

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 7 - ΕΛΕΓΧΟΣ ΥΠΟΘΕΣΕΩΝ

Μελετάμε τις άγνωστες παραμέτρους ενός πληθυσμού κάνοντας υποθέσεις για αυτές, τις οποίες ελέγχουμε με αντιπαράθεση.

π.χ Πάνω από το 60% των φοιτητών βάζουν ζάχαρη στον καφέ

Ελέγχουμε αυτή την υπόθεση με αντιπαράθεση με την αντίθετη:

"Το ποσοστό 60% των φοιτητών βάζουν ζάχαρη στον καφέ".

$$p \leq 60\% \text{ VS } p > 60\%$$

H₁: εναλλακτική υπόθεση (η υπόθεση που κάνουμε)

H₀: μηδενική υπόθεση (η αντίθετη της άποψης που πιστεύουμε)
H₀ VS H₁

Προαγματικότητα \ Απόφαση	H_1 : αληθής	H_1 : ψευδής
H_0 : απορρίπτεται	✓	Σφάλμα τύπου I
H_0 : δευτή	Σφάλμα τύπου II	✓

Ο έλεγχος υπόθεσης επιμετρώνεται στο να κρατάει μικρή την πιθανότητα σφάλματος τύπου I

Ορολογία

- 1) Σφάλμα τύπου I: απόρριψη της H_0 ενώ η H_1 είναι ψευδής
- 2) Σφάλμα τύπου II: αποδοχή της H_0 ενώ η H_1 είναι αληθής
- 3) Επίπεδο σημαντικότητας α : μέγιστη πιθανότητα του σφάλματος τύπου I
- 4) β = πιθανότητα σφάλματος τύπου II
- 5) Ελεγχοσυνάρτηση: στατιστική συνάρτηση που χρησιμοποιούμε για τον έλεγχο
- 6) Χωρίο απόρριψης (ΧΑ) της H_0 :
Το σύνολο τιμών της ελεγχοσυνάρτησης για τις οποίες απορρίπτεται η H_0
- 7) p-value: η μικρότερη τιμή του α για την οποία η H_0 απορρίπτεται.

Βήματα ελέγχου υποθέσεων

1) Διατύπωση υποθέσεων:

H_1 : η υπόθεση που πιστεύουμε

H_0 : η αντίθετη υπόθεση

2) Επιλογή ελεγχοσυνάρτησης: χρησιμοποιούμε τυχαίο δείγμα

3) Χωρίο απόρριψης της H_0 : χρησιμοποιούμε το επίπεδο σημαντικότητας α

4) Απόφαση: Αν η τιμή της ελεγχοσυνάρτησης στο δείγμα ανήκει

στο χωρίο απόρριψης τότε η H_0 απορρίπτεται. Διαφορετικά η H_0 είναι δευτή.

A - Έλεγχος υποθέσεων για ποσοστό p σε μικρό δείγμα

A1 - Μονόπλευρος έλεγχος

Μελετάμε το ποσοστό p των ατόμων ενός πληθυσμού που έχουν κάποιο κοινό χαρακτηριστικό.

① $H_0 : p \geq p_0 \quad H_1 : p < p_0$ (p_0 γνωστό ποσοστό)
 ή $H_0 : p \leq p_0 \quad H_1 : p > p_0$

② Έλεγχος συνάρτησης

$X = \#$ ατόμων στο δείγμα που έχουν το χαρακτηριστικό
 (Αν επιλέξουμε δείγμα μεγέθους n , $X \sim \text{Bin}(n, p)$)

③ Χωρίο απόρριψης της H_0

in περίπτωση : $H_0 : p \geq p_0 \quad H_1 : p < p_0$

Θα έχει τη μορφή $X \leq c$ για κάποιο αριθμό c .

$P(\text{σφ. τύπου I}) \leq \alpha$

$\Rightarrow P(H_0 \text{ απορρ.} / H_1 \text{ ψευδής}) \leq \alpha$

$\Rightarrow P(X \text{ ανήκει στο } X_A / H_0 \text{ αληθής}) \leq \alpha$

$\Rightarrow P(X \leq c / X \sim \text{Bin}(n, p_0)) \leq \alpha$

$\Rightarrow F_X(c) \leq \alpha$

↑

$X \sim \text{Bin}(n, p_0)$

\Rightarrow Από τον πίνακα διωνυμικής βρίσκουμε το c

δη περίπτωση: $H_0: p \leq p_0$ $H_1: p > p_0$

Το ΧΑ θα έχει τη μορφή $X \geq c$

$$P(\text{σφ. τύπου I}) \leq \alpha$$

$$\Rightarrow P(H_0 \text{ απορρ.} / H_1 \text{ γεινήs}) \leq \alpha$$

$$\Rightarrow P(X \geq c / X \sim \text{Bin}(n, p_0)) \leq \alpha$$

$$\Rightarrow 1 - P(X < c / X \sim \text{Bin}(n, p_0)) \leq \alpha$$

$$\Rightarrow P(X < c / X \sim \text{Bin}(n, p_0)) \geq 1 - \alpha$$

$$\Rightarrow P(X \leq c-1 / X \sim \text{Bin}(n, p_0)) \geq 1 - \alpha$$

$$\Rightarrow F_X(c-1) \geq 1 - \alpha$$

Από τον πίνακα διωνυμικής βρίσκουμε το c

④ Απόφαση: Ελέγχουμε την τιμή στο δείγμα

π.χ Πιστεύουμε ότι αυτοί που προτιμούν σουηδάκια γάλακτος είναι περισσότεροι από αυτούς που προτιμούν μαύρη σουηδάκια.

Επιλέχουμε δείγμα 18 ατόμων, όλοι εκτός από 2 προτιμούν γάλακτος
Μπορούμε να ισχυριστούμε ότι η υπόθεσή μας είναι αληθής με επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 0,05$;

p = ποσοστό ατόμων που προτιμούν σουηδάκια γάλακτος
Πιστεύουμε $p > 1/2$

1) Διατύπωση υποθέσεων

$H_0: p \leq 1/2$ $H_1: p > 1/2$

2) Ελεγχοςυνάρτηση

$X = \#$ ατόμων στο δείγμα που προτιμούν σουσιόγατα χαλαύτος

3) Χωρίς απόρριψης της H_0

θα έχει τη μορφή $X \geq c$ όπου

$$P(X \leq c-1 \mid X \sim \text{Bin}(n, p_0)) \geq 1-\alpha$$

$$P(X \leq c-1 \mid X \sim \text{Bin}(18, 1/2)) \geq 0,95$$

$$\Rightarrow c-1=12 \Rightarrow c=13$$

$$X \cdot A : \boxed{X \geq 13}$$

4) Απόφαση

Τιμή της X στο δείγμα: 16

Το 16 είναι στο X_A

Άρα η H_0 απορρίπτεται

Μάθημα

Έλεγχος υποθέσεων

A - Ποσοστό p σε μικρό δείγμα

A_1 - Μονόπλευρος έλεγχος

a) $H_0: p \geq p_0$ $H_1: p < p_0$
ή

b) $H_0: p \leq p_0$ $H_1: p > p_0$

Έλεγχος-κάρτη: $X = \#$ ατόμων στο δείγμα με το ζητούμενο χαρακτηριστικό

Χωρίο απόρριψης

Στο (a) είναι $X \leq c$ όπου $P(X \leq c / X \sim \text{Bin}(n, p_0)) \leq \alpha$

Στο (b) είναι $X \geq c$ όπου $P(X \leq c-1 / X \sim \text{Bin}(n, p_0)) \geq 1-\alpha$

$$\beta = P(\text{σφάλμα τύπου II}) \\ = P(H_0 \text{ δέχτη} / H_1 \text{ αληθής})$$

Στο a) είναι $\beta = P(X > c / X \sim \text{Bin}(n, p_1))$ όπου p_1 δοσμένο

Στο b) είναι $\beta = P(X < c / X \sim \text{Bin}(n, p_1))$ όπου p_1 δοσμένο

Ισχύς ελέγχου = $1-\beta$

p-value: Η μικρότερη τιμή του α για την οποία η H_0 απορρίπτεται

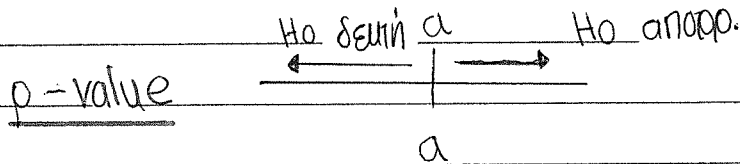
Ας υποθέσουμε ότι η τιμή της X στο δείγμα είναι x_0

Στο α) $p\text{-value} = P(X \leq x_0 \mid X \sim \text{Bin}(n, p_0))$

β) $p\text{-value} = P(X \geq x_0 \mid X \sim \text{Bin}(n, p_0))$

* Η τιμή της $p\text{-value}$ εξαρτάται από το δείγμα

* Πρακτικά: πιθανότητα να έχουμε τόσο ή πιο άσχημο δείγμα δεδομένης της H_0



Παράδειγμα

Πιστεύουμε ότι λιγότερο από 20% των φοιτητών του ΠΜ χρησιμοποιούν γυνώφωρείο.

Να ελεγχθεί η άποψη με επίπεδο σημαντικότητας 5%. αν σε δείγμα μεγέθους 25 μόνο ένα άτομο χρησιμοποιεί γυνώφωρείο.

Ποιο είναι το $p\text{-value}$ του ελέγχου;

Υποθέσεις

p : ποσοστό φοιτητών που χρησιμοποιούν γυνώφωρείο

$H_0: p \geq 0,2$ $H_1: p < 0,2$

Ελεγχουσυνάρτηση

$X = \#$ ατόμων στο δείγμα που χρησιμοποιούν γυνώφωρείο → μεγέθους 25

Χωρίς απόρριψης: $X \leq c$

όπου $P(X \leq c \mid H_0) \leq \alpha$

$$\Rightarrow P(X \leq c \mid X \sim \text{Bin}(25, 0,2)) \leq 0,05 \quad \Rightarrow c = 1$$

$X_A: X \leq 1$

Απόφαση

Τιμή της X στο δείγμα = 1 ($X \in X_A$)

$\Rightarrow H_0$ απορρίπτεται

$$p\text{-value} = P(X \leq 1 \mid X \sim \text{Bin}(25, 0.2)) = 0,027$$

↑
τιμή της X στο δείγμα

↓

$p\text{-value} = 0,027$

$\alpha = 0,05$

Παράδειγμα

Πιστεύουμε ότι περισσότεροι από το 30% των ανδρών που έμειναν αιχμή στο Survivor έχουν σύνδρομο ναρμισσισμού. Με $\alpha = 5\%$ να ελεγχθεί αυτή η άποψη αν η παραγωγή μας εμπέδωσε ότι ανάμεσα σε 20 υποψηφίους, 9 είχαν σύνδρομο ναρμισσισμού.

Ποιό είναι το $p\text{-value}$ του ελέγχου

Υποθέσεις: p = ποσοστό υποψηφίων παιχτών του Survivor με σύνδρομο ναρμισσισμού

$$\bullet H_0: p \leq 0,3 \quad \bullet H_1: p > 0,3$$

X = # υποψηφίων στο δείγμα των 20 με σύνδρομο ναρμισσισμού

Χωρίς απόρριψης: $X \leq c$ όπου

$$P(X \leq c-1 \mid H_0) \geq 1-\alpha$$

$$\Rightarrow P(X \leq c-1 \mid X \sim \text{Bin}(20, 0,3)) \geq 0,95$$

$$\Rightarrow c-1=9 \quad c=10 \quad \Rightarrow X_A: X \geq 10$$

Απόφαση: Τιμή της X στο δείγμα = 9

($X \notin X_A$)

• Άρα Η₀ δεκτή

$$p\text{-value} = P(X \geq x_0 / X \sim \text{Bin}(n, p_0))$$

$$= P(X \geq 9 / X \sim \text{Bin}(20, 0.3))$$

$$1 - P(X < 9 / X \sim \text{Bin}(20, 0.3))$$

$$1 - P(X \leq 8 / X \sim \text{Bin}(20, 0.3)) = 1 - 0.887$$

$$= 0.113$$

$$\begin{array}{|l} p\text{-value} = 0.113 \\ \hline \alpha = 0.05 \end{array}$$

Αα - Αντίπλευρος έλεγχος

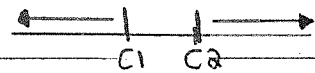
Υποθέσεις: $H_0: p = p_0$ $H_1: p \neq p_0$

($p_1 < p_0$ ή $p_1 > p_0$)

(πάντα η ισότητα στην H_0)

Ελεγχουσαύληση: η ίδια με τον μονόπλευρο έλεγχο

Χωρίς απόρριψη: $X \leq c_1$ ή $X \geq c_2$



όπου $P(X \leq c_1 / X \sim \text{Bin}(n, p_0)) \leq \alpha/2$

και $P(X \leq c_2 - 1 / X \sim \text{Bin}(n, p_0)) \geq 1 - \frac{\alpha}{2}$

(B) $P(c_1 < X < c_2 / X \sim \text{Bin}(n, p_1))$ όπου p_1 δοσμένο

$$p\text{-value} = 2 \cdot \min \left\{ \begin{array}{l} P(X \leq x_0 / X \sim \text{Bin}(n, p_0)) \\ P(X \geq x_0 / X \sim \text{Bin}(n, p_0)) \end{array} \right\}$$

117

Συνοψη

Υποθέσεις

$H_0: \rho \geq \rho_0, H_1: \rho < \rho_0$

$H_0: \rho \leq \rho_0, H_1: \rho > \rho_0$

$H_0: \rho = \rho_0, H_1: \rho \neq \rho_0$

Χωριο απόρριψης

$X \leq c$ όπου $P(X \leq c) \leq \alpha$

$X \geq c$ όπου $P(X \leq c-1) \geq 1-\alpha$

$X \leq c_1$ ή $X \geq c_2$ όπου $P(X \leq c_1) \leq \alpha/2$

και $P(X \leq c_2-1) \geq 1-\alpha/2$

Μαθημα

Παράδειγμα

Ένα νόμισμα έχει πιθανότητα p να φέρει γράμματα (Γ). Θέλουμε να ελέγχουμε την υπόθεση ότι $p = 1/2$ (δηλ. ότι το νόμισμα είναι δίκαιο). Το ρίχνουμε 10 φορές και έστω X ο αριθμός των φορών που εμφανίζεται Γ.

α) Αν $a = 0,12$ να βρεθεί το $X \cdot A$

β) Αν $X = 2$, να αποφασίσετε αν δεχόμαστε την υπόθεση για $a = 0,12$. Το ίδιο για $a = 0,2$

γ) p -value = j για $X = 1$ και $X = 3$

(121)

δ) Με βάση την p -value, να γίνει ο έλεγχος με $\alpha = 0,05$, $\alpha = 0,35$ και $\alpha = 0,01$

α) Υποθέσεις

$$H_0: p = 0,5 \quad H_1: p \neq 0,5$$

Χώριο απορρίψης: $X \leq C_1$ και $X \geq C_2$ όπου

$$P(X \leq C_1 | H_0) \leq \alpha/2 \quad \text{και} \quad P(X \geq C_2 - 1 | H_0) \geq 1 - \frac{\alpha}{2}$$

$$\Rightarrow P(X \leq C_1 | X \sim \text{Bin}(10, 0,5)) \leq 0,06 \quad C_1 = 2 \quad \boxed{C_1 = 2}$$
$$\text{και} \quad P(X \leq C_2 - 1 | X \sim \text{Bin}(10, 0,5)) \geq 0,94 \quad C_2 - 1 = 7 \quad \boxed{C_2 = 8}$$

Άρα $X \in A: X \leq 2$ και $X \geq 8$

β) $x = 2 \in X \in A \Rightarrow$ Απορρίπτουμε την H_0

Για $\alpha = 0,2$ πάλι απορρίπτουμε γιατί $0,2 > 0,12$ *

γ) p -value = $2 \cdot \min \{ P(X \leq x_0), P(X \geq x_0) \}$

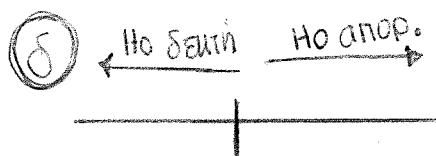
Για $x = 1$: $P(X \leq 1 | H_0) = P(X \leq 1 | X \sim \text{Bin}(10, 0,5)) = 0,011$

: $P(X \geq 1 | H_0) = 1 - P(X < 1 | H_0) = 1 - P(X \leq 0 | X \sim \text{Bin}(10, 0,5))$
 $= 1 - 0,001 \Rightarrow P\text{-value} = 2 \cdot 0,011 = \boxed{0,022}$

Για $x = 3$: $P(X \leq 3 | X \sim \text{Bin}(10, 0,5)) = 0,172$

$P(X \geq 3 | X \sim \text{Bin}(10, 0,5)) = P(X \leq 2 | X \sim \text{Bin}(10, 0,5)) = 1 - 0,055$
 $\Rightarrow P\text{-value} = 2 \cdot 0,172 = \boxed{0,344}$

* Γενικά αν H_0 απορρίπτεται για κάποιο α , απορρίπτεται για κάθε $\text{μεγ. } \alpha$



p-value → εξαρτάται από το δείγμα

	X=1	X=3
$\alpha=0,05$	Ho απορ	Ho δευτή
$\alpha=0,35$	Ho απορ.	Ho απορ.
$\alpha=0,01$	Ho δευτή	Ho δευτή

Παράδειγμα

Πιστεύουμε ότι η πιθανότητα p να γεννηθεί αγόρι, διαφέρει από την πιθανότητα να γεννηθεί κορίτσι.

Επιλέγουμε δείγμα 18 γυναικών σε κύηση και έστω X ο αριθμός των αγοριών που γεννήθηκαν.

Γνωρίζουμε ότι το $X \sim A$ για τον έλεγχο $H_0: p = 1/2$ $H_1: p \neq 1/2$ έχει τη μορφή $X \leq 5$ και $X \geq 13$

- α) Ποια η πιθανότητα σφάλματος τύπου I;
- α) Ποια η πιθαν. σφαλμ. τύπου II αν $p=0,6$;
- β) P-value αν $x=12$
- δ) Με βάση την p-value, να γίνει ο έλεγχος για $\alpha=1\%$, 5% και 10% .

α) $P(\text{σφ. τύπου I}) = P(\text{Ho απορ.} | H_0)$
 απορριπτούμε λανθασμένα
 $= P(X \leq 5 \text{ ή } X \geq 13 | X \sim \text{Bin}(18, 0,5))$

ξένα $\rightarrow P(X \leq 5 | X \sim \text{Bin}(18, 0,5)) + P(X \geq 13 | X \sim \text{Bin}(18, 0,5))$
 $= 0,048 + (1 - P(X \leq 12 | X \sim \text{Bin}(18, 0,5)))$
 $= 0,048 + (1 - 0,952)$
 $= 0,096$

123

$$\begin{aligned} \textcircled{B} P(\text{σφ. τύπου II}) &= P(H_0 \text{ δευτή} / p = 0,4) \\ &= P(5 < X < 13 \mid X \sim \text{Bin}(18, 0,4)) \\ &= P(5 < X \leq 12 \mid X \sim \text{Bin}(18, 0,4)) \\ &= P(X \leq 12) - P(X \leq 5) = 0,994 - 0,209 = \boxed{0,785} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \textcircled{\gamma} p\text{-value} &= 2 \cdot \min \{ P(X \leq x_0), P(X \geq x_0) \} \\ \bullet P(X \leq 12 \mid H_0) &= P(X \leq 12 \mid X \sim \text{Bin}(18, 0,5)) \\ &= 0,952 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \bullet P(X \geq 12 \mid H_0) &= P(X \geq 12 \mid X \sim \text{Bin}(18, 0,5)) \\ &= 1 - P(X \leq 11 \mid X \sim \text{Bin}(18, 0,5)) = 0,119 \end{aligned}$$

$$\text{Άρα } p\text{-value} = 2 \cdot 0,119 = \boxed{0,238}$$

δ) Και τα τρία ποσοστά είναι μικρότερα από την $p\text{-value}$ άρα δεχόμαστε την H_0

($n \geq 30$)

B-Έλεγχος υπόθεσης για μέση τιμή και ποσοστό σε μεγάλα δείγματα

π.χ $H_0: \mu \geq \mu_0$, $H_1: \mu < \mu_0$

Το $X \cdot A$ θα έχει μορφή $\bar{X} \leq c$ ($\bar{X} \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$)

όπου $P(X \leq c \mid H_0) \leq \alpha$

$$\Rightarrow P(X \leq c \mid X \sim N(\mu_0, \frac{\sigma^2}{n})) \leq \alpha$$

$$\Rightarrow P\left(\frac{X - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \leq \frac{c - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \mid X \sim N\left(\mu_0, \frac{\sigma^2}{n}\right)\right) \leq \alpha$$

$$\Rightarrow P\left(Z \leq \frac{c - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}\right) \leq \alpha$$

124

$$\Rightarrow \Phi\left(\frac{c-\mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}\right) \leq \alpha$$

$$\Rightarrow 1 - \Phi\left(\frac{c-\mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}\right) \geq 1 - \alpha \Rightarrow \Phi\left(-\frac{c-\mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}\right) \geq \Phi(z_\alpha)$$

$$\Rightarrow -\frac{c-\mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \geq z_\alpha \Rightarrow \frac{c-\mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \leq -z_\alpha$$

Υποθέσεις

$H_0: p \geq p_0, H_1: p < p_0$
 $H_0: p \leq p_0, H_1: p > p_0$
 $H_0: p = p_0, H_1: p \neq p_0$

$H_0: \mu \geq \mu_0, H_1: \mu < \mu_0$
 $H_0: \mu \leq \mu_0, H_1: \mu > \mu_0$
 $H_0: \mu = \mu_0, H_1: \mu \neq \mu_0$

Χωρίς Απόρριψης

$Z \leq -z_\alpha$
 $Z \geq z_\alpha$
 $|Z| \geq z_{\alpha/2}$

$Z \leq -z_\alpha$
 $Z \geq z_\alpha$
 $|Z| \geq z_{\alpha/2}$

Ελεγχουσυνάρτηση

$$Z = \frac{\frac{x}{n} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{n}}} \sim N(0,1)$$

$$Z = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0,1)$$

↓
σ αν σ άγνωστο

Παράδειγμα

Σε μια εξέταση συμμετείχαν 1200 άτομα, από τα οποία 380 ήταν γυναίκες. Σε ένα δείγμα από 42 επιτυχόντες οι 18 ήταν γυναίκες.

Μπορούμε να ισχυριστούμε με $\alpha = 5\%$ ότι το ποσοστό των γυναικών στους επιτυχόντες είναι μεγαλύτερο από το ποσοστό των γυναικών στον πληθυσμό;

125

ρ = ποσοστό γυναικών στους επιτυχόντες

$$p_0 = \frac{380}{1200} = 31,07\%$$

$$\rightarrow H_0 : \rho \leq 31,07\%$$

$$\rightarrow H_1 : \rho > 31,07\%$$

$$Z = \frac{\frac{x}{n} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{n}}} = \frac{\frac{18}{42} - 31,07\%}{\sqrt{\frac{31,07\%(1-31,07\%)}{42}}} = 1,56$$

Χωρίς απόρριψης : $Z \geq z_\alpha$ όπου $z_\alpha = z_{0,05} = 1,645$

όρα $\chi.A$: $Z \geq 1,645$

$Z = 1,56$ δεν ανήκει στο $\chi.A \Rightarrow H_0$ δευτή

B - Έλεγχος υποθέσεων, μεγάλο δείγμα (ο πίνακας)

Παράδειγμα 1

1200 άτομα, 380 γυναίκες

Δείγμα από 42 επιτυχόντες, οι 18 ήταν γυναίκες

ι) $\alpha = 0,05$ ποσοστό των γυναικών στους επιτυχόντες είναι $>$ ποσοστό γυναικών στον πληθυσμό.

ρ = ποσοστό γυναικών στους επιτυχόντες

$$H_0 : \rho \leq \frac{380}{1200}$$

$$H_1 : \rho > \frac{380}{1200}$$

$$Z = \frac{\frac{x}{n} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{n}}} = 1,56$$

$$X_A: Z \geq z_{\alpha} \Rightarrow Z \geq z_{0,05} \Rightarrow Z \geq 1,645$$

Απόφαση: Ηο δευτή

ii) p-value = ;

$$\begin{aligned} P(Z \geq 1,56 / H_0) &= 1 - P(Z < 1,56) \\ &= 1 - \Phi(1,56) = 1 - 0,9406 = 0,0594 = \boxed{5,94\%} \end{aligned}$$

iii) 95% ΔΕ για ποσοστό των θυγατρικών στους επιτυχόντες ΔΕ για ρ, μεγάλο δείγμα

$$\hat{p} \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}}$$

\downarrow
 $\frac{x}{n}$

⇒ Το ΔΕ είναι :

$$\frac{18}{42} \pm 1,96 \sqrt{\frac{18/42(1-18/42)}{42}}$$

$$\hat{p} = \frac{x}{n} = \frac{18}{42}, \quad z_{\alpha/2} = z_{0,025} = 1,96 \quad \Rightarrow \quad = [0,2789, 0,5782]$$

Παράδειγμα 2

μέσος χρόνος αναμονής 4 λεπτά
τυπική απόκλιση 1 λεπτό

Δείγμα 50 πελατών → μέσος χρόνος αναμονής 3,5 λεπτά

i) $\alpha = 5\%$ έλεγχος αν ο μέσος χρόνος αναμονής < 4 λεπτά

Έστω μ = μέσος χρόνος αναμονής

$$H_0: \mu \geq 4, \quad H_1: \mu < 4$$

127

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} = \frac{3,5 - 4}{1/\sqrt{50}} = -3,54$$

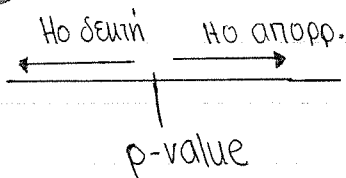
$$\begin{aligned} XA: Z \leq -z_{\alpha} &\Rightarrow Z \leq -z_{0,05} \\ &\Rightarrow Z \leq -1,645 \end{aligned}$$

Η τιμή της Z στο δείγμα ανήκει στο Χ.Α, άρα η H_0 απορρίπτεται.

ii) p-value = ?

$$\begin{aligned} p\text{-value} &= P(Z \leq -3,54 | H_0) = \Phi(-3,54) = 1 - \Phi(3,54) \\ &= 1 - 0,9998 \\ &= 0,0002 = \boxed{0,02\%} \end{aligned}$$

iii) Να γίνει ο έλεγχος με $\alpha = 1\%$ και $\alpha = 0,03\%$.



$\alpha = 1\% > p\text{-value} \Rightarrow H_0$ απορρ.

$\alpha = 0,03\% > p\text{-value} \Rightarrow H_0$ απορρ.

Γ- Έλεγχος υποθέσεων για μέση τιμή κανονικού πληθυσμού, μικρό δείγμα

Πρέπει να δίνεται ότι ο πληθυσμός ακολουθεί κανονική κατανομή.

Αν το σ^2 είναι γνωστό: οι τύποι είναι όπως στο (B)

Αν το σ^2 είναι άγνωστο:

$$H_0: \mu \geq \mu_0, H_1: \mu < \mu_0$$

$$H_0: \mu \leq \mu_0, H_1: \mu > \mu_0$$

$$H_0: \mu = \mu_0, H_1: \mu \neq \mu_0$$

$$T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{s/\sqrt{n}}$$

$$T \leq -t_{n-1, \alpha}$$

$$T \geq t_{n-1, \alpha}$$

$$|T| \geq t_{n-1, \alpha/2}$$

128

Παράδειγμα 3

Κατά μέσο όρο < 50 €

44, 46, 62, 76, 39, 22, 37, 51, 14, 23, 84, 26

i) Σημειακή εκτίμηση του μέσου μηνιαίου λογαριασμού που πληρώνουν οι συνδρομητές.

(εκτιμήτρια του $\mu \rightarrow \bar{x}$)

$$\bar{X} = \frac{44 + 46 + \dots + 26}{12} = 43,67$$

ii) 90% ΔΕ για τη μέση τιμή του λογαριασμού
ΔΕ για μ , άγνωστο σ^2 , μικρό δείγμα

$$\bar{X} \pm t_{n-1, \alpha/2} \frac{S}{\sqrt{n}}$$

$$t_{n-1, \alpha/2} = t_{11, 0,05} = 1,796$$

$$S^2 = \frac{1}{n-1} (\sum x_i^2 - n \cdot \bar{X}^2) = \frac{1}{11} (44^2 + 46^2 + \dots + 26^2 - 12 \cdot 43,67^2) = 474,47 \Rightarrow S \approx 21,78$$

Άρα το ΔΕ είναι:

$$43,67 \pm \frac{1,796 \cdot 21,78}{\sqrt{12}} = [32,38, 54,96]$$

iii) $\alpha = 1\%$, να ελεγχθεί η υπόθεση της εταιρείας

$$H_0: \mu \geq 50$$

$$H_1: \mu < 50$$

$$T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}} = \frac{43,67 - 50}{21,78/\sqrt{12}} = -1,0068$$

129

$$\begin{aligned} \text{XA: } T \leq -t_{n-1, \alpha} &\Rightarrow T \leq -t_{11, 0,01} \\ &\Rightarrow T \leq -2,718 \end{aligned}$$

Απόφαση: Η τιμή της T στο δείγμα δεν ανήκει στο ΧΑ άρα η H_0 δευτή.

(iv) $H_0: \mu = 50$, $H_1: \mu \neq 50$ ($\alpha = 1\%$)

$$T = \frac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}} = -1,0068$$

$$\text{XA: } |T| \geq t_{n-1, \alpha/2} \Rightarrow |T| \geq t_{11, 0,05} \Rightarrow |T| \geq 3,106$$

Απόφαση: Η τιμή του T στο δείγμα δεν ανήκει στο Χ.Α \Rightarrow Η H_0 δευτή

(Αν Η H_0 δευτή στον μονόπλευρο, είναι δευτή και στον αμφίπλευρο)

Συνέχεια μαθήματοςΈλεγχος υποθέσεων

Α - ρ, μικρό δείγμα

Β - μ, ρ μεγάλο δείγμα

Γ - μ, μικρό δείγμα

Έλεγχοι υποθέσεων με χρήση Δ.Ε

Όταν έχουμε αμφίπλευρο έλεγχο

π.χ $H_0: \mu = \mu_0$ $H_1: \mu \neq \mu_0$

με ε.σ α%. τότε μπορούμε να κάνουμε έλεγχο ως εξής:
 ↳ επίπεδο σημαντικότητας

• κατασκευάζουμε (1-α)% ΔΕ για μ

• Αν το μ_0 ανήκει στο ΔΕ τότε H_0 δευτή• Αν το μ_0 δεν ανήκει στο ΔΕ τότε H_0 απορρίπτεται (ίδιο για το ρ)Απόδειξη

$$\mu_0 \in \Delta E \Rightarrow \mu_0 \in \left(\bar{X} - z_{\alpha/2} \frac{S}{\sqrt{n}}, \bar{X} + z_{\alpha/2} \frac{S}{\sqrt{n}} \right)$$

$$\Rightarrow \bar{X} - z_{\alpha/2} \frac{S}{\sqrt{n}} < \mu_0 < \bar{X} + z_{\alpha/2} \frac{S}{\sqrt{n}}$$

$$-z_{\alpha/2} \frac{S}{\sqrt{n}} < \bar{X} - \mu_0 < z_{\alpha/2} \frac{S}{\sqrt{n}} \Rightarrow -z_{\alpha/2} < \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}} < z_{\alpha/2}$$

134

$$\Rightarrow -z_{\alpha/2} < Z < z_{\alpha/2}$$

$$\Rightarrow |Z| < z_{\alpha/2}$$

$$\Rightarrow Z \text{ δεν ανήκει στο } \chi_A$$

Παράδειγμα 1

340, 300, 340, 320, 320, 290, 330, 320, 310

i) ΔΕ για μ , άγνωστο σ^2 , μικρό δείγμα

$$\bar{X} \pm t_{n-1, \frac{\alpha}{2}} \frac{s}{\sqrt{n}} \quad \bullet \quad \bar{X} = \frac{340 + 300 + \dots + 310}{9} = 318,89$$

$$\bullet \quad s^2 = \frac{1}{8} (340^2 + \dots + 310^2 - 9 \cdot 318,89^2) = 286,11$$

$$\Rightarrow s \approx 16,915$$

$$\bullet \quad t_{n-1, \frac{\alpha}{2}} = t_{8, 0,025} = 2,306$$

$$\text{Άρα: } 318,89 \pm 2,306 \cdot \frac{16,915}{\sqrt{9}} = (305,89, 331,89)$$

ii) Πρέπει να γνωρίζουμε ότι το δείγμα ή ο πληθυσμός ακολουθούν κανονική κατανομή.

$$\text{iii) } H_0: \mu = 320 \quad H_1: \mu \neq 320 \quad (\alpha = 5\%)$$

Εφόσον το 320 ανήκει στο 95% ΔΕ για το μ , δεχόμαστε την H_0

iv) Το ίδιο για $\alpha = 1\%$.

Εφόσον το 99% ΔΕ είναι μεγαλύτερο από το 95% ΔΕ, το 320 θα ανήκει και σε αυτό. $\Rightarrow H_0$ δευτή.

v) Το ίδιο για $\alpha = 10\%$.

Ελεγχουνότητα

$$T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}} = \frac{318,89 - 320}{16,915/\sqrt{9}} = -0,19$$

ΧΑ: $|T| \geq t_{n-1, \alpha/2} = t_{8, 0,05} \Rightarrow |T| \geq 1,86 \Rightarrow \text{Ho δευτή}$

Παράδειγμα 2

95% ΔΕ για μ : (23.871, 25.969)

α) Μπορεί η $H_0: \mu = 25$ να απορριφθεί για χάρη της $H_1: \mu \neq 25$

i) $\alpha = 5\%$. ΟΧΙ

ii) $\alpha = 10\%$. ΔΕΝ ΓΝΩΡΙΖΩ

iii) $\alpha = 1\%$. ΟΧΙ (ναι ανήκει στο διάστημα)

β) $H_0: \mu = 20$, $H_1: \mu \neq 20$

i) $\alpha = 5\%$. ΝΑΙ (δεν ανήκει)

ii) $\alpha = 10\%$. ΝΑΙ

iii) $\alpha = 1\%$. ΔΕΝ ΓΝΩΡΙΖΩ

Δ-Έλεγχος υποθέσεων για 2 πληθυσμούς

Έχουμε 2 πληθυσμούς με άγνωστες παραμέτρους μ_1, μ_2 και ρ_1, ρ_2 .
Κάνουμε έλεγχο υποθέσεων για $\mu_1 - \mu_2$ ή $\rho_1 - \rho_2$

Απαραίτητη προϋπόθεση: Οι πληθυσμοί ή τα δείγματα είναι ανεξάρτητα

Δι-Μεγάλα
δείγματα

Υποθέσεις

$$\begin{array}{ll} H_0: \mu_1 - \mu_2 \geq \delta_0 & H_1: \mu_1 - \mu_2 < \delta_0 \\ H_0: \mu_1 - \mu_2 \leq \delta_0 & H_1: \mu_1 - \mu_2 > \delta_0 \\ H_0: \mu_1 - \mu_2 = \delta_0 & H_1: \mu_1 - \mu_2 \neq \delta_0 \end{array}$$

①

②

$$\begin{array}{ll} H_0: \rho_1 \geq \rho_2 & H_1: \rho_1 < \rho_2 \\ H_0: \rho_1 \leq \rho_2 & H_1: \rho_1 > \rho_2 \\ H_0: \rho_1 = \rho_2 & H_1: \rho_1 \neq \rho_2 \end{array}$$

Έλεγχοςυνάρτηση

①

$$Z = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - \delta_0}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \quad (\hat{\sigma}_1, \hat{\sigma}_2 \text{ αν } \sigma_1, \sigma_2 \text{ άγνωστα})$$

②

$$Z = \frac{\hat{p}_1 - \hat{p}_2}{\sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)}} \quad \text{όπου } \hat{p} = \frac{n_1 \hat{p}_1 + n_2 \hat{p}_2}{n_1 + n_2}$$

X.A

①

$$\begin{array}{l} Z \leq -z_\alpha \\ Z \geq z_\alpha \\ |Z| \geq z_{\alpha/2} \end{array}$$

$$\begin{array}{l} Z \leq -z_\alpha \\ Z \geq z_\alpha \end{array}$$

$$|Z| \geq z_{\alpha/2}$$

②

Παράδειγμα 3

Έστω:

 μ_1 : μέσος καρδιακός παλμός θεατών Scream 1 μ_2 : " " " " " Scream 2 $H_0: \mu_1 - \mu_2 \leq 0$ $H_1: \mu_1 - \mu_2 > 0$

$$Z = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - \delta_0}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}} = \frac{120 - 115 - 0}{\sqrt{\frac{4^2}{64} + \frac{9^2}{81}}} = 4,0826$$

XA: $Z \geq z_\alpha = z_{0,05} \Rightarrow Z \geq 1,645 \Rightarrow H_0$ απορρίπτεταιΠαράδειγμα 4

Έστω:

 p_1 = ποσοστό αντρών που αγοράζουν αεροπ. εισιτήρ. διαδικτυακά p_2 = " " γυναικών " " " " " " $H_0: p_1 \leq p_2$, $H_1: p_1 > p_2$

$$\hat{p} = \frac{n_1 \hat{p}_1 + n_2 \hat{p}_2}{n_1 + n_2} = \frac{200 \cdot \frac{80}{200} + 400 \cdot \frac{140}{400}}{200 + 400} \approx 0,37$$

$$Z = \frac{\hat{p}_1 - \hat{p}_2}{\sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)}} = 1,19$$

XA: $Z \geq z_\alpha = z_{0,05} \Rightarrow Z \geq 1,645 \Rightarrow H_0$ δευτή

Δ2 - Μικρά δείγματα Πρέπει να γνωρίζουμε ότι τα δείγματα ακολουθούν κανονική κατανομή.

Υποθέσεις

$$H_0: \mu_1 - \mu_2 \geq \delta_0 \quad H_1: \mu_1 - \mu_2 < \delta_0$$

$$H_0: \mu_1 - \mu_2 \leq \delta_0 \quad H_1: \mu_1 - \mu_2 > \delta_0$$

$$H_0: \mu_1 - \mu_2 = \delta_0 \quad H_1: \mu_1 - \mu_2 \neq \delta_0$$

Ελεγχουσυνάρτηση

Αν σ_1^2, σ_2^2 γνωστά, τότε :

$$T = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - \delta_0}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}}$$

Αν σ_1^2, σ_2^2 άγνωστα αλλά $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$

$$T = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - \delta_0}{\sqrt{\frac{(n_1-1)S_1^2 + (n_2-1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}}}$$

Αν $0,5 \leq \frac{S_1}{S_2} \leq 2$, τότε υποθέτουμε ότι $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$

ΧΑ

$$T \leq -t_{n_1+n_2-2, \alpha}$$

$$T \geq t_{n_1+n_2-2, \alpha}$$

$$|T| \geq t_{n_1+n_2-2, \alpha/2}$$

Παράδειγμα 5

μ_1 = μέσος μισθός ποδοσφαιριστών

μ_2 = $\Rightarrow \Rightarrow$ τραγουδιστών

Υποθέτουμε ότι ο μισθός ακολουθεί κανονική κατανομή και στους 2 πληθυσμούς

H0: μ1 - μ2 ≤ 0

H1: μ1 - μ2 > 0

0,5 ≤ $\frac{S_1}{S_2} = \frac{150}{170} \leq 2$ άρα υποθέτουμε ότι $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$

T = $\frac{\bar{X} - \bar{Y} - \delta_0}{\sqrt{\frac{(n_1-1)S_1^2 + (n_2-1)S_2^2}{n_1+n_2-2}}} = \frac{\dots}{\sqrt{\frac{9 \cdot 150^2 + 7 \cdot 170^2}{10+8-2}}} \approx 1,194$

XA: T ≥ t_{n1+n2-2}, α = t_{16, 0,05} = 1,746
=> T ≥ 1,746 => H0 δευτή

Θέματα Ενδιάμεσης

1) α) Μονάδες | Δέματα

1	3 4 6 7
2	0 6 7 7 9
3	0 3 3 4 4 8 9 9 9
4	4
5	6

β) Μέση τιμή = $\frac{1,3 + \dots + 5,6}{20} = 3,04$

Διάμεσος: $\frac{x_{10} + x_{11}}{2} = \frac{3,0 + 3,3}{2} = 3,15$

Q1: $0,25 \cdot 20 = 5 \Rightarrow \frac{x_5 + x_6}{2} = \frac{2 + 2,6}{2} = 2,3$

Q2: διάμεσος: 3,15

Q3: $0,75 \cdot 20 = 15 \Rightarrow \frac{x_{15} + x_{16}}{2} = \frac{3,8 + 3,9}{2} = 3,85$

Q3 - Q1 = 3,85 - 2,3 = 1,55