

השוואת תוחלות של שתי אוכלוסיות בלתי תלויות.

מבוא

- דוגמא: בניסוי רפואי מדגם אקראי של נבדקים מקבל טיפול מסוים, ומדגם אקראי נוסף מקבל "Control" Placebo.
- נניח שמדד מסוים עבור קבוצת הנבדקים המקבלת את הטיפול מתפלג F_1 . ועבור קבוצת ה Control הפילוג הוא F_2 .
- מעוניינים בהשוואה של $E(F_1)$ ושל $E(F_2)$.

דוגמאות נוספות:

- השוואות מאפיינים של שתי אוכלוסיות חיות/בני אדם.
- השוואות טיפולים מתחומי ביולוגיה, כימיה, פסיכולוגיה וכו'.

ייתכנו מקרים רבים...

- השונויות ידועות/לא ידועות.
- השונויות שוות/לא שוות.
- המדגם גדול/קטן.
- האוכלוסיות נורמאלית/לא נורמאלית.
- גדלי המדגם שונים/שונים.

המקרה הפשוט: אוכלוסיות נורמאליות, שוות שונות אשר ידועות.

■ **נניח:** $F_1 \equiv N(\mu_1, \sigma^2)$

$F_2 \equiv N(\mu_2, \sigma^2)$

■ **המדגם שלנו הוא:**

$X_1, \dots, X_{n_1} \sim NID(\mu_1, \sigma^2)$

$Y_1, \dots, Y_{n_2} \sim NID(\mu_2, \sigma^2)$

■ **אמד הגיוני עבור $\mu_1 - \mu_2$ הוא: $\bar{X} - \bar{Y}$**

■ **מקבלים:** $\bar{X} - \bar{Y} \sim N(\mu_1 - \mu_2, \sigma^2 (\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}))$

סטטיסטי...!

$$\bar{X} - \bar{Y} \sim N\left(\mu_1 - \mu_2, \sigma^2 \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)\right) \quad \blacksquare$$

$$\frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sigma \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim N(0,1) \quad \blacksquare$$

ולכן:

■ אם כך רווח סמך להפרש התוחלות הוא:

$$P\left(\bar{X} - \bar{Y} + Z_{\alpha/2} \sigma \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} \leq \mu_1 - \mu_2 \leq \bar{X} - \bar{Y} + Z_{1-\alpha/2} \sigma \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}\right) = 1 - \alpha$$

■ מכאן ניתן מייד לנסח מבחני השערה...!

ניסוח מבחני השערה...

- דו-צדדי (נובע ישירות מרווח הסמך)
- חד-צדדי לכוון אחד.
- חד-צדדי לכוון שני.

בחינים לעיתים נדירות השונות ידוע...

- אמידה של שונות של מדגם:

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n-1} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i^2 - n\bar{X}^2}{n-1}$$

- עבור שני מדגמים:

$$S_p^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$$

כאשר מניחים שונות שוות

הסטטיסטי t

■ משפט:

$$t = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t_{n_1 + n_2 - 2}$$

■ ז"אם התוחלות שוות:

עדיין מניחים שונויות שוות

עדיין מניחים אוכלוסיות
נורמאליות

כאשר המדגמים אינם
קטנים אז משפט הגבול
המרכזי פותר אותנו
מהצורך בהנחת נורמאליות

$$t = \frac{(\bar{X} - \bar{Y})}{S_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t_{n_1 + n_2 - 2}$$

מכאן רוח חוסו אלסו חוור השעררה:

$$P\left(\bar{X} - \bar{Y} + t_{\alpha/2}^{n_1+n_2-2} S_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} \leq \mu_1 - \mu_2 \leq \bar{X} - \bar{Y} + t_{1-\alpha/2}^{n_1+n_2-2} S_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}\right) = 1 - \alpha$$

■ דו-צדדי.

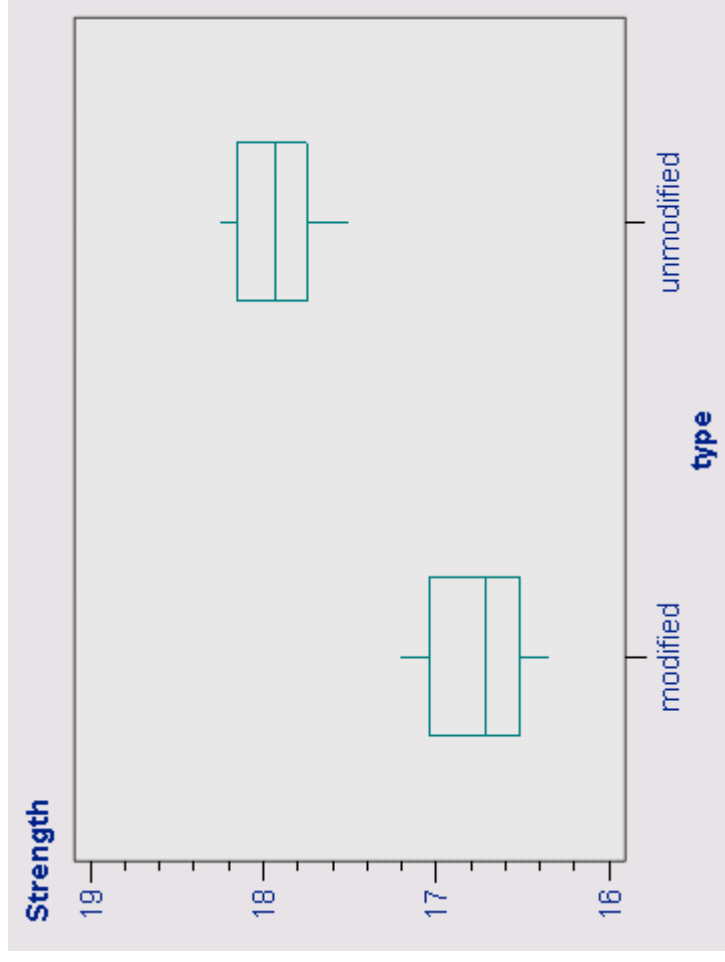
■ חד-צדדי לכוון אחד.

■ חד-צדדי לכוון שני.

ואריאציות...

H0: שהפרש התוחלות הוא δ (לא בהכרח 0).

דוגמת חוזק הבטון (Montgomery).



SAS ביצוע ב

■ .PROC T-TEST

■ Analysis->ANOVA->T-test

□ בחירת "Two-Sample".

■ אפשרויות:

□ Null Hypothesis

□ Confidence Level

□ Standard Deviation Confidence Intervals

□ Box and Whisker Plots

□ (עם מספר אופציות) Means Plot

עיקרי הפלט בSAS

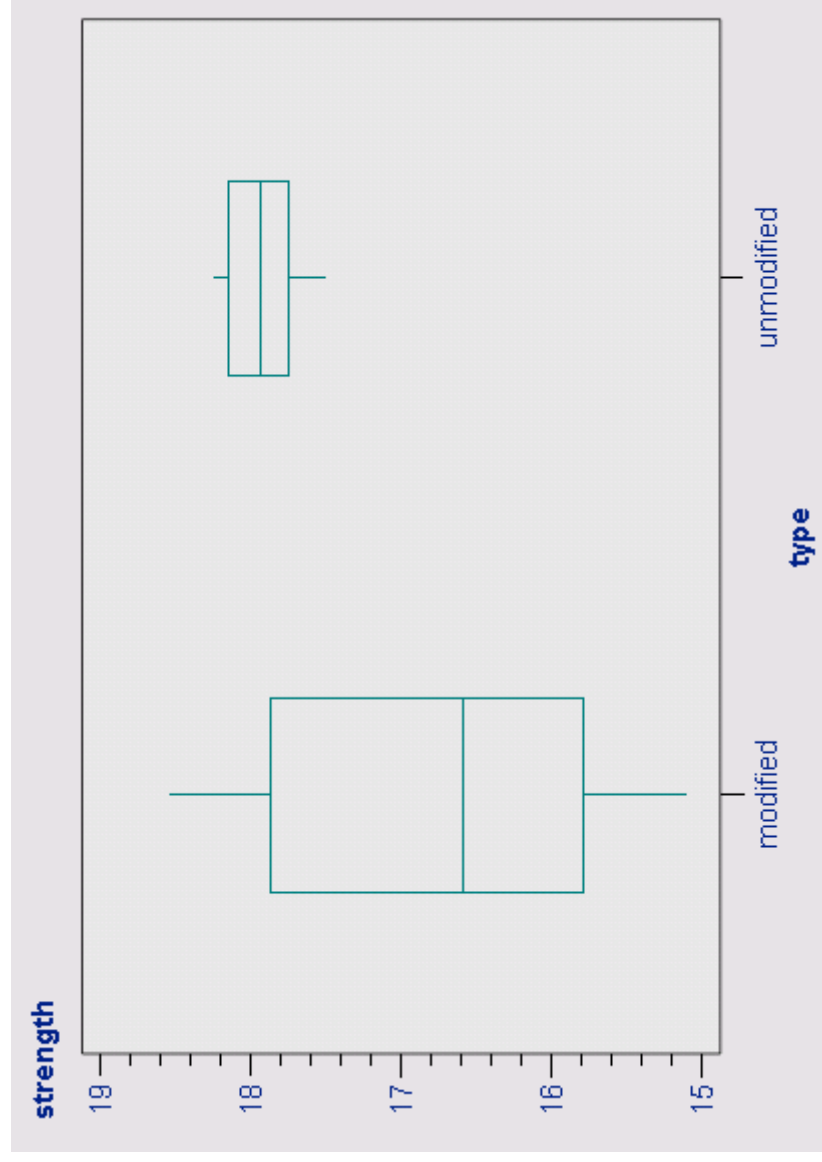
- **N**
 - (Lower CL mean, **mean**, Upper CL mean)
 - (Lower CL std dev, **std dev**, Upper CL std dev)
 - **Std Err**
 - (Minimum, Maximum)
- **משתנים:**
- טיפול 1,
 - טיפול 2,
 - ההפרש

עיקרי הפלט בSAS (המשך...)

- מבחני t:
 - DF
 - T Value
 - $Pr > |t|$
 - שיטות (methods):
 - Pooled (שוניות שוות).
 - Satterthwaite (שוניות שונות)
- מבחני שויון שונות, F. Folded.

טיפול מקורב בשוניות שונות...

■ "נמתח" את דוגמת הבטון....



שוניות שונות... תיקון Satterthwaite

- נתקן כאן את סטטיסטי המבחן:

$$t = \frac{(\bar{X} - \bar{Y})}{S_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \longrightarrow t' = \frac{(\bar{X} - \bar{Y})}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}}$$

- כעת הסטטיסטי t' כבר אינו מפולג בדיוק t , אבל בקרוב הוא מפולג t עם ν דרגות חופש:

$$\nu = \left[\frac{\left(\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2} \right)^2}{\frac{(S_1^2/n_1)^2}{n_1 - 1} + \frac{(S_2^2/n_2)^2}{n_2 - 1}} \right]$$

ניסוח כמודל ליניארי...

$$y_{ij} = \underbrace{\mu + \tau_i}_{\mu_i} + \varepsilon_{ij}$$

$$i = 1, 2$$

$$j = 1, \dots, n_i$$

$$\sum_{i=1}^2 \tau_i = 0$$

$$\tilde{\varepsilon}_{1j} \sim NID(0, \sigma_1^2)$$

$$\tilde{\varepsilon}_{2j} \sim NID(0, \sigma_2^2)$$

$$\text{Assume } \sigma_1^2 = \sigma_2^2$$