma^2$ ) cantității de băutură din sticle. O medie corectă a cantității de băutură nu garantează faptul ca mașina este bine calibrată. Dacă dispersia este prea mare multe sticle vor avea prea multă sau prea puțină băutură.
- Astfel, mașina trebuie să aibă o deviație standard (sau dispersie) cât mai mică posibil.
- Compania dorește să decidă dacă să instaleze o mașină de îmbuteliat mai modernă și mai rapidă.
- Una dintre îngrijorări este aceea că o viteză mai mare de îmbuteliere corespunde unei dispersii mai mari, iar o asemenea creștere nu este acceptabilă.



## Testul $F$ - Inferențe asupra raportului dintre dispersii - Exemplu

- Producătorul noii mașini de îmbuteliat susține că dispersia nu este mai mare decât cea a vechii mașini.
- Un eșantion de 25 de sticle îmbuteliate de mașina nouă are o dispersie de 0.0018, în timp ce un eșantion de 22 sticle îmbuteliate mașină curentă are o dispersie de 0.0008.

### *Soluție.*

- Vom testa amândouă tipurile de ipoteză alternativă: mai întâi faptul că dispersiile celor două mașini sunt diferite, iar apoi că noua mașină are o dispersie mai mare.
- Datele relativ la cele două populații/eșantioane:  $n_1 = 25$ ,  $s_1^2 = 0.0018$ ,  $n_2 = 22$  și  $s_2^2 = 0.0008$ .

## Testul $F$ - Inferențe asupra raportului dintre dispersii - Exemplu

### 1-2. Formulăm ipoteza nulă și o ipoteză alternativă simetrică

$$H_0 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = 1 \quad H_a : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \neq 1.$$

3. Alegem  $\alpha = 5\%$ .

4. Calculăm scorul  $F$  al testului

$$F = \frac{s_1^2}{s_2^2} = 2.2500$$

5. Valorile critice sunt  $F_s^* = qf(\alpha/2, n_1 - 1, n_2 - 1) = 0.4327$ ,  $F_d^* = qf(1 - \alpha/2, n_1 - 1, n_2 - 1) = 2.3675$ , pentru  $\alpha = 5\%$ .

Testul  $F$  - Inferențe asupra raportului dintre dispersii - Exemplu

6. Deoarece  $F \in [F_s^*, F_d^*]$ , încercarea de a respinge ipoteza nulă eșuează cu 5% nivel de semnificație (nu există suficiente dovezi pentru nivelul de 5% pentru a susține că dispersiile celor două mașini sunt diferite): diferențele sunt datorate hazardului.
- Reluăm ultimii doi pași pentru celălalt nivel de semnificație:
- 5'. Pentru  $\alpha = 1\%$  valorile critice vor da un interval mai mare:  $F_s^* = qf(\alpha/2, n_1 - 1, n_2 - 1) = 0.3294$ ,  $F_d^* = qf(1 - \alpha/2, n_1 - 1, n_2 - 1) = 3.1473$ .
- 6'. Concluzia este aceeași: nu putem respinge ipoteza nulă.
- La fel ca și în cazul testelor  $Z$  și  $T$ , dacă  $H_0$  nu se respinge pentru  $\alpha = 5\%$  nu se va respinge nici pentru  $\alpha = 1\%$  (pentru că zona de respingere în al doilea caz o înglobează pe prima).

## Testul $F$ - Inferențe asupra raportului dintre dispersii - Exemplu revizuit

- Deoarece dispersia primului eșantion este mai mare decât cea de-a doua vom întreprinde un al doilea test cu o ipoteză alternativă asimetrică la dreapta.

1-2. Noile ipoteze sunt

$$H_0 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = 1 \quad H_a : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} > 1.$$

3. Alegem  $\alpha = 5\%$ .

4. Scorul testului va fi același

$$F = \frac{s_1^2}{s_2^2} = 2.2500$$

5. Valoarea critică este  $F^* = qf(1 - \alpha, n_1 - 1, n_2 - 1) = 2.0540$ , pentru  $\alpha = 5\%$ .

## Testul $F$ - Inferențe asupra raportului dintre dispersii - Exemplu revizuit

6. Deoarece  $F \in [F_d^*, +\infty)$ , putem să respingem ipoteza nulă și să acceptăm ipoteza alternativă: dispersia noii mașini este mai mare decât a celei vechi.
- Pentru  $\alpha = 1\%$
- 5'. Valoarea critică este  $F^* = qf(1 - \alpha, n_1 - 1, n_2 - 1) = 2.8010$ .
- 6'. Cum  $F < F^*$ , încercarea de a respinge ipoteza nulă eșuează cu 1% nivel de semnificație (nu există suficiente dovezi pentru nivelul de 1% pentru a susține că mașina nouă are o dispersie mai mare).

## Testul $T$ - inferențe asupra mediilor a două populații ( $\sigma_1^2, \sigma_2^2$ necunoscute)

- Considerăm două populații statistice ale căror dispersii ( $\sigma_1^2$  și  $\sigma_2^2$ ) sunt necunoscute.
- Populațiile sunt normal distribuite și dorim să testăm o ipoteză asupra diferenței mediilor.
- Dorim să știm, de exemplu, dacă una dintre medii este mai mare decât cealaltă sau dacă sunt diferite.
- Alegem două eșantioane aleatoare simple independente cu mediile de selecție  $\bar{x}_{n_1}$  și  $\bar{x}_{n_2}$  și deviațiile standard  $s_1$  și  $s_2$ , respectiv.
- Considerăm (în condițiile ipotezei nule) că mediile celor două populații sunt  $\mu_1$  și  $\mu_2$ , respectiv.
- Expresia scorului testului depinde de faptul dacă cele două dispersii sunt egale sau diferite. Astfel, **înainte de întreprinde testul  $T$  vom desfășura un test  $F$  relativ la raportul celor două dispersii.**

## Testul $T$ - inferențe asupra mediilor a două populații ( $\sigma_1^2, \sigma_2^2$ necunoscute)

- Atunci când cele două dispersii sunt egale următoarea statistică este repartizată Student cu  $(n_1 + n_2 - 2)$  grade de libertate

$$t = \frac{(\bar{x}_{n_1} - \bar{x}_{n_2}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{s^2}{n_1} + \frac{s^2}{n_2}}},$$

unde  $s = \sqrt{\frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}}$ .

- Dacă cele două dispersii sunt diferite următoarea statistică este repartizată Student cu  $\min(n_1 - 1, n_2 - 1)$  grade de libertate

$$t = \frac{(\bar{x}_{n_1} - \bar{x}_{n_2}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}}.$$

## Testul $T$ - inferențe asupra mediilor a două populații ( $\sigma_1^2, \sigma_2^2$ necunoscute)

Testul decurge astfel:

1. Formulăm *ipoteza nulă*, care susține că diferența mediilor celor două populații ia o anumită valoare:

$$H_0 : \mu_1 - \mu_2 = m_0$$

2. Formulăm *ipoteza alternativă* conform datelor din eșantioane. Putem avea trei tipuri de ipoteză alternativă

$$H_a : \mu_1 - \mu_2 < m_0$$

(*asimetrică la stânga*) sau

$$H_a : \mu_1 - \mu_2 > m_0$$

(*asimetrică la dreapta*) sau

$$H_a : \mu_1 - \mu_2 \neq m_0$$

(*simetrică*).

Ipotezele asimetrice se mai numesc *one-tailed*, iar cea simetrică *two-tailed*.

3. Alegem nivelul de semnificație  $\alpha \in \{1\%, 5\%\}$ .



## Testul $T$ - inferențe asupra mediilor a două populații ( $\sigma_1^2, \sigma_2^2$ necunoscute)

### 4. Calculăm *scorul $t$* (*statistica* testului)

a) dacă dispersiile sunt egale:

$$t = \frac{(\bar{x}_{n_1} - \bar{x}_{n_2}) - m_0}{\sqrt{s^2 \left( \frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)}}$$

unde  $s^2 = \frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$ , iar numărul de grade de libertate este  $df = n_1 + n_2 - 2$ .

b) dacă dispersiile sunt diferite:

$$t = \frac{(\bar{x}_{n_1} - \bar{x}_{n_2}) - m_0}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}}$$

numărul de grade de libertate fiind  $df = \min(n_1 - 1, n_2 - 1)$ .

## Testul $T$ - inferențe asupra mediilor a două populații ( $\sigma_1^2, \sigma_2^2$ necunoscute)

### 5. Determinăm valoarea critică corespunzătoare

$t^* = qt(\alpha, n - 1)$  pentru  $H_a$  asimetrică la stânga ( $t^* < 0$ ),

$t^* = qt(1 - \alpha, n - 1)$  pentru  $H_a$  asimetrică la dreapta ( $t^* > 0$ ),

$t^* = -qt(\alpha/2, n - 1) = qt(1 - \alpha/2, n - 1)$  pentru  $H_a$  simetrică ( $t^*$

### 6. Comparăm valoarea critică cu scorul $z$ ; dacă scorul $z$ aparține *zonei de respingere*, atunci acceptăm $H_a$ și respingem $H_0$ . Zonele de respingere sunt:

$(-\infty, t^*]$  pentru  $H_a$  asimetrică la stânga,

$[t^*, +\infty)$  pentru  $H_a$  asimetrică la dreapta,

$(-\infty, -|t^*|] \cup [|t^*|, +\infty)$  pentru  $H_a$  simetrică.

Testul  $T$  - inferențe asupra mediilor a două populații - Exemplu

Dacă scorul  $t$  nu aparține zonei de respingere spunem că *nu există suficiente dovezi cu nivelul de semnificație  $\alpha$*  pentru a respinge ipoteza nulă (*încercarea de a respinge  $H_0$  eșuează*).

*Exemplu.*

- National Assessment of Educational Progress (NAEP) monitorizează tendințele performanței școlare. În fiecare an NAEP desfășoară la nivel național teste asupra mai multor subiecte pe eșantioane de elevi care au 17 ani. Se știe că rezultatele acestor teste sunt normal distribuite.
- Testul de lectură a fost dat în 1990 și din nou în 2004. Pentru două eșantioane de 1000 de elevi scorul mediu a scăzut de la 290 la 285, deviațiile standard ale eșantioanelor fiind 40 și 37, respectiv.
- Diferența este de 5 puncte; este aceasta datorată hazardului sau este o diferență reală? ( $\alpha = 1\%$ )

Testul  $T$  - inferențe asupra mediilor a două populații - Exemplu*Soluție.*

- Deoarece populații sunt distribuite normal, iar deviațiile standard ale populațiilor nu sunt cunoscute vom întreprinde un test  $T$  pentru cele două medii.
- *Mai întâi întreprindem testul  $F$  asupra raportului celor două dispersii.*
- Informațiile legate de eșantioane sunt  $s_1 = 40$ ,  $n_1 = 1000$ ,  $\bar{x}_{n_1} = 290$ ,  $s_2 = 37$ ,  $n_2 = 1000$ ,  $\bar{x}_{n_2} = 285$ .

$$1-2. H_0: \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = 1 \quad H_a: \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \neq 1.$$

Testul  $T$  - inferențe asupra mediilor a două populații - Exemplu

3. Alegem  $\alpha = 5\%$ .

4. Calculăm scorul  $F$  al testului

$$F = \frac{s_1^2}{s_2^2} = 1.0810$$

5. Valorile critice sunt  $F_s^* = qf(\alpha/2, n_1 - 1, n_2 - 1) = 0.8494$ ,  $F_d^* = qf(1 - \alpha/2, n_1 - 1, n_2 - 1) = 1.1771$ , pentru  $\alpha = 5\%$ .

6. Deoarece  $F \in [F_s^*, F_d^*]$ , încercarea de a respinge ipoteza nulă eșuează cu 1% nivel de semnificație (nu există suficiente dovezi pentru nivelul de 1% pentru a susține că cele două dispersii sunt diferite); diferența dintre dispersiile celor două eșantioane este datorată întâmplării.

• *În cele ce urmează vom presupune că cele două dispersii sunt egale.*

## Testul $T$ - inferențe asupra mediilor a două populații - Exemplu

- Întreprindem acum testul  $T$  pentru diferența mediilor.

1-2.  $H_0: \mu_1 - \mu_2 = 0 \quad H_a: \mu_1 - \mu_2 \neq 0.$

3.  $\alpha = 5\%,$

4. Calculăm scorul  $t$  al testului

$$t = \frac{(\bar{x}_{n_1} - \bar{x}_{n_2})}{\sqrt{\frac{s^2}{n_1} + \frac{s^2}{n_2}}} = 2.9003,$$

unde  $s = \sqrt{\frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}} = 38.5292.$

Testul  $T$  - inferențe asupra mediilor a două populații - Exemplu

5. Valoarea critică:  $t^* = -qt(\alpha/2, df) = 2.5782$ , unde  $df = n_1 + n_2 - 2 = 1998$  ( $\alpha = 1\%$ ).
6. Deoarece  $|t| > |t^*|$ , putem respinge ipoteza nulă, și să acceptăm că cele două medii sunt diferite: între 1990 și 2004 rezultatul mediu al testului de lectură s-a schimbat.
- Întreprindem acum un test cu ipoteză alternativă asimetrică la dreapta.
- 1-2'.  $H_0 : \mu_1 - \mu_2 = 0 \quad H_a : \mu_1 - \mu_2 > 0$ .
- 5'. Valoarea critică este  $t^* = qt(1 - \alpha, df) = 2.5782$ , unde  $df = n_1 + n_2 - 2 = 1998$ .
- 6'. Cum  $t > t^*$ , putem respinge ipoteza nulă, și să acceptăm că prima medie (din 1990) este mai mare decât cea de-a doua (din 2004): rezultatul mediu a scăzut.
- (Exercițiu) A fost necesar acest al doilea test  $T$ ?

## Testul $T$ - inferențe asupra mediilor a două populații - Exerciții

- I. Femeile au în medie cu 8 perechi de pantofi mai mult decât bărbații (conform unui Snapshot USA Today). Un studiu recent efectuat la un colegiu a determinat următoarele valori

	$n$	media	dev. std.
Bărbați	21	8.48	4.43
Femei	30	26.63	21.83

Diferența dintre cele două eșantioane este mai mare decât 8, testați această ipoteză cu  $\alpha = 5\%$ . (Populațiile sunt normale.)

- II. Se consideră de mult timp că chiria medie a unei mașini în New York este egală cu aceea din Boston. Un studiu din 2007 însă a dat următoarele valori:

	$n$	media	dev. std.
Boston	10	95.94	7.50
New York	16	127.75	15.83

Este această diferență semnificativă sau este datorată șansei? (1%, 5%)



# Sfârșit

# Bibliography



Freedman, D., R. Pisani, R. Purves, *Statistics*, W. W. Norton & Company, 4th edition, 2007.



Johnson, R., P. Kuby, *Elementary Statistics*, Brooks/Cole, Cengage Learning, 11th edition, 2012.



Shao, J., *Mathematical Statistics*, Springer Verlag, 1998.



Spiegel, M. R., L. J. Stephens, *Theory and Problems of Statistics*, Schaum's Outline Series, McGraw Hill, 3rd edition, 1999.