

אנחנו חיי ברובים של סיכונים אטק התאמה

בהינתן 250 מספרים התקאו התוצאות הבאות

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
obs	17	31	29	36	25	20	15	10	5	5
exp	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25

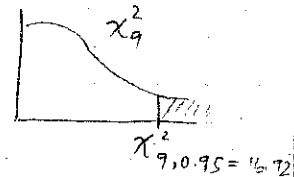
האם יש
הבדל משמעותי
בין התצפיות
לצפויים

$H_0: X_i \sim \text{Unif} \{0, \dots, 9\}$ הטענה האם זה אחיד

$H_1: \neg H_0$ האלטרנטיבה - לא

$$\chi^2 = \sum \frac{(o_i - e_i)^2}{e_i} = \frac{(25-17)^2}{25} + \dots = 23.28$$

$$\chi^2 \sim \chi^2_{10-1}$$



א פקודה ב-R: $pchisq, qchisq: \chi^2$

קיבלנו שלישור הקדמיה (מתחיל) בערך הקרום 19.92 נעזק של קיבלנו ב- χ^2 היה 23.28

$$P = P_{H_1}(\chi^2 > 3.84) = \dots$$

מחשב את סיכויי התבטחון

הסיבה שאני לא יודע כיצד האלטרנטיבה? כיוון שהאלטרנטיבה איננה מוגדרת במפורש

אנחנו חיי ברובים של תוצאות

במחקר מבדוק קשה בין מוצר (התבונן) עיסוק, התקאו התוצאות

השורה האם היה שאלו קשה בין התבוננים

$$H_0: \forall i, j, P(i=j) = P(i \neq j) = P(j \neq i)$$

$$H_1: \neg H_0$$

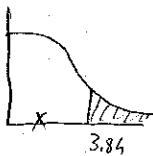
מס' זמן ושלם זה $\frac{60}{100} \cdot \frac{30}{100}$ הוא אנו צוקים (מספר זה לא לאחזים יולט) (כפול בטבלה) (במקרה זה)

	1	2	30
1	12	18	30
2	28	42	70
	40	60	

$$\chi^2 = \sum \frac{(e_i - o_i)^2}{e_i} = \dots = 0.79$$

$$\chi^2 \sim \chi^2_{(2-1)(2-1)} = \chi^2_1$$

$$\chi^2_{1, 0.975} = 3.84$$



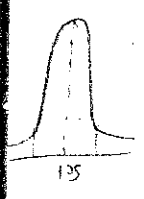
* counts הוא כאלו הוא

במקרה זה המשורה במספר מסומן $\alpha = 0.025$ אי קודם את השורה ה-1.

תנאי סבבני $\chi^2 \sim \chi^2$ (טובות, ההתפלגות) חזק בקירוב, לכן, חי'ב
 דהיינו כן יש בטובה לפחות 5 (חי'ב לח'ב) תהא - expected
 יש אסימטריה בטובות שרבים זקנים על שני הצדדים.

הסקה ואמירה ביטולית

$f(y_i)$
 נ"ח שהקבוצה בטובות (טובות) $y_i \sim N(\mu, \sigma_y^2)$ (נוסה) התנאים בתנאים הידועים לתיקיה
 הטובות $M \sim N(\mu_0=175, \sigma_M^2=3.12)$ טובות, כי הטרסה סוביקטיבית ו-151 הדרך (אנר) χ
 מ"ה חוקית טובות (ע) 3.12 הטובות תהא התיחה ש-80%, הטרסה הטובות (אנר) כ-4
 כן אכיל וטובות, טובות כן 171-179 זקנים ח'ה"ר 80% מתחמה



$$171 = 175 - 6 \cdot Z_{0.9} \Rightarrow 6 \cdot \frac{z_{0.9}}{z_{0.9}} \rightarrow 3.12$$

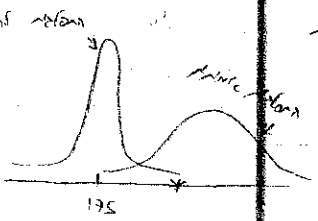
התנה כי נקראת Prior. $J(\mu)$ נהא על ההפלה הטובות
 על תיקיה תהא ארטה על Post. כן על זקנים ו-151 הטובה טובות

$$f(\mu | y^*) = \frac{f(\mu, y^*)}{f(y^*)} = \frac{f(y^* | \mu) f(\mu)}{f(y^*)} = \text{const} \cdot f(y^* | \mu) \cdot J(\mu) =$$

$$= c \cdot \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_y} \right)^n \cdot \exp\left(-\frac{1}{2\sigma_y^2} \sum (y_i - \mu)^2\right) \cdot \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_M} \right) \cdot \exp\left(-\frac{1}{2\sigma_M^2} (\mu - \mu_0)^2\right)$$

$$= c \cdot e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{n}{\sigma_y^2} + \frac{1}{\sigma_M^2} \right) \left(\mu - \left(\frac{\frac{\sigma_M^2}{\sigma_y^2} \bar{y} + \frac{\sigma_y^2}{\sigma_y^2 \sigma_M^2 + \sigma_M^2} \mu_0 \right) \right)^2}$$

כנראה על התנאים הטובות ל-151 (מס) \times -כ (מס)
 זקנים כ"ל שהטרסה (הו) $c \cdot e^{(\dots)}$
 $M | y^* \sim N(*, \#^{-1})$ (אנר) σ σ



כנראה מ'הספר התנאים על חי'ב'א על טובות קטנה
 $\left(\frac{1}{\sigma_M^2}\right)^{-1} > \left(\frac{1}{\sigma_M^2} + \frac{n}{\sigma_y^2}\right)^{-1}$